

## 2.2 IMPACT DES MESURES PRISES PAR LES AUTORITÉS PUBLIQUES SUR LES PRIX À LA CONSOMMATION

L'inflation telle que mesurée par les prix à la consommation traduit les tensions entre l'offre et la demande prévalant sur le marché des biens et services. Les facteurs à son origine sont multiples, mais, selon l'approche par les coûts, ils peuvent être rassemblés dans deux catégories. L'inflation d'origine salariale est un reflet des tensions entre l'offre et la demande sur le marché du travail qui influe sur les prix à la consommation via la part représentée par les coûts de main-d'œuvre dans le coût de production total. L'inflation importée reflète à son tour les tendances inflationnistes externes à l'économie, des paramètres qui peuvent néanmoins avoir un impact sur les prix à la consommation, directement via l'importation de biens de consommation et indirectement via la chaîne de production. Cependant, au-delà de ces deux facteurs, et en dehors des considérations de marchés concurrentiels, les mesures prises par les autorités publiques sont également susceptibles d'exercer un effet sur les prix à la consommation. A court terme, les mesures discrétionnaires des administrations publiques ayant un impact direct sur les prix à la consommation relèvent principalement des modifications des prix réglementés et de la fiscalité indirecte. Cette note se propose de mesurer l'impact de ces mesures sur l'inflation au Luxembourg et de le comparer à l'effet recensé dans les pays voisins et la zone euro.

### 2.2.1 Prix administrés

#### 2.2.1.1 Indices restreint et large de prix administrés

Le concept des prix administrés se révèle vague et les définitions sont diverses. Les choix alors nécessairement subjectifs s'appuient fréquemment sur des critères de restriction qui permettent d'identifier ces prix. Ainsi, on retient souvent les prix de biens et services qui sont assujettis à une réglementation spécifique de même que les prix ou tarifs qui sont directement fixés par les autorités publiques au sens large. Les prix de biens et services qui font l'objet de subventions peuvent aussi être pris en compte.

La BCE a procédé au calcul d'un indice synthétique des prix réglementés pour la zone euro<sup>1</sup>, un travail délicat en raison notamment de l'absence de définition de prix administrés au niveau des pays ou d'une définition harmonisée au niveau de la zone euro<sup>2</sup>. Dans le souci d'as-

surer une composition homogène de cet indice, une définition relativement étroite des prix administrés a été choisie. L'indice de la BCE regroupe les positions suivantes: la collecte des déchets, la collecte des eaux usées, les services médicaux et paramédicaux, les services dentaires, les services hospitaliers, le transport de passagers par chemin de fer, les services postaux, l'enseignement et la protection sociale.

Les composantes de cet indice synthétique précité font aussi partie des prix administrés au Luxembourg. Ainsi, les tarifs de ces divers services sont fixés, soit directement, soit indirectement, par les administrations publiques que sont le gouvernement central, les communes et la sécurité sociale. La gamme de biens et services dont les prix sont réglementés au Luxembourg est pourtant plus large que ce choix volontairement restreint. Les adaptations de la législation au cours des dernières années ont certes abouti à la libéralisation de nombreux prix autrefois administrés. Aussi, la loi du 17 mai 2004 relative à la concurrence ne retient-elle plus que quelques produits ou services dont des prix maxima peuvent être fixés par le ministre de l'Économie, en l'occurrence les produits pétroliers, les produits pharmaceutiques et les courses de taxi. Mais parmi les positions telles que calculées par le STATEC dans l'indice des prix à la consommation on peut en identifier d'autres dont les prix sont influencés d'une manière directe ou indirecte par les pouvoirs publics.

Dans nos calculs d'un indice synthétique «large» de prix administrés pour le Luxembourg, nous avons retenu, au-delà des composantes déjà identifiées dans l'indice restreint de la BCE, les positions suivantes<sup>3</sup>: la distribution d'eau, les produits pharmaceutiques, les autres produits médicaux, les appareils et matériels thérapeutiques, les frais de stationnement, le contrôle technique, les leçons de conduite, la location de véhicule sans chauffeur, le transport de personnes par autobus, le transport de personnes par taxi, le transport de personnes par air, le transport de personnes fluvial, le transport de personnes combiné par rail et route, les services de transport divers, les services sportifs et récréatifs, les théâtres et autres, les services de télévision et de rediffusion, la location de matériel et biens culturels, les autres services culturels, les voyages à forfait par chemin de fer, les cantines, les internats<sup>4</sup>. Bien que les produits pétroliers

1 BCE, *Bulletin mensuel*, mars 2003.

2 Les Instituts de Statistiques de plusieurs pays de la zone euro calculent des indices de prix administrés sur base des critères nationaux, mais la compilation de ces indices est souvent limitée aux IPC nationaux.

3 Le choix des indices retenus représente une vue statique qui ne tient pas compte des changements de législation intervenus depuis 1995. Ce problème de cohérence temporelle peut introduire un léger biais dans nos calculs.

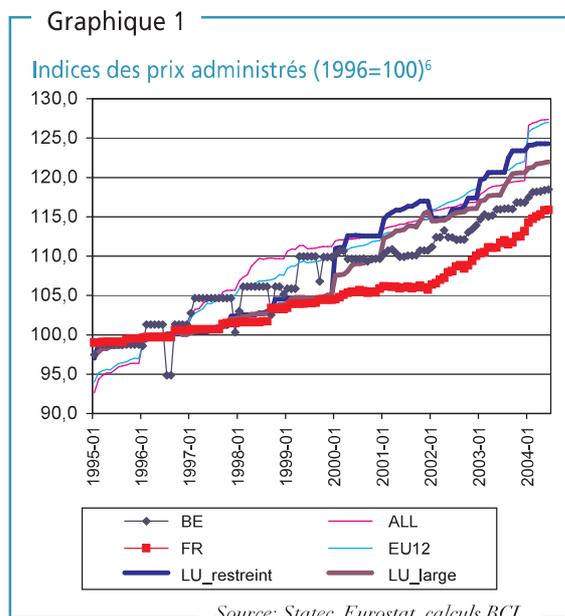
4 Le choix des composantes est un exercice délicat, mais les résultats et les conclusions de la note sont en général robustes à une modification légère du panier des biens et services.

fassent l'objet d'une réglementation spécifique, ils ont été exclus de notre sélection. Il s'avère en effet que leurs prix maxima sont fréquemment adaptés pour refléter les conditions de marché, c'est-à-dire les variations du prix du pétrole en euros.

### 2.2.1.2 Evolutions récentes

Le graphique 1 présente l'évolution des indices de prix administrés pour le Luxembourg, l'Allemagne, la Belgique, la France et la zone euro. En raison de la disponibilité des données, l'indice «large» peut uniquement être construit pour le Luxembourg et, du fait des critères de sélection «nationaux» retenus, il n'est pas directement comparable aux indices des autres pays ou de la zone euro. Les parts relatives représentées par ces indices dans les IPCH totaux des pays respectifs varient nettement<sup>5</sup>, mais, en général, elles ont fortement progressé au cours des dernières années en raison de l'extension de la couverture de l'IPC en matière de dépenses de consommation (services liés à la santé, à la protection sociale et à l'enseignement).

Le graphique indique un caractère irrégulier dans l'évolution de ces sous-indices, ce qui semble être une particularité des prix réglementés. De par leur nature administrative, les modifications de ces prix se font en effet à une faible fréquence mais alors avec des ajustements d'une amplitude relativement importante. Globalement, on constate une évolution à la hausse des indices de prix administrés dans les différents pays. Entre janvier 1995 et la mi-2004, la progression des prix au Luxembourg occupe ainsi une position intermédiaire entre, d'une part l'Allemagne et la zone euro qui affichent les progressions les plus fortes et, d'autre part la Belgique et la France qui ont connu des hausses de prix plus modestes. L'indice «restreint» au Luxembourg affiche une augmentation plus nette que son correspondant «large». Un renforcement de la progression des indices depuis le passage à l'Union monétaire semble également se manifester au Luxembourg. Tandis qu'en décembre 1999, les indices du Luxembourg se situaient à un niveau comparable à ceux de la France, ils se sont nettement accélérés en 2000, 2001 et 2003 pour s'approcher davantage du niveau affiché en Allemagne. Le repli temporaire des prix en janvier 2002 résulte de deux mesures: d'une part, de l'effet de l'introduction de l'euro et de la règle de l'arrondi de tous les tarifs publics après conversion à l'avantage de l'administré et, d'autre part, d'un ajustement à la baisse des tarifs à charge des consommateurs pour les services dentaires.



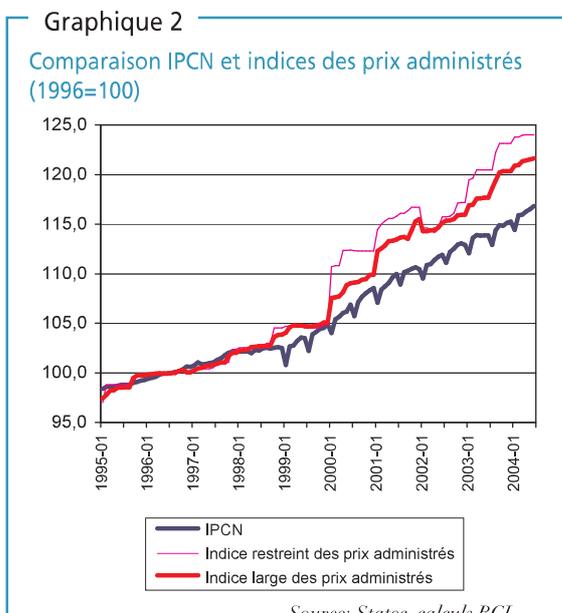
5 En 2004, elle est de 3,2% en Belgique, de 5,7% dans la zone euro, de 5,8 en France et de 6,9% en Allemagne. Les pondérations pour le Luxembourg sont de 3,6% pour l'indice «restreint» (4,7% pour la version IPCN) et de 8,8% pour l'indice «large» (10,9% pour la version IPCN).

6 Ces types de biens et services sont pratiquement exclusivement consommés par les résidents du Luxembourg. Ceci implique que la différenciation entre pondérations IPCN et pondérations IPCH n'implique pas des évolutions divergentes des niveaux des indices synthétiques dans leurs versions IPCN, respectivement IPCH.

Tableau 1 *Indices des prix administrés, en taux de variation annuel*

	BE	ALL	FR	EU12	LU restreint	LU large
1996	1,4	4,8	0,8	4,2	1,1	1,3
1997	4,2	4,4	1,0	4,0	1,0	1,0
1998	1,3	4,3	1,2	2,7	2,2	1,8
1999	3,0	2,0	1,9	2,3	1,4	1,8
2000	1,1	1,1	1,2	1,9	7,0	3,9
2001	0,5	1,6	0,7	2,2	3,5	4,4
2002	2,0	1,9	2,0	3,0	-0,2	1,3
2003	2,0	2,3	3,2	3,2	4,9	3,1
2004, 6 mois	2,4	7,2	3,8	5,2	3,1	3,3

Source: STATEC, Eurostat, calculs BCL.



L'analyse de l'évolution des prix administrés se fait généralement par rapport au prix à la consommation moyen afin d'identifier le caractère inflationniste ou désinflationniste des mesures prises par les autorités publiques. Le graphique 2 révèle qu'entre 1995 et 1999 les prix administrés ont évolué de pair avec le prix moyen. Cependant, à partir de janvier 2000, les deux indices ont pris des évolutions nettement différentes, jusqu'en fin 2001. En début 2002, l'écart ainsi creusé s'est légèrement rétréci pour se stabiliser alors jusqu'à la mi-2003. Par la suite, il s'est en revanche à nouveau agrandi sous l'impulsion de nouvelles mesures. De janvier 2000 à juin 2004, la progression annuelle moyenne des prix administrés au sens restreint a ainsi été de 3,7 %, soit nettement supérieure aux 2,4 % pour l'IPCN.

### 2.2.2 Fiscalité indirecte

Les impôts indirects constituent le deuxième canal par le biais duquel les autorités publiques peuvent influencer les prix à la consommation. Un ajustement des taux de la taxe sur la valeur ajoutée (TVA) ou des impôts spécifiques prélevés sur certains types de biens et services comme l'énergie, le tabac et l'alcool se répercute quasi directement sur les prix à la consommation. Mais mesurer l'impact des mesures de fiscalité indirecte n'est pas chose aisée: distinguer exactement l'impact incombant à l'ajustement de la fiscalité indirecte, qui peut ne pas nécessairement se faire de manière directe et en totalité, de la hausse générale des prix et de l'ajustement éventuel de la marge de profit du commerçant constitue un exercice délicat. Au niveau des différents pays de la zone euro, il n'existe notamment pas d'indice harmonisé qui recense la totalité des mesures de fiscalité indirecte et leur impact sur l'inflation. Les calculs ad-hoc disponibles reposent essentiellement sur une synthèse de mesures bien spécifiées et facilement mesurables qui ne nécessitent pas un recours à des hypothèses de simplification.

Alors qu'une étude de comparaison avec les mesures prises dans les autres pays ou la zone euro est impossible à cause de l'absence de données harmonisées, on peut toutefois relever que les taux de TVA sont restés pratiquement inchangés dans la plupart des pays de la zone euro au cours des dernières années. Les exceptions notables sont un léger ajustement à la baisse du taux de TVA moyen en France en 2000 et un relèvement du taux de TVA principal aux Pays-Bas en 2001.

Au Luxembourg, il n'y pas lieu de noter un ajustement récent des taux de TVA susceptible d'engendrer un impact significatif sur l'inflation. Pourtant, en ce qui

concerne les prix de l'énergie, deux mesures, notamment l'ajustement des droits d'accises sur l'essence, ont eu une incidence plus marquée sur l'inflation. Les hausses des *contributions sociales* en avril 1999 et en janvier 2004 ont ainsi engendré un impact de respectivement 0,1pp et de 0,14pp (0,5pp) sur la progression annuelle de l'IPCN (IPCH) en 1999 et 2004.

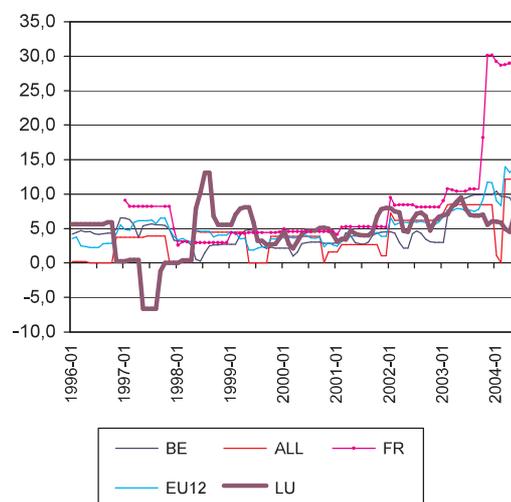
### 2.2.3 Tabac

Le tabac constitue un cas particulier. Son prix peut notamment être considéré comme un prix administré puisque le niveau de prix (maximal) est souvent fixé par le gouvernement central. En outre, son prix se compose dans une large mesure de taxes indirectes, à savoir les droits d'accises et la TVA, le coût de production et la marge de profit ne comptant en général que pour une part assez faible du prix final. Si l'on retient l'hypothèse simplificatrice de la constance du coût de production et de la marge de profit, on peut conclure que toute variation des prix du tabac incombe à un ajustement de la fiscalité indirecte.

Au cours des dernières années, on a assisté à un relèvement important du prix du tabac dans la plupart des pays de la zone euro. Les préoccupations de santé, mais aussi la nécessité d'accroître les recettes budgétaires dans un contexte conjoncturel plus difficile, ont sans doute été à l'origine de ces ajustements de prix, par le biais des droits d'accises essentiellement. Le graphique 3 retrace l'évolution des progressions annuelles du prix du tabac au Luxembourg, dans les pays limitrophes et la zone euro depuis janvier 1996. Ces hausses de prix ont été généralement d'une ampleur supérieure à la progression moyenne de l'IPCH et ceci dans tous les pays<sup>7</sup>. Les hausses supérieures se sont encore accélérées depuis 2002 et se situent désormais nettement au-dessus des 5 % pour les quatre pays et la zone euro. Au Luxembourg, les ajustements de prix ont été globalement en phase avec ceux de l'Allemagne et de la Belgique; seule la France s'est distinguée par une évolution qui s'est soldée par un doublement de ces prix depuis janvier 1995. Plus récemment, c'est surtout en France et en Allemagne que des augmentations de prix importantes ont été relevées. Compte tenu de la taille de ces deux pays, ces mesures ont constitué un facteur non-négligeable dans la progression de l'inflation globale au niveau de la zone euro.

Graphique 3

Prix du tabac, en taux de variation annuel

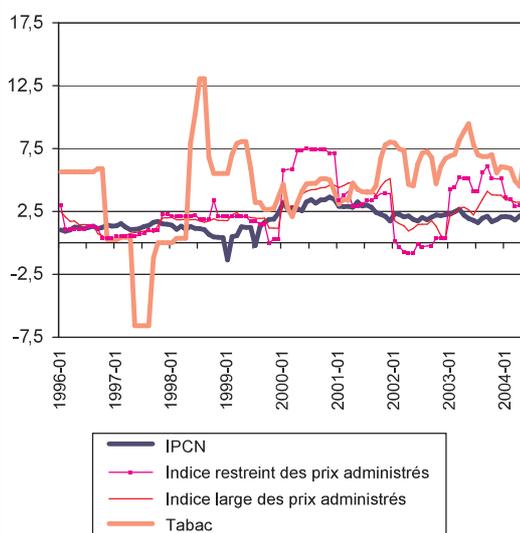


Source: Statec, Eurostat

### 2.2.4 Synthèse

Graphique 4

Prix administrés, prix du tabac et IPCN au Luxembourg, en taux de variation annuel



Source: Statec, calculs BCL

7 En 2004, les parts relatives représentées par le tabac dans l'IPCH des pays respectifs sont les suivantes: Allemagne (2,6%), Belgique (1,4%), France (2,2%), Luxembourg (9,3%) et zone euro (2,4%). La pondération dans l'IPCN au Luxembourg est de 1,6%. La divergence de poids entre IPCN et IPCH au Luxembourg provient de la forte consommation par les non-résidents.

Le tableau 2 et les graphiques 4 et 5 présentent une synthèse de l'impact de ces mesures sur l'inflation au Luxembourg. Deux points peuvent être relevés: Du fait des pondérations différentes, l'impact de la fiscalité indirecte et du tabac est plus important pour l'IPCH que pour l'IPCN. Le cas inverse, mais dans des proportions plus faibles, se pose pour les prix administrés. En général, la contribution totale de ces trois éléments a constitué un facteur qui a ali-

menté l'inflation au Luxembourg depuis 2000, une période au cours de laquelle on a également assisté à une nette accélération de l'inflation globale par rapport à l'inflation recensée sur la période de 1996 à 1999. Lors du premier semestre 2004, sur une inflation moyenne de l'IPCN de 2,2 %, 0,6pp incombent ainsi aux prix administrés au sens large, au tabac et à la contribution sociale sur les carburants au profit du fonds pour l'emploi.

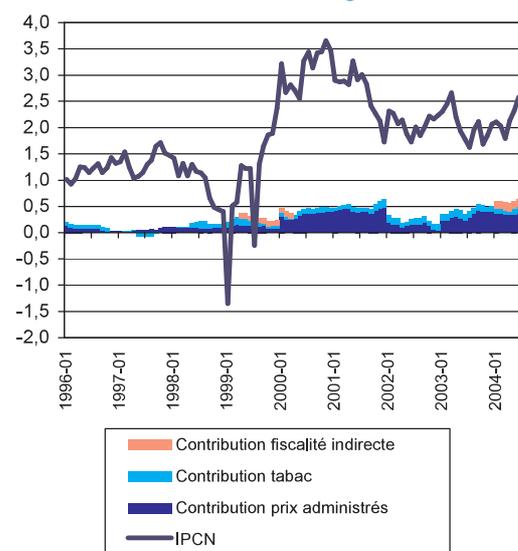
**Tableau 2 Contributions des prix administrés, de la fiscalité indirecte et du tabac à l'augmentation de l'IPCH, respectivement de l'IPCN au Luxembourg**

	IPCN	Prix administrés restreint	Prix administrés large	Tabac	Fiscalité indirecte	Contribution totale <sup>8</sup>	IPCH	Prix administrés restreint	Prix administrés large	Tabac	Fiscalité indirecte	Contribution totale
1996	1,2	0,0	0,1	0,0	0	0,1	1,2	0,0	0,1	0,0	0	0,1
1997	1,4	0,0	0,1	-0,0	0	0,0	1,4	0,0	0,1	-0,0	0	0,0
1998	1,0	0,0	0,1	0,1	0	0,1	1,0	0,0	0,1	0,1	0	0,1
1999	1,0	0,0	0,1	0,1	0,1	0,2	1,0	0,0	0,1	0,1	0,1	0,2
2000	3,1	0,1	0,3	0,1	0	0,2	3,8	0,1	0,3	0,3	0	0,4
2001	2,7	0,1	0,4	0,1	0	0,2	2,4	0,1	0,3	0,4	0	0,5
2002	2,1	0,0	0,1	0,1	0	0,1	2,1	0,0	0,1	0,7	0	0,7
2003	2,1	0,2	0,3	0,1	0	0,3	2,5	0,2	0,3	0,8	0	0,9
2004, 6 mois	2,2	0,1	0,4	0,1	0,14	0,4	2,6	0,1	0,3	0,6	0,5	1,2

Source: STATEC, Eurostat, calculs BCL

**Graphique 5**

Contributions des prix administrés au sens large, de la fiscalité indirecte et du tabac à la progression annuelle de l'IPCN au Luxembourg



Source: STATEC, Eurostat, calculs BCL

En ce qui concerne la comparaison du Luxembourg avec les pays voisins et la zone euro, le bilan est mitigé. Du fait d'un poids du tabac disproportionné dans l'IPCH, l'impact des mesures budgétaires est (nettement) plus élevé au Luxembourg que dans les pays voisins et la zone euro, et ceci depuis l'introduction de l'IPCH en 2000. Cette problématique de pondérations disproportionnées ne se pose pas pour l'IPCN du Luxembourg qui présente par conséquent une base de comparaison plus fondée à l'IPCH des autres économies. Sur cette base et de 1996 à 2001, la situation du Luxembourg ne diffère guère de celle qu'on observe dans les pays limitrophes, alors que le bilan est même légèrement à son avantage en 2002. Alors qu'on avait noté au Luxembourg une progression importante de l'inflation imputable aux mesures fiscales en 2003 et en début de l'année 2004, la comparaison demeure pourtant encore favorable sur cette période. En effet, le relèvement important des droits d'accises sur le tabac en Allemagne et en France améliore la position relative du Luxembourg. Ce n'est qu'en Belgique que la contribution totale de ces fac-

8 Pour calculer la contribution totale, nous avons retenu l'indice restreint des prix administrés afin d'assurer la comparabilité avec le tableau 3.

teurs à l'inflation globale a été plus faible. Finalement, il reste à relever que l'impact inflationniste résultant des mesures fiscales s'est nettement renforcé au cours des dernières années et dans la zone euro dans les pays

limitrophes, hormis la Belgique. Les mesures fiscales semblent donc aussi en partie expliquer la relative inertie de l'inflation globale au niveau de la zone euro et ceci dans un contexte conjoncturel relativement morose.

**Tableau 3 Contributions totales des prix administrés et du tabac à l'augmentation de l'IPCH dans les pays limitrophes et la zone euro**

	BE		ALL		FR		EU12	
	IPCH	Contribution	IPCH	Contribution	IPCH	Contribution	IPCH	Contribution
1996	1,8	0,1	1,2	0,2	2,1	0,0	2,2	0,1
1997	1,5	0,1	1,5	0,2	1,3	0,2	1,6	0,2
1998	0,9	0,0	0,6	0,2	0,7	0,1	1,1	0,2
1999	1,1	0,1	0,6	0,1	0,6	0,1	1,1	0,1
2000	2,7	0,1	1,4	0,1	1,8	0,1	2,1	0,2
2001	2,4	0,1	1,9	0,2	1,8	0,1	2,3	0,2
2002	1,6	0,1	1,4	0,3	1,9	0,3	2,3	0,3
2003	1,5	0,2	1,0	0,4	2,2	0,5	2,1	0,4
2004, 6 mois	1,5	0,2	1,4	0,7	2,2	0,8	1,9	0,6

Source: Eurostat, calculs BCL.

### 2.2.5 Éléments prospectifs

A ce stade il est encore trop tôt pour procéder à une évaluation prospective des mesures fiscales telles qu'elles pourraient résulter des budgets des différentes autorités publiques pour l'année 2005. L'élaboration du budget du gouvernement luxembourgeois est notamment encore en cours. L'Union des Caisses de maladie ne décidera que fin novembre 2004 d'éventuelles mesures pour présenter un budget équilibré pour l'année prochaine et, au niveau communal, il est généralement difficile d'identifier au préalable des mesures susceptibles d'avoir un impact sur les prix à la consommation.

Quelques éléments prospectifs se dégagent en revanche de notre analyse précédente: En raison de la rigidité à la baisse des prix administrés et des prix du tabac, on devrait observer une contribution positive de ces facteurs à l'inflation globale au Luxembourg au deuxième semestre 2004. L'indice restreint des prix administrés n'a progressé que faiblement au courant de l'année 2004. En l'absence de nouvelles mesures, l'acquis de progression en juin 2004 équivaut pratiquement à une contribution nulle des prix administrés à l'inflation glo-

bale en 2005. Par contre, la contribution de l'acquis de progression du tabac en 2005 s'élèverait à respectivement 0,03pp pour l'IPCN et à 0,2pp pour l'IPCH. En ce qui concerne la fiscalité indirecte, à défaut d'une nouvelle mesure<sup>9</sup>, l'impact du relèvement des droits d'accises sur l'inflation globale disparaîtra en janvier 2005 et engendrera, une décélération plus nette de l'inflation globale (voir nos projections d'inflation).

### 2.2.6 Conclusion

Dans cette note, nous avons présenté l'impact direct des mesures de politique budgétaire sur les prix à la consommation, essentiellement via les canaux des prix administrés et de la fiscalité indirecte. Les résultats indiquent que la contribution des mesures budgétaires à l'inflation globale s'est accélérée au cours de la période de 2000 à 2004 par rapport à la période de 1996 à 1999. Malgré cette accélération, la performance relative du Luxembourg en cette matière ne se présente cependant pas de manière désavantageuse en raison d'importantes mesures fiscales prises chez nos voisins. L'analyse indique également qu'en l'absence de nouvelles mesures, leur impact sur la progression des prix à la consommation va décélérer en 2005.

<sup>9</sup> Un principe veut notamment que nos projections d'inflation se font à politique budgétaire inchangée. Si les mesures budgétaires ne sont pas annoncées à l'avance ou ne sont pas bien spécifiées, il est en général difficile de les identifier et de quantifier au préalable leur impact sur l'inflation. Dans le cas où la décision ne précède que de très peu la mise en oeuvre, l'application des mesures budgétaires peut aussi entraîner des révisions des projections d'inflation.

## 2.3 DIE EUROBARGELDEINFÜHRUNG UND REGIONALE PREISUNTERSCHIEDE: IST SEITDEM ETWAS PASSIERT? <sup>1</sup>

### 2.3.1 Hintergrund

Es sind nunmehr mehr als 2 ½ Jahre seit der Euro Bargeldeinführung vergangen – Zeit, um ein weiteres Mal zu erörtern, was seitdem mit den regionalen Preisunterschieden passiert ist. Die Betrachtung von regionalen grenzüberschreitenden Preisunterschieden ist insofern von Bedeutung, da deren Reduktion des öfteren von politischer als auch von wirtschaftlicher Seite als einer der Gründe für den Euro angeführt wurde.

Die Banque centrale du Luxembourg hat mehrmalig zwischen Oktober 2001 und April 2002 einzelne Preise in der Großregion um Luxemburg erhoben, um die Umstellung von nationaler Währung zum Euro zu analysieren (vgl. Mathä, 2002). Die Ergebnisse offenbarten, dass die Preise sich in der Regel, wenn überhaupt, nur geringfügig verteuerten. Zudem konnte gezeigt werden, dass die Eurobargeldeinführung das Preissetzungsverhalten der Supermärkte in der Übergangsphase von nationaler Währung auf den Euro maßgeblich beeinflusste. Psychologische und fraktionale Preise, die bis dato in nationaler Währung relativ häufig anzutreffen waren, gewannen in Euro erst allmählich an Bedeutung.

Die erhobenen Preise wurden auch dazu benutzt, regionale Preisunterschiede zu analysieren (vgl. Mathä, 2003). Die Ergebnisse zeigten, dass selbst in einem hoch integrierten regionalen Wirtschaftsraum, die Preisunterschiede sich mit zunehmender Entfernung und mit dem Überschreiten von Grenzen vergrößern. Zudem konnte auch ein Währungseffekt nachgewiesen werden. Die Preisunterschiede waren im Durchschnitt größer für Preisvergleiche außerhalb des ehemaligen Belgisch-Luxemburgischen Währungsgebietes.

Des Weiteren wurden Mitte April 2003 und 2004 zwei weitere Preiserhebungen durchgeführt. Das Ziel dieses Artikels ist es, kurz zu erörtern, was sich, wenn überhaupt, seit April 2002 verändert hat. Die besuchten Supermärkte waren *Auchan* in Luxemburg, *Cactus* in Luxemburg, *Carrefour* in Arlon, *Cora* in Messancy, *Auchan* in Metz sowie *Extra* in Trier. Ferner werden in diesem Artikel auch erstmalig verschiedene *Mc Donald's* Preise in die Analyse miteinbezogen, die gleichzeitig mit den Supermarktpreisen erhoben wurden. Die *Mc Donald's* Restaurants sind in der Stadtmitte von Luxemburg, Metz und Trier, sowie im Einkaufszentrum *Cora* in Messancy gelegen. Die durchschnittliche Entfernung zwischen den jeweiligen Supermärkten und den *Mc Donald's* Restaurants beträgt jeweils ungefähr 40 und 60 km.<sup>2</sup>

### 2.3.2 Regionale Preisunterschiede

Tabelle 1 und 2 präsentieren die absoluten prozentualen Preisunterschiede für die verschiedenen Beobachtungszeitpunkte. Wie unschwer zu erkennen ist, hat sich im Großen und Ganzen während der Eurobargeldeinführungsphase nicht sehr viel verändert. Erwähnenswert ist jedoch, dass sich nach April 2002 die absoluten prozentualen Preisunterschiede, wenn auch nur geringfügig, um jeweils 0,04 Prozentpunkte pro Jahre verringert haben.<sup>3</sup> Im Gegensatz dazu stellen wir fest, dass sich die absoluten prozentualen Preisunterschiede der *Mc Donald's* Produkte seit April 2002 vergrößert haben. Sie vergrößerten sich von 15,4 Prozent um 3,6 Prozentpunkte auf 19 Prozent. Im darauf folgenden Jahr sind die Preisunterschiede wieder unbedeutend geringer geworden. Auffällig ist zudem, dass sich im Gegensatz zu den *Mc Donald's* Preisen, die Standardabweichung bei den Supermarktpreisen seit April 2002 verringert hat.

<sup>1</sup> von Thomas Mathä.

<sup>2</sup> Einzelheiten zu den Erhebungsstätten und den Produkten können in Mathä (2003) entnommen werden. In den *Mc Donald's* Restaurants wurden die Preise des ganzen Menüs erhoben.

<sup>3</sup> Ähnliches war zwar auch schon während der Phase der Eurobargeldeinführung von Oktober 2001 und Februar 2002 der Fall. Diese Veränderungen scheinen jedoch stark von den unterschiedlichen Reaktionen bezüglich der Preispolitik, Eurokompatibilisierung der Preise, sowie der Auszeichnung von attraktiven Preisen beeinflusst zu sein. Der relevante Vergleichsmonat ist der Oktober 2001, da die Preisunterschiede zu diesem Zeitpunkt am ehesten den Stand vor der Eurobargeldeinführung widerspiegeln.

**Tabelle 1 Absoluter Preisunterschied in Supermärkten, in Prozent**

Datum	Durchschnitt	Standardfehler	Minimum	Maximum	Anzahl der Beobachtungen
Okt. 2001	13,2	12,3	0	90,9	684
Dez. 2001	12,8	12,3	0	90,9	768
Feb. 2002	12,4	11,9	0	90,3	771
Apr. 2002	13,2	12,3	0	90,3	783
Apr. 2003	12,8	11,7	0	92,2	709
Apr. 2004	12,4	11,1	0	92,2	689
Alle	12,8	12,0	0	92,2	4404

*Notiz: Die Tabelle bezieht sich auf Preisunterschiede Produkte gleicher Verpackungsmenge.*

**Tabelle 2 Absoluter Preisunterschied für Mc Donald's Produkte, in Prozent**

Datum	Durchschnitt	Standardabweichung	Minimum	Maximum	Anzahl der Beobachtungen
Okt. 2001	14,9	13,0	0	65,3	129
Dez. 2001	15,5	12,9	0	66,6	138
Feb. 2002	16,3	13,5	0	65,9	136
Apr. 2002	15,4	12,3	0	65,3	126
Apr. 2003	19,0	14,3	0	75,1	127
Apr. 2004	18,1	14,4	0	80,9	106
Alle	16,5	13,4	0	80,9	762

*Notiz: Die Tabelle bezieht sich auf Preisunterschiede Produkte gleicher Verpackungsmenge.*

Diese Tabellen geben jedoch keinen näheren Aufschluss über die Veränderungen und Verschiebungen, die sich innerhalb der Stichproben ergeben haben. Dazu werden wir die absoluten Preisunterschiede für jeden einzelnen der 15 verschiedenen Supermarktpreisvergleiche näher betrachten. Tabelle 3 präsentiert die Ergebnisse der Regression der absoluten Preisunterschiede auf Statthaltervariable

für die jeweiligen Beobachtungszeitpunkte in der Erhebungsstichprobe. Der Koeffizient für Oktober 2001 ist immer signifikant und repräsentiert die durchschnittliche absolute Preisdifferenz im Oktober 2001 für den jeweiligen Supermarktpreisvergleich. Die Koeffizienten für die anderen Beobachtungstichpunkte sind relativ zu Oktober 2001 zu betrachten.

**Tabelle 3 Schätzergebnisse der Preisunterschiede für verschiedene Supermarktvergleiche**

Supermarktvergleich	Oktober 2001	Dezember 2001	Februar 2002	April 2002	April 2003	April 2004
Arlon Carrefour – Arlon Cora	0,083***	0,011	-0,004	0,010	-0,020	-0,004
Arlon Carrefour – Luxemb. Auchan	0,151***	-0,016	-0,017	-0,008	-0,011	0,001
Arlon Carrefour – Luxemb. Cactus	0,114***	0,003	0,007	0,018	0,001	0,016
Arlon Carrefour – Metz Auchan	0,145***	-0,017	-0,026**	-0,028**	-0,017	-0,004
Arlon Carrefour – Trier Extra	0,176***	-0,031**	-0,016	-0,020	-0,035**	-0,047***
Arlon Cora – Luxemb. Auchan	0,131***	-0,013	-0,006	0,002	0,014	-0,008
Arlon Cora – Luxemb. Cactus	0,122***	-0,012	-0,005	-0,001	-0,002	0,000
Arlon Cora – Metz Auchan	0,118***	0,005	-0,003	-0,003	0,004	0,010
Arlon Cora – Trier Extra	0,165***	0,000	0,003	-0,013	-0,006	-0,025*
Luxemb. Auchan – Luxemb. Cactus	0,081***	0,012	0,002	0,020*	0,058***	0,028
Luxemb. Auchan – Metz Auchan	0,109***	0,005	0,002	-0,006	-0,025*	-0,036**
Luxemb. Auchan – Trier Extra	0,160***	-0,006	-0,001	-0,003	0,001	-0,032**
Luxemb. Cactus – Metz Auchan	0,143***	0,006	-0,010	-0,005	0,022*	0,023**
Luxemb. Cactus – Trier Extra	0,140***	0,008	0,007	-0,001	-0,001	0,000
Metz Auchan – Trier Extra	0,153***	0,003	0,003	0,007	0,003	-0,010
Alle	0,131***	-0,004	-0,006	-0,003	0,000	-0,007

Notiz: Abhängige Variable:  $p_{j,k,t} = \ln p_{i,k,t} - \ln p_{j,k,t}$ . Schätzungen mit produktspezifischen Effekten und robusten Standardfehlern. Alle Koeffizienten relativ zu Oktober 2001. \*\*\*, \*\*, \* bezeichnen jeweils das 1%, 5% und 10% Signifikanzniveau. Die Resultate beziehen sich auf Preisvergleiche gleicher Verpackungsgröße.

Besonders hervorzuheben ist, dass die durchschnittlichen Preisunterschiede im April 2003 nur in einem der 15 Preisvergleiche signifikant höher sind als im Oktober 2001. Die Preisunterschiede zwischen *Cactus* in Luxemburg und *Auchan* in Metz haben sich seit April 2002 signifikant vergrößert. Für *Auchan* in Luxemburg und *Cactus* in Luxemburg ist der Koeffizient im April 2004 zwar statistisch nicht signifikant, wenn wir aber die Koeffizienten für April 2002 und 2003 in die Betrachtung miteinbeziehen, scheint einiges dafür zu sprechen, dass sich die durchschnittlichen Preisunterschiede in diesen beiden Supermärkten seit der Eurobargeldeinführung vergrößert haben.

Zu den positiven Entwicklungen gehören die Verringerung der durchschnittlichen Preisunterschiede zwischen *Carrefour* Arlon und *Extra* in Trier, sowie zwischen *Auchan* in Luxemburg und *Auchan* in Metz. Für diese Supermärkte waren die Preisunterschiede nach April 2002 für jeweils zwei Beobachtungszeitpunkte geringer als im Oktober 2001. Bei den restlichen Supermarktpaarungen wäre es verfrüht, eine Aussage zu treffen, da die Signifikanz der Koeffizienten auch auf temporären Faktoren, sowie Preisaktionen und -nachlässen beruhen kann.

Die ermittelten Preisunterschiede für den Vergleich der Supermärkte *Auchan* in Luxemburg und *Auchan* in Metz verdienen besonderes Augenmerk. Die Preisunterschiede sind in diesem Falle nicht nur geringer als im Stichprobendurchschnitt und dies, obwohl die Entfernung und die damit verbundenen Transaktionskosten größer sind als der Durchschnitt (vgl. Mathä, 2003), sondern sie haben sich seit der Eurobargeldeinführung zudem weiter reduziert. Dieses Resultat ist interessant, da es uns hilft, den Mechanismus der Integrationswirkung des Euro zu verfolgen.

Die Integrationswirkung des Euro besteht sicherlich darin, dass sich die Preisunterschiede reduzieren, weil Konsumenten, bedingt durch die grenzüberschreitende Preistransparenz, Preise sehr einfach vergleichen können und die sich bietenden Arbitragemöglichkeiten nutzen. Dies ist ein Mechanismus, der vor allem in hoch integrierten Regionen Verwendung findet. Ein anderer Mechanismus besteht darin, dass grenzüberschreitend operierende Firmen versuchen werden, die von ihnen ehemals angestrebte Marktsegmentierung wieder rückgängig zu machen. Die Marktsegmentierung ist für Firmen besonders erstrebenswert, solange große

Wechselkursvariabilitäten bestehen, da es ihnen erlaubt ist, in jedem Markt den optimalen Preis zu setzen, ohne Arbitragegeschäfte fürchten zu müssen. Marktsegmentierung geschieht zum Beispiel, indem länderspezifische Produktnamen, Marketingstrategien oder Produktdesigns verwendet werden, wodurch die Arbitragehindernisse und die permanent existierenden Preisunterschiede vergrößert werden können (vgl. Friberg, 2001, 2003). Diese Marktsegmentierung ist jedoch mit Kosten verbunden, denen seit der Euroeinführung 1999 keine wechselkursbedingten Anreize mehr entgegenstehen.

Wenn Firmen nun vermehrt identische Preise auszeichnen, beruht dies letztendlich auch darauf, dass nach der Eurobargeldeinführung die verschiedenen währungsinhärenten Schwellenpreise entfallen, welche bisher eine weitere Preisangleichung erfolgreich verhinderten. Ein weiterer Grund ist, dass Konsumenten es als „unfair“ oder „ungerecht“ ansehen, wenn die Preise in Ländern unterschiedlich sind. Letzteres hat zwar wenig mit Ökonomie zu tun, ist aber dennoch ein nicht zu vernachlässigender Aspekt.

### 2.3.3 Identische Preise

Identische Preise – das ist der Idealfall in einer Welt mit vollkommener Konkurrenz und ohne Transaktionskosten. Das Gegenteil ist jedoch der Normalfall. Zu den Ursachen zählen verschiedene Währungen und flexible Wechselkurse im Zusammenspiel mit nominalen Preisrigiditäten. Selbst wenn, wie es im Euroraum der Fall ist, die Wechselkurse unwiderruflich festgelegt wurden, so sind identische Preise eher die Ausnahme als die Regel, weil selbst in hoch integrierten Regionen wie der Großregion Saar-Lor-Lux-Rheinland-Pfalz-Wallonie Transaktionskosten und Unterschiede in Angebots- und Nachfragebedingungen präsent sind.

Selbst wenn diese vernachlässigbar gering wären, konnte man in der Vergangenheit trotz fester Wechselkurse nicht erwarten, dass die in verschiedenen Währungen ausgedrückten Preise identisch sind. Zum einen waren die unwiderruflich festgelegten Wechselkurse krumm, zum anderen waren die in gleicher Währung ausgedrückten Schwellenpreise verschieden. Diese Gründe sind letztendlich auch mitverantwortlich dafür, dass die Preise in verschiedenen Währungen normalerweise – auch im Fall von festen Wechselkursen – nicht exakt identisch sind. Friberg & Mathä (2004) untersuchen diesen Zusammenhang und berichten, dass die Preise eines Produktes eine statistisch höhere Wahrscheinlichkeit

haben, identisch zu sein, wenn sie psychologisch gestaltet und in gleicher Währung ausgezeichnet sind. In anderen Worten ausgedrückt bestätigt dieses Ergebnis, dass Preisunterschiede in verschiedenen Währungen auch durch währungsinhärente Schwellenpreise bedingt sind.

Es gibt mehrere Beispiele, die belegen, dass Firmen nach der Eurobargeldeinführung dazu übergegangen sind, eine einheitliche länderübergreifende Preispolitik zu betreiben. Der Preis des Magazins *The Economist* ist nunmehr in fast allen Ländern des Euroraumes gleich, während vor der Eurobargeldeinführung in jedem Land des Europäischen Währungsgebietes ein anderer Preis galt. Firmen, wie *Esprit*, haben einen einheitlichen Preis für den ganzen Euroraum eingeführt. Es existiert nur noch ein Preisschild, auf dem die Preise in der ganzen ehemaligen Europäischen Union mit 15 Staaten (EU15) ersichtlich sind – ein Preis für den gesamten Euroraum und jeweils ein Preis für die drei Nichtmitgliedstaaten des Euroraumes<sup>4</sup> (Dänemark, Schweden, Großbritannien).

Sicherlich sind das nur einige wenige Beispiele. Dennoch belegen sie, dass eine einheitliche Preispolitik in der Tat von einigen Unternehmen praktiziert wird, und dies, obwohl die Kosten- und Nachfragestrukturen weiterhin in jedem Land unterschiedlich sind. Langfristig kann man sich vorstellen, dass diese Firmen eine Vorreiterrolle einnehmen. Sofern grenzüberschreitend operierende Firmen ihre inländischen und ausländischen Preise aneinander angleichen, werden auch die Preise anderer in (lokaler) Konkurrenz stehender Unternehmen, sei es im Inland oder Ausland, davon beeinflusst werden und sich angleichen. Dieser Effekt wird umso größer sein, je mehr Marktmacht und Preisführerschaft das grenzüberschreitend operierende Unternehmen in den jeweiligen Märkten hat.

Aus Tabelle 4 ist ersichtlich, dass der Anteil gleicher Preise höher ist für Preisvergleiche innerhalb eines Währungsraumes. Vor 2002 ist der Anteil besonders hoch bei Preisvergleichen der luxemburgischen Supermärkte miteinander oder bei Preisvergleichen der luxemburgischen mit den belgischen Supermärkten. Dass die anderen Vergleiche nicht unbedingt eine „Null“ erzielen, hängt mit Rundungsfaktoren zusammen. Zudem sieht man relativ eindeutig, dass der Anteil identischer Preise vor allem in *Auchan* in Luxemburg und in Metz zugenommen hat. Dies erklärt auch, warum die absoluten Preisunterschiede signifikant gefallen sind und untermauert die vorherige Argumentation bezüglich der grenzüberschreitend operierenden Unternehmen und deren veränderten Preissetzungsverhaltens in ausländischen Märkten.

<sup>4</sup> Vor der am 1.5.2004 in Kraft getretenen Osterweiterung der Europäischen Union.

Ähnliche Aussagen lassen sich in Bezug auf die *Mc Donald's* Restaurants machen. Vor Januar 2002 waren nur ungefähr ¼ aller erhobenen Preise in Luxemburg und Belgien identisch. Zudem war ein geringer Anteil der Preise in Luxemburg und in Metz gleich. Nach der Eurobargeldumstellung sehen wir auch identische Preise in Messancy, Metz und Trier. Diese Tabellen belegen sehr eindrucksvoll, welche Auswirkung eine gemeinsame Währung auf die

Preisgestaltung und auf die Preisunterschiede haben kann. Insgesamt sind nach der Bargeldeinführung 8 Prozent aller verglichenen Preise gleich und dies, obwohl sich die durchschnittlichen Preisunterschiede seit der Bargeldeinführung eher vergrößert haben. Vor allem sehen wir aber, dass identische Preise nun auch vermehrt bei *Mc Donald's* Restaurants vorkommen, die ehemals nicht im gleichen Währungsgebiet lagen.

**Tabelle 4 Anteil identischer Supermarktpreise, in Prozent**

Supermarktvergleich	Oktober 2001	Dezember 2001	Februar 2002	April 2002	April 2003	April 2004
Arlon Carrefour – Arlon Cora	<b>14,5</b>	<b>7,9</b>	<b>16,2</b>	<b>7,2</b>	<b>15,5</b>	<b>8,6</b>
Arlon Carrefour – Luxemb. Auchan	<b>2,4</b>	0,0	<b>3,7</b>	<b>5,4</b>	<b>2,0</b>	0,0
Arlon Carrefour – Luxemb. Cactus	<b>11,1</b>	0,0	0,0	<b>1,6</b>	<b>6,9</b>	0,0
Arlon Carrefour – Metz Auchan	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	<b>5,0</b>
Arlon Carrefour – Trier Extra	<b>2,6</b>	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Arlon Cora – Luxemb. Auchan	<b>2,2</b>	<b>11,3</b>	<b>13,0</b>	<b>7,3</b>	0,0	<b>2,1</b>
Arlon Cora – Luxemb. Cactus	<b>8,6</b>	<b>9,5</b>	<b>7,9</b>	<b>3,2</b>	0,0	<b>4,9</b>
Arlon Cora – Metz Auchan	0,0	0,0	0,0	0,0	<b>5,6</b>	0,0
Arlon Cora – Trier Extra	0,0	0,0	0,0	0,0	<b>2,3</b>	0,0
Luxemb. Auchan – Luxemb. Cactus	<b>13,7</b>	<b>4,9</b>	<b>1,8</b>	<b>3,5</b>	<b>14,3</b>	<b>16,4</b>
Luxemb. Auchan – Metz Auchan	<b>4,2</b>	0,0	0,0	<b>2,0</b>	<b>10,9</b>	<b>15,2</b>
Luxemb. Auchan – Trier Extra	<b>2,4</b>	0,0	0,0	0,0	0,0	<b>4,9</b>
Luxemb. Cactus – Metz Auchan	0,0	<b>2,2</b>	<b>2,4</b>	0,0	0,0	0,0
Luxemb. Cactus – Trier Extra	<b>2,0</b>	<b>1,9</b>	0,0	0,0	<b>2,0</b>	0,0
Metz Auchan – Trier Extra	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
<b>Alle</b>	<b>4,1</b>	<b>2,4</b>	<b>3,0</b>	<b>1,9</b>	<b>4,0</b>	<b>3,8</b>

Notiz: Die Tabelle bezieht sich auf Preisunterschiede von Produkten gleicher Verpackungsmenge.

**Tabelle 5 Anteil identischer Mc Donald's Preise, in Prozent**

Vergleich zwischen X und Y	Oktober 2001	Dezember 2001	Februar 2002	April 2002	April 2003	April 2004
Luxemburg – Messancy	<b>24,0</b>	<b>24,0</b>	<b>4,2</b>	<b>4,3</b>	0,0	<b>5,6</b>
Luxemburg – Metz	<b>5,6</b>	0,0	<b>5,0</b>	0,0	0,0	<b>28,6</b>
Luxemburg – Trier	0,0	0,0	<b>6,7</b>	<b>3,4</b>	0,0	0,0
Messancy – Metz	0,0	0,0	0,0	0,0	<b>11,1</b>	<b>7,1</b>
Messancy – Trier	0,0	0,0	0,0	0,0	<b>9,5</b>	<b>11,1</b>
Metz – Trier	0,0	<b>4,8</b>	<b>4,8</b>	<b>5,6</b>	<b>10,5</b>	<b>7,1</b>
<b>Alle</b>	<b>5,4</b>	<b>5,1</b>	<b>3,7</b>	<b>2,4</b>	<b>4,7</b>	<b>8,5</b>

Notiz: Die Tabelle bezieht sich auf Preisunterschiede von Produkten gleicher Verpackungsmenge.

### 2.3.4 Attraktive Preise

Eine weitere Besonderheit der Euro bargeldumstellung besteht in der veränderten Preisgestaltung. Wie Tabelle 6 und 7 zeigen, hat die Euro bargeldumstellung auch dazu geführt, dass sich die Charaktereigenschaften der Preise änderten. Das markanteste Beispiel stellt der Supermarkt *Extra* in Trier dar. Vor der Euro bargeldumstellung bestanden ungefähr 70 Prozent aller erhobenen Preise in nationaler Währung aus psychologischen Preisen. Während der Phase der Euro bargeldumstellung verringerte sich dieser Anteil stetig, bis er im April 2002 nur noch 30 Prozent betrug. Parallel hierzu erhöhte sich

der Anteil der psychologischen Preise in Euro. Er stieg stetig, um im April 2004 fast 90 Prozent zu erreichen. Folglich wird heute wie zu DM-Zeiten unverändert eine Preisgestaltungspolitik der psychologischen Preise betrieben. Der Supermarkt *Extra* in Trier bildet in unserer Stichprobe eine Ausnahme, da die Auszeichnung von psychologischen Preisen in den anderen Supermärkten in weit geringerem Ausmaß geschah. Der einzig weitere Supermarkt, in dem sich der Anteil der psychologischen Preise stetig erhöht hat, ist *Auchan* in Luxemburg. In allen anderen Fällen, fluktuieren die Anteile zu einem großen Teil, sodass es nicht möglich ist, eine Tendenz zu erkennen.

**Tabelle 6 Anteil der attraktiven Supermarktpreise in nationaler Währung und in Euro**

Land	Ort	Nationale Währung						Euro					
		Okt. 2001	Dez. 2001	Feb. 2002	Apr. 2002	Apr. 2003	Apr. 2004	Okt. 2001	Dez. 2001	Feb. 2002	Apr. 2002	Apr. 2003	Apr. 2004
<b>Anteil psychologischer Preise</b>													
B	Arlon Carrefour	29	32	28	25	–	–	21	14	18	17	26	16
B	Arlon Cora	39	31	29	27	–	–	16	18	21	19	19	24
L	Lux. Auchan	34	26	25	28	–	–	15	16	19	19	19	31
L	Lux. Cactus	23	22	19	14	–	–	17	18	14	19	15	25
F	Metz Auchan	21	22	20	20	–	–	20	9	13	14	20	15
D	Trier Extra	67	66	56	30	–	–	28	30	41	58	81	87
	Alle	35	33	30	24	–	–	19	17	21	24	32	30
<b>Anteil fraktionaler Preise</b>													
B	Arlon Carrefour	17	26	19	22	–	–	14	17	12	9	30	31
B	Arlon Cora	13	23	21	22	–	–	12	12	12	11	14	29
L	Lux. Auchan	28	21	17	18	–	–	21	17	19	26	26	37
L	Lux. Cactus	20	26	24	27	–	–	24	23	23	30	44	49
F	Metz Auchan	100	100	14	18	–	–	29	25	22	27	25	31
D	Trier Extra	15	14	18	18	–	–	19	24	18	21	16	13
	Alle	32	24	19	21	–	–	20	19	17	20	28	34

*Notiz: Psychologische Preise sind als Preise definiert, die mit den Ziffern '9', '95' oder '98' enden. Fraktionale Preise sind definiert als Preise, die mit den Ziffern '0' oder '5' enden. Angaben in Prozent. Aprilwerte in nationaler Währung sind nicht 100% zuverlässig in Auchan Luxemburg und Extra Trier, da viele Produktpreise nur in Euro ausgezeichnet wurden. Die LUF Preise in Cactus wurden auf den nächsten LUF gerundet, da sie mit zwei Dezimalstellen ausgezeichnet waren.*

In Bezug auf die fraktionalen Preise stellen wir fest, dass sich der Anteil in allen Supermärkten, außer in *Extra* in Trier, seit der Bargeldumstellung vergrößert hat. Der Anteil der fraktionalen Preise ist aber in keinem der Supermärkte größer als 50 Prozent.

Inwieweit die Umstellung abgeschlossen ist, lässt sich schwer abschätzen. Es ist jedoch offensichtlich, dass in Anbetracht eines fast 90 prozentigen Anteils psychologischer Preise, die Umstellung im *Extra* in Trier abgeschlossen zu sein scheint.

**Tabelle 7 Anteil der attraktiven Mc Donald's Preise in nationaler Wahrung und in Euro**

Land	Ort	Nationale Wahrung						Euro					
		Okt. 2001	Dez. 2001	Feb. 2002	Apr. 2002	Apr. 2003	Apr. 2004	Okt. 2001	Dez. 2001	Feb. 2002	Apr. 2002	Apr. 2003	Apr. 2004
Anteil psychologischer Preise													
L	Luxemb.	38	38	13	13	–	–	9	9	13	13	93	7
B	Messancy	57	61	32	32	–	–	14	14	32	32	0	4
F	Metz	13	7	7	8	–	–	8	7	7	8	4	5
D	Trier	29	29	6	7	–	–	6	6	3	3	20	17
	Alle	35	34	15	15	–	–	10	9	14	14	31	9
Anteil fraktionaler Preise													
L	Luxemb.	19	19	16	17	–	–	3	3	97	100	10	96
B	Messancy	50	46	21	21	–	–	32	36	32	32	100	100
F	Metz	100	22	22	24	–	–	13	100	100	100	100	100
D	Trier	81	81	10	10	–	–	29	29	100	100	83	90
	Alle	60	42	17	18	–	–	19	40	83	83	71	96

*Notiz: Psychologische Preise sind als Preise definiert, die mit den Ziffern '9', '95' oder '98' enden.*

*Fraktionale Preise sind definiert als Preise, die mit den Ziffern '0' oder '5' enden. Angaben in Prozent. Aprilwerte in nationaler Wahrung sind nicht 100% zuverlassig, da in Luxemburg alle und in Trier viele Produktpreise nur in Euro ausgezeichnet wurden.*

Fur die *Mc Donald's* Preise der Region ist das Ergebnis relativ eindeutig. Auer in Luxemburg und in Messancy herrschten in den beiden anderen *Mc Donald's* Restaurants vor der Bargeldumstellung vornehmlich fraktionale Preise vor. Nach der Bargeldumstellung ist der Anteil fraktionaler Preise mittlerweile vielerorts auf 100 Prozent gestiegen. In keinem der erhobenen Restaurants liegt er jedoch unter 90 Prozent. In Luxemburg liebaugelte man kurze Zeit mit psychologischem Preissetzungsverhalten. Diese Strategie wurde aber wieder fallengelassen.

Das *Mc Donald's* Beispiel zeigt wiederum eindrucksvoll, dass eine gemeinsame Wahrung auch zu groeren Gemeinsamkeiten im Preissetzungsverhalten fuhren kann. Dies ist vor allem bei grenzuberschreitend operierenden Firmen, wie zum Beispiel Einzelhandelsketten, zu erwarten, die im Inland wie im Ausland eine ahnliche Kostenstruktur haben und gemeinsame Vertriebskanale nutzen konnen, was wie gesehen auch zu einem erhoheten Anteil identischer Preise fuhrt.

### 2.3.5 Preiskonvergenz?

Gibt es einen Prozess, der die Preisunterschiede verringert, nachdem sie sich aufgrund eines Schocks, zum Beispiel eines Nachfrageschocks, vergroert haben oder

ist der neue Preisunterschied permanenter Natur? Oder anders ausgedruckt, konvergieren Preisunterschiede oder besitzen sie eine Einheitswurzel? Hierbei kann zwischen absoluter Konvergenz und relativer oder konditionaler Konvergenz unterschieden werden (vgl. Goldberg & Verboven, 2004; Crucini & Shintani, 2002). Unter absoluter Konvergenz versteht man, ob die Preisunterschiede langfristig gleich null sind, was letztendlich gleichbedeutend ist mit der Fragestellung, ob das Gesetz des Einheitspreises empirisch gesehen gilt. Von relativer oder konditionaler Konvergenz spricht man, wenn man dem Vorhandensein von Transaktionskosten Rechnung tragt. In diesem Fall ist auch langfristig gesehen der Preisunterschied nicht gleich Null, sondern entspricht einem positiven Wert, der durch Transaktionskosten, Arbitragehemmnisse und unterschiedliche Marktstrukturen bedingt ist. Entfernt sich der Preisunterschied jedoch zu stark von diesem langfristigen Wert, entsteht ein Druck, der die Preisunterschiede wieder reduziert.

Das am meisten verbreitete und bekannteste Konzept ist das der  $\beta$ -Konvergenz. Die  $\beta$ -Konvergenz wird empirisch gemessen, indem die Veranderungsraten der Preisunterschiede auf die anfanglichen Preisunterschiede regressiert werden. Der Regressionskoeffizient wird allgemein hin als  $\beta$ -Koeffizient bezeichnet. Formal aus-

gedrückt lautet die Regression:  $\Delta p_{ij,k,t} = \beta (p_{ij,k,t-1}) + \varepsilon_{ij,k,t}$ , wobei  $P_{ij,k,t} = \ln(P_{i,k,t}) - \ln(P_{j,k,t})$  den Preisunterschied oder die Differenz der logarithmierten Preise des Produktes  $k$  zwischen den Verkaufsorten  $i$  und  $j$  zum Zeitpunkt  $t$  bezeichnet. Der  $\beta$ -Koeffizient ist normalerweise negativ, was nichts anderes bedeutet, als dass große anfängliche Preisunterschiede die Tendenz haben, sich über die Zeit hinweg zu verringern. Die daraus resultierende Konvergenzrate oder -geschwindigkeit wird im Allgemeinen als Halbwertszeit angegeben. Die Halbwertszeit wird als  $h = -\ln(2) / \ln(1 + \beta)$  berechnet und gibt an, wie lange es dauert, bis sich der Preisunterschied um die Hälfte reduziert hat.

Mehrere Studien haben den Konvergenzprozess für verschiedene Güter und Länder analysiert. Sie kommen zu sehr unterschiedlichen Ergebnissen. Parsley & Wei (1996) untersuchen einzelne Produkte in verschiedenen Städten der USA und erzielen Halbwertszeiten, die zwischen 4 und 5 Quartalen für handelbare Produkte liegen, während Goldberg & Verboven (2004) von 1,3 bis 1,6 Jahren für Europäische Automobilpreise berichten.

Im Vergleich dazu kommen Cecchetti et al. (1999) auf beachtliche 9 Jahre für US amerikanische Preisindizes.<sup>5</sup> Der Konsensusdurchschnitt liegt zwischen 3 bis 5 Jahren (vgl. Obstfeld & Rogoff, 2000).

Wir werden nachfolgend erörtern, ob die erhobenen regionalen Preise  $\beta$ -Konvergenz aufweisen oder nicht. Wichtig ist jedoch zuerst festzuhalten, dass der hier angewandte Datensatz nicht ideal für die Erörterung dieser Fragestellung ist: der Datensatz ist mit sechs verschiedenen Zeitpunkten extrem kurz; zudem sind die Datenerhebungen in unterschiedlichen Abständen zueinander gemacht worden. Deshalb werden wir nur die drei letzten Datenerhebungen für diese Analyse heranziehen.<sup>6</sup> Um verlässliche Aussagen über den Konvergenzprozess zu machen, benötigt man normalerweise Zeitreihendaten in einer viel größeren Länge. Die empirischen Resultate sind deshalb mit einer gewissen Vorsicht zu interpretieren. Des Weiteren werden wir nur den Konvergenzprozess für Supermarktpreise analysieren. Die *Mc Donald's* Preise weisen im Durchschnitt, wie schon aus Tabelle 2 ersichtlich ist, einen Divergenzprozess auf.

**Tabelle 8** Schätzergebnisse der Konvergenzraten

Spezifikation	(1)	(2)	(3)
$P_{ij,k,t-1}$	-0,211*** (0,021)	-0,218*** (0,012)	-0,253*** (0,021)
Implizite Halbwertszeit in Jahren	2,97	2,82	2,38
# Beobachtungen jeweils	1343	1343	1343

Notiz: \*\*\*, \*\*, \* bezeichnet jeweils das Signifikanzniveau für das 1%, 5% und 10% Konfidenzintervall. Robuste Standardfehler sind unterhalb der Koeffizienten in Klammern aufgeführt. Die Halbwertszeit wird berechnet als  $h = -\ln(2) / \ln(1 + \beta)$ .

Tabelle 8 präsentiert die Ergebnisse in Bezug auf die  $\beta$ -Konvergenz. Die jeweiligen  $\beta$ -Koeffizienten beziehen sich auf die folgenden Regressionen: Spezifikation (1):  $\Delta p_{ij,k,t} = \beta (p_{ij,k,t-1}) + \varepsilon_{ij,k,t}$ , ohne Konstante, was einer Schätzung der Hypothese der absoluten Konvergenz gleichkommt, Spezifikation (2):  $\Delta p_{ij,k,t} = \beta (p_{ij,k,t-1}) + \alpha + \varepsilon_{ij,k,t}$ , wobei  $\alpha$  die allgemeine Konstante bezeichnet und Spezifikation (3):  $\Delta p_{ij,k,t} = \beta (p_{ij,k,t-1}) + \alpha_k + \varepsilon_{ij,k,t}$ , wobei  $\alpha_k$  die jeweilige Konstante für eine der 76 verschiedenen Produkte bezeichnet.<sup>7</sup> Das Schätzverfahren ist das der Minimierten Quadratischen Residuen (MQR).

Der  $\beta$ -Koeffizient ist in allen Schätzungen negativ signifikant. Die Halbwertszeiten rangieren in der Größenordnung von 2 bis 3 Jahren. In den Schätzungen mit einer Konstanten und produktspezifischen Effekten ist die Halbwertszeit etwas geringer, was bedeutet, dass die Dauer bis zur komplettern Eliminierung von Preisunterschieden erwartungsgemäß größer ist als die Dauer bis zur Erreichung ihres langfristigen Gleichgewichtswertes.

Obwohl die hier berichteten Halbwertszeiten im Vergleich zu anderen internationalen Studien relativ gering sind, darf nicht vergessen werden, dass die

5 Die geschätzten Halbwertszeiten scheinen generell höher zu sein, wenn einzelne Preise anstatt Preisindizes in der Analyse verwendet werden.

6 Zum einen sind die Datenerhebungen während der Eurobargeldumstellung aufgrund temporärer Preisadjustierungen nicht besonders aufschlussreich, zum anderen ist der  $\beta$ -Koeffizient, bedingt durch die unterschiedliche Frequenz der Datenerhebungen, in einer den gesamten Datensatz benutzenden Analyse, schwerlich interpretierbar (d.h. es nicht möglich, ihn in eine Halbwertszeit umzuwandeln).

7 Die Koeffizienten dieser Spezifikation sind nach unten hin verfälscht (vgl. Nickell, 1981) und stellen daher eine Untergrenze dar.

durchschnittlichen Preisunterschiede in der Region relativ gering sind, was auch bedeuten kann, dass die Preisunterschiede an der Schwelle oder sogar innerhalb von Untätigkeitsbandbreiten liegen. Anders ausgedrückt, es besteht durchaus die Möglichkeit, dass die hier ermittelten Konvergenzraten länger ausfallen, weil der Konvergenzprozess nichtlinearer Natur ist. Diese Nichtlinearität resultiert daraus, dass durch Transaktionskosten, Arbitragehemmnisse und andere Hindernisse Untätigkeitsbandbreiten erzeugt werden, innerhalb derer Arbitragemöglichkeiten unausgenutzt bleiben. Innerhalb dieser Untätigkeitsbandbreiten findet nur, wenn überhaupt, ein sehr langsamer Konvergenzprozess statt. Vergrößern sich die Preisunterschiede jedoch soweit, dass sie außerhalb dieser Untätigkeitsbandbreiten liegen, so wird Arbitrage profitabel und Preisunterschiede werden schnell abgebaut. Demnach sind die Konvergenzraten außerhalb der Untätigkeitbandbreiten größer.

Mehrere Studien berichten Ergebnisse, die mit dieser Argumentation übereinstimmen, da die Preiskonvergenz anscheinend schneller von statten geht, wenn die anfänglichen Preisunterschiede groß sind. Parsley & Wei (1996) berichten zum Beispiel für handelbare Güter, dass die Konvergenzraten größer sind für Güter mit anfänglich größeren Preisunterschieden. Auch Cecchetti et al. (1999) zeigen, dass kleine Preisunterschiede länger überleben als große Preisunterschiede. Haskel & Wolf (2001) berichten, dass *IKEA* Produkte mit meist anfänglich großen Preisunterschieden einen schnelleren Prozess aufweisen, zum durchschnittlichen Preisunterschied zurückzukehren, während Asplund & Friberg (2001) in Bezug auf skandinavische zollfreie Konsumgüter herausfinden, dass der zu Preisangleichungen führen-

de Druck, nicht zuletzt auch aufgrund der generell geringen Preisunterschiede, relativ gering ist. Wenn die Preisunterschiede die Untätigkeitsbandbreiten jedoch überschreiten, finden Preisajustierungen relativ schnell statt.

Wir werden dem Ansatz von Parsley & Wei (1996) folgen und regressieren die Veränderungsrate der Preisunterschiede auf deren Anfangswerte. Ferner interagieren wir die anfänglichen Preisunterschiede mit der jeweiligen Entfernung zu den Supermärkten. Diese Interaktionsvariable reflektiert die Idee, dass sich Transaktionskosten mit zunehmender Entfernung vergrößern. Demnach sollte auch der Preisangleichungsdruck mit zunehmender Entfernung abnehmen. Die jeweiligen  $\beta$ -Koeffizienten sind analog zu den vorherigen Spezifikationen zu interpretieren. Spezifikation (1) lautet:

$$\Delta p_{ij,k,t} = \phi \ln(\text{Entfernung}) + \beta (p_{ij,k,t-1}) + \delta (p_{ij,k,t-1}) \cdot \ln(\text{Entfernung}) + \varepsilon_{ij,k,t}$$

Die Spezifikationen (2) und (3) unterscheiden sich wiederum nur dadurch, dass sie eine oder mehrere Konstanten enthalten. Spezifikation (2) enthält eine allgemeine Konstante, während Spezifikation (3) 76 produktspezifische Konstanten enthält. In der Tat, wie die Resultate in der Tabelle 9 belegen, sind die Konvergenzraten geringer, je weiter die verglichenen Supermärkte auseinander liegen. Die geschätzten Halbwertszeiten liegen wiederum zwischen 2 und 3 Jahren und sind vergleichbar mit denen aus Tabelle 8.

**Tabelle 9** Schätzergebnisse: Nichtlineare Konvergenzraten

Spezifikation	(1)	(2)	(3)
$\ln(\text{Entfernung})$	-0,003*** (0,001)	-0,003 (0,004)	-0,003 (0,004)
$p_{ij,k,t-1}$	-0,686*** (0,131)	-0,697*** (0,132)	-0,733*** (0,121)
$p_{ij,k,t-1} \cdot \ln(\text{Entfernung})$	0,124*** (0,033)	0,127*** (0,014)	0,129*** (0,031)
Implizite Halbwertszeit in Jahren	2,60	2,59	2,26
# Beobachtungen jeweils	1343	1343	1343

Notiz: \*\*\*, \*\*, \* bezeichnet jeweils das Signifikanzniveau für das 1%, 5% and 10% Konfidenzintervall. Robuste Standardfehler sind unterhalb der Koeffizienten in Klammern aufgeführt. Die Halbwertszeit wird berechnet als  $h = -\ln(2) / \ln(1 + b + d \cdot \ln(\text{Entfernung}))$ .

### 2.3.6 Ausblick

Diese Analyse hatte zum Ziel, zu erörtern, was mit den regionalen Preisunterschieden in den letzten 2 ½ Jahren passiert ist. Es gibt ein paar nennenswerte Veränderungen, wie zum Beispiel die attraktive Preisgestaltung in Euro, die generell weiter auf dem Vormarsch ist. Hinsichtlich der regionalen Preisunterschiede sehen wir keine bedeutende Veränderungen. Die Preisunterschiede in den Supermärkten scheinen sich leicht verringert zu haben, während für *Mc Donald's* Produkte das Gegenteil der Fall zu sein scheint. Dennoch beobachten wir vermehrt identische Preise für Preiserhebungsstätten mit ehemals unterschiedlichen Währungen.

Die empirischen Ergebnisse belegen weiterhin, dass Supermarktpreise konvergieren. Mit anderen Worten, anfänglich große Preisunterschiede scheinen sich

über die Zeit hinweg zu verringern. Die implizite Halbwertszeit liegt bei ungefähr 2 bis 3 Jahren, was durchaus den Ergebnissen anderer Studien entspricht. Die empirischen Resultate belegen weiterhin, dass sich die Konvergenzrate mit erhöhter Entfernung verringert. Dies entspricht den Erwartungen und bestätigt, dass Arbitragehindernisse einen wichtigen Erklärungsfaktor für geringe Konvergenzraten darstellen.

Schlussendlich muss nochmals wiederholt werden, dass dieser hier verwendete Datensatz wenig repräsentativ, oder gut geeignet ist, Konvergenzraten zu ermitteln, noch erlaubt, die hier gemachten Aussagen zu verallgemeinern. Das Ziel war es schlichtweg, einen ersten Eindruck zu gewinnen. Es wird sicherlich mehrere Jahre, wenn nicht gar ein Jahrzehnt dauern, bis die ersten schlüssigen Studien über das Thema Euro und die Preiskonvergenz veröffentlicht werden.

## Referenzen

Asplund, Marcus und Friberg, Richard (2001): *'The Law of One Price in Scandinavian Duty-Free Stores'*, in: American Economic Review, Bd. 91, Nr. 4, Seite 1072-1083.

Cecchetti, Stephen, Nelson, Mark und Sonora, Robert (1999): *'Price Level Convergence Among United States Cities: Lessons for the European Central Bank'*, NBER Working Paper Nr. 7681.

Crucini, Mario und Shintani, Mototsugu (2002): *'Persistence'*, in: *Law-of-One-Price Deviations: Evidence from Micro-data'*, mimeo, Department of Economics, Vanderbilt University.

Friberg, Richard (2001): *'Two Monies, Two Markets: Variability and the Option to Segment'*, in: Journal of International Economics, Bd. 55, Seite 317-327.

Friberg, Richard (2003): *'Common Currency, Common Market?'*, in: Journal of the European Economic Association, Papers and Proceedings Bd. 1, Seite 650-661.

Friberg, Richard und Mathä, Thomas (2004): *'Does a Common Currency Lead to (More) Price Equalization? The Case of Psychological Pricing Points'*, in: Economics Letters, Bd. 84, Seite 281-287.

Goldberg, Pinelopi Koujianou und Verboven, Frank (2004): *'Market Integration, and Convergence to the Law of one Price: Evidence from the European Car Market'*, in: in Kürze erscheinend im Journal of International Economics.

Haskel, Jonathan und Wolf, Holger (2001): *'The Law of One Price – A Case Study'*, in: Scandinavian Journal of Economics, Bd. 103, Seite 545-558.

Mathä, Thomas (2002): *'Die Euro Bargeldeinführung, regionale Preisentwicklung und die wahrgenommene Inflation der Verbraucher'*, in: BCL Bulletin Nr. 3, Seite 60-73, Banque centrale du Luxembourg.

Mathä, Thomas. (2003): *'What to expect of the Euro? Analysing Regional Price Differences of Individual Products in Luxembourg and its Surrounding Regions'*, Working Paper Nr. 8, Banque centrale du Luxembourg.

Nickell, Stephen (1981): *'Bias in Models with Fixed Effects'*, in: Econometrica, Bd. 49, Seite 1417-1426.

Obstfeld, Maurice und Rogoff, Kenneth (2000): *'The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is There a Common Cause?'*, NBER Working Paper Nr. 7777.

Parsley, David und Wei, Shang-Jin (1996): *'Convergence to the Law of One Price Without Trade Barriers or Currency Fluctuations'*, in: Quarterly Journal of Economics, Vol. CXI, No. 4, Seite 1211-1236.