

2.3 DIE EUROBARGELDEINFÜHRUNG UND REGIONALE PREISUNTERSCHIEDE: IST SEITDEM ETWAS PASSIERT? ¹

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.²

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.³ 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.

¹ von Thomas Mathä.

² 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.

³ 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 Euroraumes⁴ (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.

⁴ 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	14,5	7,9	16,2	7,2	15,5	8,6
Arlon Carrefour – Luxemb. Auchan	2,4	0,0	3,7	5,4	2,0	0,0
Arlon Carrefour – Luxemb. Cactus	11,1	0,0	0,0	1,6	6,9	0,0
Arlon Carrefour – Metz Auchan	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	5,0
Arlon Carrefour – Trier Extra	2,6	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Arlon Cora – Luxemb. Auchan	2,2	11,3	13,0	7,3	0,0	2,1
Arlon Cora – Luxemb. Cactus	8,6	9,5	7,9	3,2	0,0	4,9
Arlon Cora – Metz Auchan	0,0	0,0	0,0	0,0	5,6	0,0
Arlon Cora – Trier Extra	0,0	0,0	0,0	0,0	2,3	0,0
Luxemb. Auchan – Luxemb. Cactus	13,7	4,9	1,8	3,5	14,3	16,4
Luxemb. Auchan – Metz Auchan	4,2	0,0	0,0	2,0	10,9	15,2
Luxemb. Auchan – Trier Extra	2,4	0,0	0,0	0,0	0,0	4,9
Luxemb. Cactus – Metz Auchan	0,0	2,2	2,4	0,0	0,0	0,0
Luxemb. Cactus – Trier Extra	2,0	1,9	0,0	0,0	2,0	0,0
Metz Auchan – Trier Extra	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Alle	4,1	2,4	3,0	1,9	4,0	3,8

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	24,0	24,0	4,2	4,3	0,0	5,6
Luxemburg – Metz	5,6	0,0	5,0	0,0	0,0	28,6
Luxemburg – Trier	0,0	0,0	6,7	3,4	0,0	0,0
Messancy – Metz	0,0	0,0	0,0	0,0	11,1	7,1
Messancy – Trier	0,0	0,0	0,0	0,0	9,5	11,1
Metz – Trier	0,0	4,8	4,8	5,6	10,5	7,1
Alle	5,4	5,1	3,7	2,4	4,7	8,5

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
Anteil psychologischer Preise													
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
Anteil fraktionaler Preise													
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 β -Konvergenz. Die β -Konvergenz wird empirisch gemessen, indem die Veranderungsraten der Preisunterschiede auf die anfanglichen Preisunterschiede regressiert werden. Der Regressionskoeffizient wird allgemein hin als β -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 β -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.⁵ Der Konsensusdurchschnitt liegt zwischen 3 bis 5 Jahren (vgl. Obstfeld & Rogoff, 2000).

Wir werden nachfolgend erörtern, ob die erhobenen regionalen Preise β -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 heranziehen⁶. 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 β -Konvergenz. Die jeweiligen β -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 α 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 α_k die jeweilige Konstante für eine der 76 verschiedenen Produkte bezeichnet.⁷ Das Schätzverfahren ist das der Minimierten Quadratischen Residuen (MQR).

Der β -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 β -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 β -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 (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, Pnelopi 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.