

PERSPECTIVES DE POLITIQUE ECONOMIQUE

Wirtschaftliche Auswirkungen der Lohnindexierung

N°10, Juillet 2008



LE GOUVERNEMENT
DU GRAND-DUCHÉ DE LUXEMBOURG
Ministère de l'Économie
et du Commerce extérieur

Les « Perspectives de Politique Economique » reprennent des rapports, études, recherches ou actes de colloques réalisés ou édités par les collaborateurs du Ministère de l'Economie et du Commerce extérieur ou par des experts d'institutions associées.

Les opinions exprimées dans ces publications sont celles des auteurs et ne correspondent pas nécessairement à celles du Ministère de l'Economie et du Commerce extérieur du Gouvernement.

Pour toute requête ou suggestion :

Ministère de l'Economie et du Commerce
extérieur du Grand-Duché de Luxembourg
Direction générale des études économiques

L – 2914 Luxembourg

Tél (+352) 24784155
Fax (+352) 26 86 45 18
Email beatrice.barthel@eco.etat.lu

Executive summary

Ce rapport a été remis par le professeur Reinhard Hujer et le Dr Paulo Rodrigues à l'Observatoire de la Compétitivité en janvier 2008. Il fait suite à une série de réflexions et d'interrogations sur les causes et les effets de l'inflation que les responsables de l'Observatoire de la Compétitivité ont eues avec le professeur Hujer.

La collaboration entre l'Observatoire et le professeur Hujer, détenteur de la chaire d'économétrie à l'Université de Francfort a été lancée en marge d'une conférence sur la globalisation donnée par le président du conseil allemand des sages ("*Wirtschaftswissenschaftenrat*"), le professeur Bernd Rürupp¹, conseil auquel le professeur Hujer collabore également régulièrement.

Les résultats de l'étude ont été présentés lors d'un séminaire² méthodologique regroupant les experts des organisations patronales et salariales, de différentes administrations et du monde universitaire.

L'étude du professeur Hujer commence par énumérer les différents systèmes qui existent en matière de formation des salaires face à l'inflation et décrit sommairement quelques systèmes pertinents pour la comparaison avec le Luxembourg, à savoir l'Allemagne, la Belgique, la France et l'Espagne. Il rappelle également les avantages et désavantages d'un système d'indexation automatique des salaires.

L'étude du professeur Hujer utilise la technique économétrique des VAR qui permet de mesurer l'effet des salaires sur les prix à la consommation. Il montre économétriquement qu'une augmentation des salaires a un impact positif sur l'inflation c.-à-d. qu'une augmentation des salaires mène à une augmentation persistante des prix ou encore qu'une augmentation des salaires due au paiement d'une « tranche indiciaire » sur les prix à la consommation cause, au sens de Granger, un supplément d'inflation, un résultat qu'on retrouve également au niveau de certaines catégories de biens prises individuellement.

Ce résultat n'est pas le même pour l'Allemagne où une augmentation des salaires n'a pas d'effet de causalité au sens de Granger sur le taux d'inflation, contrairement aux trois autres pays analysés, l'Espagne et la Belgique (indexation partielle) et la France (indexation du salaire social minimum uniquement).

Observatoire de la Compétitivité

¹ Conférence "Reformfähiges Deutschland": http://www.odc.public.lu/actualites/2006/01/conf_reforme_de/index.htm

²Séminaire méthodologique "Inflation au Luxembourg: Mesures et déterminants" du 4 juin 2008

http://www.odc.public.lu/actualites/2008/06/S_mininaire_m_thodologique/index.html

Wirtschaftliche Auswirkungen der Lohnindexierung

Studie für

**Observatoire de la Compétitivité
Direction Générale des Etudes Economiques
Ministère de l'Economie et du Commerce extérieur
Grand-Duché de Luxembourg**

Univ. Prof. Dr. Reinhard Hujer
J.W.Goethe Universität Frankfurt/M.
ZEW, Mannheim; IZA, Bonn

Dr. Paulo J.M. Rodrigues
J.W.Goethe Universität Frankfurt/M.

Frankfurt/M., 30.Dezember 2007

Inhaltsverzeichnis

Tabellenverzeichnis.....	5
Abbildungsverzeichnis.....	8
1. Einleitung.....	11
2. Lohnfindungssysteme in ausgewählten Ländern des EU-Raumes.....	12
3. Theoretische Überlegungen zur Lohnindexierung.....	15
3.1. Mikroökonomische Aspekte.....	15
3.2. Makroökonomische Wirkungen.....	16
3.3. Fazit.....	22
4. Inflationsdifferenziale in ausgewählten EU-Ländern.....	23
5. Empirische Analyse.....	32
5.1. Datenbasis.....	32
5.2. Lohnentwicklung und Inflation: Analysen mit Vector-Error-Correction Modellen..	34
5.2.1. Ergebnisse für Luxemburg.....	34
5.2.2. Ergebnisse für Deutschland.....	44
5.2.3. Ergebnisse für Belgien, Spanien und Frankreich.....	53
5.3. Lohnindexierung und Inflation in Luxemburg nach Produktgruppen: Analysen mit VAR-Modellen.....	54
5.3.1. Empirische Analysen für 12 Produktgruppen.....	55
5.3.2. Empirische Analysen für 40 Produktgruppen.....	58
5.4. Zusammenfassung der Ergebnisse.....	63
6. Konzept einer produktivitätsorientierten Lohnpolitik.....	64
7. Wirtschaftspolitische Implikationen.....	71
Literaturverzeichnis.....	72

Anhang	77
A.1. Ökonometrische Modellbildung.....	77
A.2. Ergebnisse für Belgien	82
A.3. Ergebnisse für Spanien.....	90
A.4. Ergebnisse für Frankreich	98
A.5. Analyse für 40 Produktgruppen – Weitere Ergebnisse	106
A.6. Verteilungsspielraum für Belgien, Spanien und Frankreich	113
A.7. VAR-Analyse	116

Tabellenverzeichnis

Tabelle 3.1: Zusammenfassung der theoretischen Ergebnisse.....	20
Tabelle 3.2: Ergebnisse der Simulationen in Calmfors und Johansson (2006).....	21
Tabelle 3.3: Vergleich von Lohnfindungssystemen.....	22
Tabelle 4.1: Jährliche Inflationsdifferenziale (HICP) in Relation zum Euro-Raum in %.....	23
Tabelle 4.2: Empirische Studien und Datenbasis.....	24
Tabelle 4.3: Häufigkeiten der Preisänderungen nach Produkttypen in %.....	24
Tabelle 4.4: Häufigkeiten der Preiserhöhungen in %	25
Tabelle 4.5: Häufigkeiten der Preisreduktionen in %	25
Tabelle 4.6: Häufigkeiten der Preisvariationen (HICP) in Luxemburg 1999 bis 2004 in %	26
Tabelle 4.7: Ausgewählte Determinanten der Häufigkeit von Preisvariationen ¹⁾	27
Tabelle 4.8: Mittlere Inflationspersistenz (ρ) für den Euro-Raum.....	28
Tabelle 4.9: Empirische Studien: Erzeugerpreisindizes.....	29
Tabelle 4.10: Vergleich zwischen Verbraucher- und Erzeugerpreisindizes in %.....	29
Tabelle 4.11: Häufigkeit der Preisänderungen pro Jahr in %	30
Tabelle 4.12: Bedeutung der Determinanten von Preiserhöhungen (Mittlere Scores)	30
Tabelle 4.13: Bedeutung der Determinanten von Preisreduktionen (Mittlere Scores)	31
Tabelle 5.1: Datenbasis	33
Tabelle 5.2: Einheitswurzeltests für die Niveaus der Zeitreihen für Luxemburg.....	37
Tabelle 5.3: Einheitswurzeltests für die ersten Differenzen der Zeitreihen für Luxemburg.....	41
Tabelle 5.4: Test auf Kointegration für Luxemburg	41
Tabelle 5.5: Schätzergebnisse für das VEC-Modell für Luxemburg.....	42
Tabelle 5.6: Einheitswurzeltests für die Niveaus der Zeitreihen für Deutschland.....	47
Tabelle 5.7: Einheitswurzeltests für die ersten Differenzen der Zeitreihen für Deutschland.....	50

Tabelle 5.8: Test auf Kointegration für Deutschland.....	51
Tabelle 5.9: Schätzergebnisse für das VEC-Modell für Deutschland.....	51
Tabelle 5.10: Zusammenfassung der Ergebnisse für Belgien, Spanien und Frankreich.....	53
Tabelle 5.11: Ergebnisse des Tests auf Granger-Kausalität.....	55
Tabelle 5.12: Gewichtete Elastizitäten für 7 signifikante Produktgruppen	57
Tabelle 5.13: VAR-Modell: Nahrungsmittel und alkoholfreie Getränke	59
Tabelle 5.14: VAR-Modell: Hotels, Cafes und Restaurants	59
Tabelle 5.15: VAR-Modell: Verkehr	60
Tabelle 5.16: VAR-Modell: Nachrichtenübermittlung	61
Tabelle 5.17: VAR-Modell: Einflussrichtung für 40 Produktgruppen	61
Tabelle 5.18: Gewichtete Elastizitäten für 19 Produktgruppen	62
Tabelle 6.1: Lohnpolitischer Verteilungsspielraum für Luxemburg (Veränderungen in %)	67
Tabelle 6.2: Lohnpolitischer Verteilungsspielraum für Deutschland (Veränderungen in %)	68
Tabelle 6.3: Lohnpolitischer Verteilungsspielraum für Vergleichsländer	69
Tabelle 6.4: Stabilitätsgerechter Verteilungsspielraum	70
Tabelle A.1: Einheitswurzeltests für die Niveaus der Zeitreihen für Belgien	85
Tabelle A.2: Einheitswurzeltests für die ersten Differenzen der Zeitreihen für Belgien	88
Tabelle A.3: Test auf Kointegration für Belgien.....	89
Tabelle A.4: Schätzergebnisse für das VEC-Modell für Belgien	89
Tabelle A.5: Einheitswurzeltests für die Niveaus der Zeitreihen für Spanien	93
Tabelle A.6: Einheitswurzeltests für die ersten Differenzen der Zeitreihen für Spanien.....	96
Tabelle A.7: Test auf Kointegration für Spanien	96

Tabelle A.8: Schätzergebnisse für das VEC-Modell für Spanien.....	97
Tabelle A.9: Einheitswurzeltests für die Niveaus der Zeitreihen für Frankreich.....	101
Tabelle A. 10 Einheitswurzeltests für die ersten Differenzen der Zeitreihen für Frankreich	104
Tabelle A. 11 Test auf Kointegration für Frankreich.....	104
Tabelle A. 12 Schätzergebnisse für das VEC-Modell für Frankreich.....	104
Tabelle A.13: VAR-Modell: Alkoholische Getränke und Tabakwaren.....	106
Tabelle A.14: VAR-Modell: Bekleidung und Schuhe	106
Tabelle A.15: VAR-Modell: Miete, Wohnungsinstandhaltung usw.....	106
Tabelle A.16: VAR-Modell: Innenausstattung, Heimtextilien usw.....	107
Tabelle A.17: VAR-Modell: Gesundheit	108
Tabelle A.18: VAR-Modell: Verpflegungsdienstl. und Beherbergungsdienstl.	109
Tabelle A.19: VAR-Modell: Informationsverarbeitungsgeräte usw.....	109
Tabelle A.20:VAR-Modell: Körperpflege, Gebrauchsgegenstände usw.....	111
Tabelle A.21: Lohnpolitischer Verteilungsspielraum für Belgien (Veränderungen in %) ..	113
Tabelle A.22:Lohnpolitischer Verteilungsspielraum für Spanien (Veränderungen in %)...	114
Tabelle A.23: Lohnpolitischer Verteilungsspielraum für Frankreich (Veränderungen in %)	115
Tabelle A.24: Schätzergebnisse für das VAR-Modell für Luxemburg.....	116
Tabelle A.25: Schätzergebnisse für das VAR-Modell für Deutschland	117

Abbildungsverzeichnis

Abb. 4.1: Arbeitskosten je Stunde 2004.....	31
Abb. 5.1: Zeitlicher Verlauf des Konsumentenpreisindex für Luxemburg.....	35
Abb. 5.2: Zeitlicher Verlauf des Lohnkostenindex	35
Abb. 5.3: Zeitlicher Verlauf der Arbeitslosenrate für Luxemburg	36
Abb. 5.4: Zeitlicher Verlauf der Arbeitsproduktivität für Luxemburg	36
Abb. 5.5: Zeitlicher Verlauf des Importpreisindex für Luxemburg.....	37
Abb. 5.6: Erste Differenzen des Konsumentenpreisindex für Luxemburg	38
Abb. 5.7: Erste Differenzen des Lohnkostenindex für Luxemburg	39
Abb. 5.8: Erste Differenzen der Arbeitslosenrate für Luxemburg.....	39
Abb. 5.9: Erste Differenzen der Arbeitsproduktivität für Luxemburg.....	40
Abb. 5.10: Erste Differenzen des Importpreisindex für Luxemburg	40
Abb. 5.11: Impuls-Antwort Funktion für Luxemburg	44
Abb. 5.12: Zeitlicher Verlauf des Konsumentenpreisindex für Deutschland	45
Abb. 5.13: Zeitlicher Verlauf des Lohnkostenindex für Deutschland	45
Abb. 5.14: Zeitlicher Verlauf der Arbeitslosenrate für Deutschland	46
Abb. 5.15: Zeitlicher Verlauf der Arbeitsproduktivität für Deutschland.....	46
Abb. 5.16: Zeitlicher Verlauf des Importpreisindex für Deutschland.....	47
Abb. 5.17: Erste Differenzen des Konsumentenpreisindex für Deutschland.....	48
Abb. 5.18: Erste Differenzen des Lohnkostenindex für Deutschland.....	48
Abb. 5.19: Erste Differenzen der Arbeitslosenrate für Deutschland.....	49
Abb. 5.20: Erste Differenzen der Arbeitsproduktivität für Deutschland	49
Abb. 5.21: Erste Differenzen des Importpreisindex für Deutschland.....	50
Abb. 5.22: Impuls-Antwort Funktion für Deutschland	53

Abb. A.1: Zeitlicher Verlauf des Konsumentenpreisindex für Belgien.....	82
Abb. A.2: Zeitlicher Verlauf des Lohnkostenindex für Belgien.....	82
Abb. A.3: Zeitlicher Verlauf der Arbeitslosenrate für Belgien.....	83
Abb. A.4: Zeitlicher Verlauf der Arbeitsproduktivität für Belgien.....	84
Abb. A.5: Zeitlicher Verlauf des Importpreisindex für Belgien.....	84
Abb. A.6: Erste Differenzen des Konsumentenpreisindex für Belgien.....	86
Abb. A.7: Erste Differenzen des Lohnkostenindex für Belgien.....	86
Abb. A.8: Erste Differenzen der Arbeitslosenrate für Belgien.....	87
Abb. A.9: Erste Differenzen der Arbeitsproduktivität für Belgien.....	87
Abb. A.10: Erste Differenzen des Importpreisindex für Belgien.....	88
Abb. A.11: Zeitlicher Verlauf des Konsumentenpreisindex für Spanien.....	91
Abb. A.12: Zeitlicher Verlauf des Lohnkostenindex für Spanien.....	91
Abb. A.13: Zeitlicher Verlauf der Arbeitslosenrate für Spanien.....	92
Abb. A.14: Zeitlicher Verlauf der Arbeitsproduktivität für Spanien.....	92
Abb. A.15: Zeitlicher Verlauf des Importpreisindex für Spanien.....	93
Abb. A.16: Erste Differenzen des Konsumentenpreisindex für Spanien.....	94
Abb. A.17: Erste Differenzen des Lohnkostenindex für Spanien.....	94
Abb. A.18: Erste Differenzen der Arbeitslosenrate für Spanien.....	95
Abb. A.19: Erste Differenzen der Arbeitsproduktivität für Spanien.....	95
Abb. A.20: Erste Differenzen des Importpreisindex für Spanien.....	96
Abb. A.21: Zeitlicher Verlauf des Konsumentenpreisindex für Frankreich.....	98
Abb. A.22: Zeitlicher Verlauf des Lohnkostenindex für Frankreich.....	99
Abb. A.23: Zeitlicher Verlauf der Arbeitslosenrate für Frankreich.....	99

Abb. A.24: Zeitlicher Verlauf der Arbeitsproduktivität für Frankreich.....	100
Abb. A.25: Zeitlicher Verlauf des Importpreisindex für Frankreich	100
Abb. A.26: Erste Differenzen des Konsumentenpreisindex für Frankreich.....	101
Abb. A.27: Erste Differenzen des Lohnkostenindex für Frankreich.....	102
Abb. A.28: Erste Differenzen der Arbeitslosenrate für Frankreich	102
Abb. A.29: Erste Differenzen der Arbeitsproduktivität für Frankreich	103
Abb. A.30: Erste Differenzen des Importpreisindex für Frankreich.....	103

1. Einleitung

Mit zunehmender Globalisierung, wachsender Verflechtung der Volkswirtschaften im Weltmarkt und erhöhtem Konkurrenzdruck erhält die Frage nach der Lohnkostenentwicklung in den einzelnen Ländern zentrale Bedeutung. Die Lohnbildung erfolgt in den Ländern des EU-Raumes nach unterschiedlichen Prinzipien. So sind in Deutschland allein die beiden Tarifvertragsparteien Arbeitgeber und Arbeitnehmer verantwortlich, in anderen Ländern wird eine partielle bzw. vollständige Lohnindexierung am Verbraucherpreisindex angewendet. Daher wird vor dem Hintergrund der zunehmenden volkswirtschaftlichen Verflechtung der Zusammenhang zwischen Lohnentwicklung und Inflationsrate intensiv diskutiert und insbesondere die grundsätzlichen Fragen gestellt: Wirkt Lohnindexierung unter theoretischen und empirischen Aspekten inflationstreibend? Und: Welche Befunde ergeben sich für die Gesamtwirtschaft, welche für disaggregierte Ebenen der Produktgruppen? Daran anknüpfend schließt sich eine Diskussion über ein geeignetes methodisches Konzept an, das als Bewertungsmaßstab für die Lohnfindung dienen kann. Dabei ist in gesamtwirtschaftlicher Betrachtungsweise, insbesondere im Hinblick auf die Höhe der Beschäftigung und die Wettbewerbsfähigkeit der Produkte auf internationalen Märkten die Produktivitätsentwicklung und Preisentwicklung aller Waren und Dienstleistungen in einer Volkswirtschaft zu berücksichtigen.

Im Rahmen dieser Studie werden zunächst im Kapitel 2 die Lohnfindungssysteme von ausgewählten Ländern des EU-Raumes mit keiner, partieller und vollständiger Lohnindexierung kurz beschrieben. Die theoretischen Überlegungen unter mikro- und makroökonomischen Aspekten werden im Kapitel 3 zusammengefasst. Das Kapitel 4 beinhaltet die Ergebnisse empirischer Studien für Belgien, Deutschland, Frankreich, Luxemburg und Spanien zur Entwicklung der Verbraucherpreisindizes sowie zum Zusammenhang zwischen Lohnindexierung und Inflation in Luxemburg. Im Kapitel 5 werden die Ergebnisse der eigenen empirischen Analysen präsentiert. Der Zusammenhang zwischen Lohnentwicklung und Inflation auf gesamtwirtschaftlicher Ebene wird aufgrund von Vector-Error-Correction-Modellen für die fünf Vergleichsländer untersucht. Für Luxemburg wird dieser Zusammenhang für 12 Produktgruppen und für 40 Untergruppen mit Vector-Autoregressiven Modellen detaillierter analysiert. Im Kapitel 6 wird das Konzept einer produktivitätsorientierten Lohnpolitik (Sachverständigenrat Deutschlands) dargestellt und für die fünf Vergleichsländer empirisch ermittelt. Schließlich wird im Kapitel 7 ein Konzept für den Lohnfindungsprozess vorgeschlagen, das einen produktivitätsorientierten Verteilungsspielraum für die Lohnfindung berücksichtigt.

2. Lohnfindungssysteme in ausgewählten Ländern des EU-Raumes

In **Deutschland** werden die Tarifverträge zur Lohnbildung vor allem auf regionaler Ebene für Branchen ausgehandelt (Flächentarifverträge). Qualitative Aspekte der Arbeitsbeziehungen (Teilzeit, Weiterbildung,...) werden auf Betriebsebene vereinbart. Tarifvertragsparteien sind Gewerkschaften und Arbeitgeberverbände, zunehmend auch einzelne Unternehmen. Der staatliche Einfluss ist gering und entspricht der Koalitionsfreiheit nach dem Grundgesetz. Die Tarifbindung ist jedoch deutlich gesunken, und in den Flächentarifverträgen werden (insbesondere in Ostdeutschland) zunehmend Öffnungsklauseln vereinbart, die eine Dezentralisierung gestatten. Die Tarifforderungen werden insbesondere unter Berücksichtigung der erwarteten Preissteigerungsrate, des Produktivitätsfortschritts und einer Umverteilungskomponente formuliert. Eine Lohnindexierung wird nicht angewendet (Fritsche et al. (2005), S.37 ff.).

In **Frankreich** sind jährliche Lohnverhandlungen auf Betriebsebene gesetzlich vorgeschrieben. In der Praxis werden jedoch Tarifverträge auf Branchenebene ausgehandelt und stellen den Rahmen für die Lohnleitlinien auf der Betriebsebene dar. Die zentrale Bedeutung des Staates besteht darin, dass dieser häufig in den Lohnfindungsprozess eingreift und das Verhandlungsergebnis einer Branche für allgemeinverbindlich erklärt. Der Mindestlohn ist am Verbraucherpreis (ohne Tabak) indexiert und betrifft 15% der Beschäftigten direkt und etwa 50% der Löhne indirekt. Die Indexierung wurde zwischen Juli 2002 und Juli 2005 unterbrochen, da die Wochenarbeitszeit von 39 auf 35 Stunden verkürzt wurde und verschiedene Mindestlöhne zur Folge hatte. Während dieser Periode stieg der durchschnittliche Mindestlohn um 6,5%. Ab Juli 2005 wurden die verschiedenen Mindestlöhne harmonisiert, und es existiert wiederum ein einheitlicher Mindestlohn.

In **Spanien** ist die Lohnindexierung von hoher Bedeutung. Die Bank von Spanien (2006) stellt fest, dass seit 2000 im Durchschnitt 70% der Beschäftigten Lohnvereinbarungen mit Indexklauseln haben. Jedoch ist der Anteil der Beschäftigten, die tatsächlich diesen Klauseln unterliegen, mit 43% deutlich niedriger: „This is due to the existence of several thresholds and caps within the definition of indexation clauses or the need to meet certain requirements in order to make the indexation clause effective“ (EU (2006)). Die Lohnverhandlungen orientieren sich dabei an dem Inflationsziel oder der Inflationsprognose der Regierung sowie am Produktivitätswachstum. Weiterhin können die Lohnvereinbarungen der Sozialpartner Ex-post-Anpassungsklauseln enthalten. Ein wichtiger Aspekt ist die Frage danach, ob die Klauseln rückwirkend sind, d.h. „they involve revision of wage tariffs in the year in which the deviation occurs and, therefore, generate the payment of arrears“ (EU(2006)). Etwa 60% der Klauseln sind

rückwirkend, vor allem mit über 90% auf Unternehmensebene, mit etwa 80% auf nationaler Ebene und mit 50% in den Provinzen. Weiterhin soll bei den Lohnabschlüssen die Entwicklung der Lohnstückkosten berücksichtigt werden, um die internationale Wettbewerbsfähigkeit zu sichern. Deshalb wurden auch die Arbeitgeberbeiträge zur Sozialversicherung seit Juli 2006 gekürzt, und eine weitere Reduktion ist ab Juli 2008 geplant.

In **Belgien** sind die Löhne fast vollständig indexiert. Die Lohnanpassung in den einzelnen Sektoren orientiert sich seit 1994 am Gesundheitsverbraucherindex (nationaler Verbraucherpreisindex ausschließlich Tabak, Alkohol, Benzin und Diesel). Heizöl und Gas werden jedoch aus dem Index nicht eliminiert, sodass Zweit-Runden-Effekte zu erwarten sind. Weiterhin wurde im Jahre 1996 gesetzlich festgelegt, dass die Lohnentwicklung in Belgien sich an die beobachteten Tendenzen in den drei Nachbarländern Deutschland, Frankreich und Niederlande anpassen soll. In den letzten Jahren werden jedoch in den Sektoren „all-in wage agreements“ abgeschlossen, „stipulating that real wage increases can be reduced if inflation exceeds a certain threshold. If actual inflation is below the expected level, the all-in agreements imply that the originally expected increase in nominal wages is indeed granted; the ex post increase in real wages then exceeds the rise agreed during the negotiations.“ (European Commission (2006), S. 27). Das Index-Komitee Belgiens hat eine Revision des Warenkorb mit Beginn 2004 vorgenommen. Dies hat dazu geführt, dass die Inflationsrate für 2006 um 0,5% Prozentpunkte nach unten korrigiert wurde.

Luxemburg ist seit 1975 durch ein vollständiges Indexierungssystem für Löhne, Sozialleistungen und Pensionen im öffentlichen und privaten Sektor gekennzeichnet. Die Anpassung erfolgt auf der Basis eines speziellen Preisindex („échelle mobile“), der als gleitender 6-Monatsdurchschnitt des nationalen Verbraucherpreisindex berechnet wird. Der monatliche Verbraucherpreisindex wird derzeit auf der Basis von 2005 ausgewiesen, auf die Basis 100 = 1.1.1948 umgerechnet und dann die gleitenden Durchschnitte gebildet. Wenn dieser eine bestimmte Grenze („cote d'échéance“) erreicht oder überschreitet, die den vorher geltenden („cote d'échéance“) um 2,5% übersteigt, tritt die Lohnindexierung automatisch in Kraft und die Anpassung erfolgt im folgenden Monat. Ein um 2,5% erhöhter „cote d'application“ wird angewendet und bleibt bis zur nächsten Indexierung konstant. Um Inflationstendenzen abzuschwächen, die öffentlichen Ausgaben zu begrenzen und die Wettbewerbsfähigkeit zu stärken, haben das „Tripartite Committee“ (Arbeitgeber, Gewerkschaften, Regierung) am 28. April 2006 beschlossen, diesen Automatismus zunächst bis 2009 außer Kraft zu setzen und die Löhne und Sozialleistungen zu bestimmten Zeitpunkten anzupassen, und zwar am 1. Dezember 2006, 1. Januar 2008 und 1. Januar 2009. Darüber hinaus werden die Indexierungen für den Januar 2008 und 2009 um zwei Monate verschoben, wenn der Ölpreis 63 US-Dollar pro Barrel übersteigt. Weiterhin sollen neue direkte und indirekte Steuern,

beispielsweise als Folge der Kyoto-Vereinbarungen, im „échelle mobile“ nicht berücksichtigt werden. Um neue Prioritäten in der Familienpolitik zu setzen, wurde auch entschieden, die Indexierung einiger Sozialleistungen („forfait d’éducation, allocation familiales“) aufzuheben. „To ensure social equity the Government will work on a mechanism of tax reductions by a system of tax credits. An agreement concerning this mechanism and the methods of application of this new system will have to be found by January 2008 between the members of the „Tripartite Committee“. This system will become operational in 2008. In the absence of such an agreement, the social benefits will be subjected again to the mechanism of the automatic indexation” (STATEC (2007)).

In die folgende vergleichende Analyse werden deshalb folgende Länder einbezogen:

- Deutschland als Referenzland ohne Lohnindexierung
- Frankreich und Spanien als Länder mit partieller Lohnindexierung
- Belgien und Luxemburg als Länder mit vollständiger Lohnindexierung.

3. Theoretische Überlegungen zur Lohnindexierung

Eine empirische Analyse der Effekte einer Lohnindexierung auf die Höhe und Variabilität der Inflationsrate setzt zunächst eine theoretische Betrachtung der zu erwartenden Effekte voraus. Abschnitt 3.1 gibt einen Überblick über die Ursachen, warum Unternehmen und deren Belegschaft Löhne indexieren. In Abschnitt 3.2 werden die erwarteten makroökonomischen Auswirkungen des Konzepts der Lohnindexierung untersucht.

3.1. Mikroökonomische Aspekte

Die Anpassung der Löhne in Tarifverträgen an einen Inflationsindikator wird zwischen den Tarifvertragsparteien in Lohnverhandlungen festgesetzt. Unter mikroökonomischer Perspektive werden insbesondere zwei Gründe für die Lohnindexierung angeführt, die Existenz von Verhandlungskosten und die Allokation von Risiken (siehe Klingen (1993), Landerretche, Leford und Valdés (2002)). Da Tarifverhandlungen hohe Kosten verursachen, werden die getroffenen Vereinbarungen über längere Zeiträume festgeschrieben. Beispielsweise einigen sich die Tarifparteien auf einen Nominallohn und legen hiermit ebenfalls einen impliziten Reallohn fest. Bei Vorliegen von Inflation sinkt der vereinbarte Reallohn über die Zeit. Um einen durchschnittlich über die Zeit dem Gleichgewicht entsprechenden Reallohn festzusetzen, muss die vereinbarte Lohnhöhe so festgesetzt werden, dass sie bei Vertragsabschluss über dem Gleichgewichtslohn und am Ende der Vertragslaufzeit unter dem Gleichgewichtslohn liegt (siehe Landerretche, Leford und Valdés (2002)). Um diesen Effekt zu minimieren, werden die Löhne an einen Inflationsindex angepasst und damit der Reallohn fixiert. Daher führt die Lohnindexierung zu längeren Laufzeiten bei Tarifverträgen und sorgt somit dafür, dass Verhandlungskosten gespart werden können.

Die zweite Begründung für indexierte Löhne ist in einer effizienteren Allokation von Risiken zu finden. Unter der Annahme, dass Arbeitnehmer eine größere Abneigung gegen Risiko haben als Unternehmen, kann eine Indexierungsklausel zu einer effizienteren Aufteilung der Risiken führen. In der Literatur wird üblicherweise von risikoneutralen Unternehmern und risikoaversen Arbeitnehmern ausgegangen, um diese Effekte besonders deutlich herauszuarbeiten. In diesem Fall dienen Indexierungsklauseln dazu, die Arbeitnehmer gegen Realeinkommenschwankungen zu versichern. Die Unternehmen finanzieren diesen Versicherungsschutz durch einen Abschlag beim vereinbarten Reallohn, so dass sich die Differenz

zwischen Gleichgewichtslohn und vereinbartem Lohn als Versicherungsprämie ergibt. Diese Überlegungen gehen auf die Theorie impliziter Kontrakte zurück (siehe Azariadis (1975), Baily (1974) und Gordon (1974)). Im Rahmen dieser Überlegungen kommt Warren (1986) zu dem Ergebnis, dass ein vollständiger Inflationsausgleich von den Unternehmen gewährt werden sollte. Jedoch beruht seine Analyse auf der Annahme, dass ein Arbeitsvertrag neben der Lohn- auch die Beschäftigungshöhe spezifiziert. Unter der realistischeren Annahme, dass Tarifverträge nur die Lohnhöhe festlegen, und Unternehmen die Beschäftigungshöhe nach der jeweiligen Wirtschaftslage wählen, ergibt sich ein leicht modifiziertes Ergebnis. Es wäre dann optimal, eine partielle Lohnindexierung vorzunehmen, das heißt eine Lohnanpassung unter der Inflationsrate zu vereinbaren. Eine weitere theoretische Erklärung für die Existenz indexierter Löhne, die diesem Versicherungsgedanken entspricht, geht auf das Modell von McDonald und Solow (1981) zurück. In diesem Modell wird angenommen, dass Löhne in erster Linie zwischen Gewerkschaften und Arbeitgebervertretern ausgehandelt werden. Auch hier ergibt sich, dass eine partielle Lohnindexierung als Versicherungsleistung wünschenswert ist. Diese Versicherungsleistung ist wiederum mit einem im Vergleich zum Gleichgewichtslohn niedrigeren Reallohn zu realisieren.

3.2. Makroökonomische Wirkungen

Im Gegensatz zur mikroökonomischen Analyse, die sich mit der Perspektive der vertragsschließenden Parteien beschäftigt, hat eine makroökonomische Analyse einen Vergleich von Systemen als Gegenstand. Dabei wird analysiert, ob eine Volkswirtschaft mit indexierten Löhnen leistungsfähiger ist als eine Ökonomie ohne Indexierung. Im Folgenden soll die Analyse auf die Frage nach dem Einfluss der Lohnindexierung auf die Variabilität des Outputs sowie die Höhe und Variabilität der Inflationsrate beschränkt werden.

Ausgehend von der Arbeit von Gray (1976) wird angenommen, dass die Unsicherheiten, denen die Wirtschaftssubjekte ausgesetzt sind, zwei Ursachen haben können: Erstens können in der Volkswirtschaft unerwartete Änderungen der Arbeitsproduktivität auftreten. Diese realen Schocks sind beispielsweise bei Ölpreisschocks, technischen Neuerungen oder aufgrund einer sich verändernden internationalen Konkurrenzfähigkeit zu erwarten. Die zweite Ursache besteht in unerwarteten Änderungen der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage. Diese nominalen Schocks treten aufgrund einer Veränderung in der Geldmenge oder einer Änderung in der Geldhaltung des privaten Sektors auf. Nominale Schocks haben keine Auswirkungen auf die Arbeitsproduktivität. Der Reallohn muss bei Auftreten von realen Schocks angepasst werden, um ein Gleichgewicht am Arbeitsmarkt herzustellen, während beim Auftreten von nominalen Schocks keine Anpassung notwendig ist. Die Tarifparteien haben jedoch keine Möglichkeit

festzustellen, welche Schocks tatsächlich eintreten, so dass eine Indexierung der Löhne bezüglich der Art der Schocks nicht praktikabel ist. Um die Auswirkungen der Lohnindexierung auf den gesamtwirtschaftlichen Output zu untersuchen, muss in einem ersten Schritt analysiert werden, wie das Preisniveau auf einen realen und nominalen Schock reagiert. Bei einem positiven nominalen Schock, beispielsweise einer Erhöhung der Geldmenge, steigt das allgemeine Preisniveau an, während ein negativer Schock ein fallendes Preisniveau zur Folge hat. Durch einen positiven realen Schock, beispielsweise eine Verbesserung der internationalen Konkurrenzfähigkeit, steigt das Realeinkommen. Dies führt bei unveränderter Geldmenge zu niedrigeren Preisen, da sich die reale Geldnachfrage erhöht. Ein negativer realer Schock hat somit steigende Preise zur Folge (siehe Klingen (1993) S. 71). Aufgrund dieser Überlegungen ist nun festzustellen, dass durch die Beobachtung des Preisindikators nicht auf den vorliegenden Schock geschlossen werden kann. Eine Erhöhung des Preisniveaus kann als Ursache einen positiven (negativen) nominalen (realen) Schock haben, während man ein fallendes Preisniveau auf einen negativen nominalen beziehungsweise auf einen positiven realen Schock zurückführen kann. Eine Indexierung der Löhne anhand eines Preisindex verhindert somit die nachteiligen Auswirkungen nominaler Schocks, während die negativen Auswirkungen realer Schocks verstärkt werden. Die zweite Aussage kann anhand der Tatsache verifiziert werden, dass negative reale Schocks eine Senkung der Reallöhne nötig machen würde. Dies wird jedoch durch die Steigerung der Nominallöhne aufgrund der Erhöhung des Preisniveaus verhindert.

Zusammenfassend kann festgehalten werden, dass in diesem Modell der optimale Indexierungsgrad von der relativen Bedeutung realer und nominaler Schocks abhängt. Steigt die Bedeutung nominaler Schocks relativ zur Bedeutung realer Schocks, steigt auch der optimale Indexierungsgrad der Ökonomie. Sollte die Volkswirtschaft nur nominalen Schocks ausgesetzt sein, ist eine vollständige Indexierung der Löhne vorzunehmen, während bei ausschließlich realen Schocks von einer Indexierung anhand des Preisniveaus abgesehen werden sollte.

Dieser Modellansatz wird im Allgemeinen als Grundlage einer makroökonomischen Analyse verwendet, ist jedoch aufgrund von zwei Annahmen sehr speziell. Zum einen geht es von einer geschlossenen Volkswirtschaft aus und schließt somit Außenhandel aus. Zum anderen wird eine sofortige Anpassung der Nominallöhne unterstellt, wenn sich das Preisniveau verändert. Beide Annahmen sind nicht realistisch. Die erste Analyse, die eine Anpassung der Löhne anhand der vergangenen Inflationsraten untersucht, wurde von Fischer (1977) vorgelegt. Eine realistischere Modellierung der Lohnanpassung an eine Veränderung des Preisindex ist von Jadresic (1991) vorgenommen worden. In diesem Modell werden nicht alle Löhne sofort anhand der zurückliegenden Inflation angepasst, sondern die Anpassung findet für unterschiedliche Lohnverträge zu unterschiedlichen Zeitpunkten statt. Weiterhin sollen die Ergebnisse von

Jadresic (2002) wiedergeben werden, da in dieser Studie explizit ein Vergleich zwischen den Analysen von Gray (1976) und Fischer (1977) und der Modellierung in Jadresic (1991) vorgenommen wurde. Dabei werden eine Ökonomie mit langfristigen Lohnverträgen und einem Indexierungsmechanismus nach Jadresic (1991) und eine Ökonomie ohne Indexierung mit kurzfristigen Lohnverträgen und fixen Nominallöhnen gegenübergestellt. Die Ergebnisse der Analyse ergeben, dass eine Ökonomie, deren Löhne indiziert sind, durch eine höhere Variabilität des Outputs gekennzeichnet ist. Dieses Ergebnis zeigt sich sowohl bei nominalen als auch bei realen Schocks und unterscheidet sich somit von den Ergebnissen des einfachen Modells, in dem die Lohnanpassung ohne Zeitverzögerung erfolgt. Worin ist dieser Unterschied in der Analyse begründet? Ein positiver nominaler Schock hat eine Steigerung des Preisniveaus bei gleichzeitig unveränderter Arbeitsproduktivität zur Folge. Um den Reallohn konstant zu halten, müssen daher die Nominallöhne steigen. Bei einer sofortigen Anpassung aufgrund indizierter Löhne findet diese Erhöhung der Nominallöhne auch ohne Zeitverzögerung statt und die Volkswirtschaft ist sofort wieder im Gleichgewicht. Nehmen wir jedoch an, dass diese Anpassung nur mit einer Zeitverzögerung erfolgt, wird der Reallohn analog zu einem Vertrag ohne Lohnindexierung zunächst sinken. Während ein Vertrag mit kurzen Laufzeiten in der nächsten Periode die Nominallohnanpassung vornehmen kann, benötigen die indizierten Nominallöhne im Modell von Jadresic (1991) mehrere Perioden, bis sie angepasst sind. Daher ist in diesem Fall die Volkswirtschaft mit kurzen Laufzeiten der Verträge, aber fixen Nominallöhnen nach kürzerer Zeit wieder im Gleichgewicht als eine Ökonomie mit indizierten Löhnen, die sich nach dem Modell von Jadresic (1991) anpasst.

Weiterhin ist zu fragen, welche Effekte zu erwarten sind, wenn eine offene Volkswirtschaft zugrunde gelegt wird. Dieses Problem wird in Jadresic (1998) behandelt. Die grundlegenden Arbeiten von Fleming (1962), Mundell (1963) und Dornbusch (1976) beinhalten die Aussage, dass ein monetärer Schock den Output destabilisiert, wenn die Wechselkurse flexibel sind, und keine Auswirkungen bei fixen Wechselkursen hat. Ein Nachfrageschock zeigt eine größere destabilisierende Wirkung bei fixen Wechselkursen als bei flexiblen Wechselkursen (siehe Jadresic (2002) S. 240). Generell kann festgehalten werden, dass die Wirkung eines Schocks in einer offenen Volkswirtschaft vom Wechselkursregime abhängt. Jadresic (1998) kommt zu dem Schluss, dass eine Indexierung der Löhne anhand vergangener Preisindizes die Ergebnisse von Mundell und Fleming nicht verändern und somit die Auswirkungen auf die Höhe des Outputs gleich bleiben. Weiterhin wird festgestellt, dass keine eindeutigen Aussagen über die Wirkung der Lohnindexierung auf die Variabilität des Outputs in einer offenen Volkswirtschaft getroffen werden können (siehe Jadresic (2002), S. 246).

Von zentralem Interesse ist jedoch auch die Frage nach den Auswirkungen der Lohnindexierung auf die Inflationsrate. Üblicherweise wird dieser Zusammenhang in theoretischen Studien im Modellkontext von

Barro und Gordon (1983) untersucht. In diesem Modell wird angenommen, dass die Zentralbank sowohl an niedriger Inflation als auch an einem hohen Beschäftigungsstand interessiert ist. Weiterhin wird angenommen, „that the monetary authority has time-inconsistent preferences and cannot credibly commit to maintaining low inflation“ (Jadresic (2002), S. 249). Wiederum hängt das Ergebnis der Analyse von der Art der Indexierung ab. Im Falle einer sofortigen Anpassung argumentieren Fischer und Summers (1989), Milesi-Ferretti (1994) und Crosby (1995), dass Lohnindexierung die Inflationsrate senkt. Die Begründung für dieses Ergebnis ist, dass bei einer sofortigen Anpassung der Löhne die Auswirkungen von nominalen Schocks abgeschwächt werden. Daher wird der Anreiz für solche Schocks, beispielsweise durch Geldmengenänderungen, verringert und führt somit zu einer niedrigeren Inflationsrate. Andererseits argumentieren Ball und Cecchetti (1991), dass dieser Effekt auch die Kosten von Inflation senkt und somit die Inflationsrate erhöht. Der resultierende Nettoeffekt einer Indexierung ohne Zeitverzögerung auf die Inflationsrate bleibt damit unbestimmt.

Jadresic (2002) stellt jedoch fest, dass sich das Bild ändert, wenn angenommen wird, dass die Löhne nur mit einer Zeitverzögerung angepasst werden. In diesem Fall bewirkt eine Indexierung der Löhne eine im Vergleich zur sofortigen Anpassung geringere Abschwächung der Auswirkungen von nominalen Schocks. Daher sind die Anreize für einen nominalen Schock vergleichsweise geringer, jedoch werden die Inflationkosten gesenkt und auch der Anreiz zur Inflationsbekämpfung vermindert (siehe Jadresic (2002), S. 250). Damit ist die Auswirkung einer Indexierung der Löhne auf die Höhe der Inflation auch im Fall einer zeitverzögerten Anpassung nicht eindeutig, jedoch ist eine Erhöhung der Inflationsrate wahrscheinlicher. Im Hinblick auf die Variabilität der Inflationsrate ergibt sich, dass bei sofortiger Anpassung die Variabilität steigt (Gray (1976), Fischer(1977)), während bei zeitverzögerter Anpassung das Ergebnis nicht eindeutig ist. „For instance, in a closed economy with a fixed money supply, wage indexation raises inflation variability when indexed wage contracts are compared to preset time-varying wage contracts, but it can either raise or lower inflation variability when indexed wage contracts are compared to short-term fixed wage contracts. In simulations with an open economy, in turn, it appears that wage indexation can similarly reduce inflation variability, but there is no guarantee that this is always the case.“ (Jadresic (2002), S.250) In Tabelle 3.1 werden die Ergebnisse zusammenfassend dargestellt.

Tabelle 3.1: Zusammenfassung der theoretischen Ergebnisse

Zielgröße	Art der Indexierung	
	Sofortige Anpassung	Zeitverzögerte Anpassung
Stabilität des Outputs		
Geschlossene Volkswirtschaft	Hängt von der relativen Häufigkeit von nominalen zu realen Schocks ab	Reduziert Stabilität
Offene Volkswirtschaft	Nicht eindeutig	Nicht eindeutig
Höhe der Inflationsrate	Nicht eindeutig	Nicht eindeutig, jedoch ist eine Erhöhung wahrscheinlicher
Variabilität der Inflationsrate	Erhöhung	Nicht eindeutig

Quelle: Jadresic (2002) S. 251.

In einer neueren Studie von Calmfors und Johansson (2006) wird schließlich untersucht, wie sich die Indexierung von Löhnen auf makroökonomische Größen in einer Währungsunion auswirken. Calmfors und Johansson (2006) nehmen eine offene Volkswirtschaft an und untersuchen die Auswirkungen eines realen Angebotsschocks, eines realen Nachfrageschocks und eines nominalen Wechselkursschocks. Die Unterscheidung zwischen drei Schocks, im Gegensatz zu den üblichen zwei Schocks, soll eine detailliertere Darstellung der Auswirkungen einer Währungsunion ermöglichen. Weiterhin wird angenommen, dass die Tarifparteien als Ziel die Minimierung der Variation der Beschäftigung und des realen Konsumentenlohns haben. Weiterhin wird eine Minimierung der Variation in der Inflationsrate angestrebt. Die Zentralbank hat ihrerseits die Größen Beschäftigung und Inflation als Argumente in ihrer Verlustfunktion. Calmfors und Johansson (2006) führen in ihrer Studie verschiedene Simulationsexperimente durch, in denen die Variabilität makroökonomischer Indikatoren bei Vorliegen von realen und nominalen Schocks getestet werden soll. Die unterschiedlichen Simulationsdesigns ergeben sich durch verschiedene Gewichtungen der Schocks. Dabei bezeichnet σ_1 das Verhältnis zwischen den Varianzen eines Nachfrage- und den Varianzen eines Angebotsschocks und σ_2 das Verhältnis zwischen den Varianzen eines Wechselkurs- und eines Angebotsschocks. Tabelle 3.2 fasst die Ergebnisse der Studie zusammen. Es werden nur die Ergebnisse der Simulationen wiedergegeben, in denen angenommen wird, dass die Ökonomie einer Währungsunion angehört.

Tabelle 3.2: Ergebnisse der Simulationen in Calmfors und Johansson (2006)

Varianzen	Keine Indexierung	Indexierung
Beschäftigungsvariabilität		
$\sigma_1 = \sigma_2 = 1$	1,73	0,92
$\sigma_1 = \sigma_2 = 1/2$	2,08	0,97
$\sigma_1 = 2, \sigma_2 = 1$	3,11	1,70
$\sigma_1 = 1, \sigma_2 = 2$	1,73	0,92
Preisvariabilität		
$\sigma_1 = \sigma_2 = 1$	0,74	3,22
$\sigma_1 = \sigma_2 = 1/2$	1,42	5,43
$\sigma_1 = 2, \sigma_2 = 1$	0,80	4,29
$\sigma_1 = 1, \sigma_2 = 2$	0,74	3,22
Reallohnvariabilität		
$\sigma_1 = \sigma_2 = 1$	0,74	0,03
$\sigma_1 = \sigma_2 = 1/2$	1,42	0,12
$\sigma_1 = 2, \sigma_2 = 1$	0,80	0,0009
$\sigma_1 = 1, \sigma_2 = 2$	0,74	0,03

Die Simulationen zeigen, dass in dem Modell von Calmfors und Johansson (2006) eine Indexierung der Löhne die Variabilität der Preise erhöht und die Variabilität der Reallöhne und der Beschäftigung senkt. Für die Beschäftigung ist festzuhalten, dass sich die Variabilität in etwa halbiert, wenn die Löhne indexiert sind. Dies trifft für alle vier getesteten Spezifikationen zu. Für die Preise kann festgestellt werden, dass die Variabilität sich um den Faktor 4-5 erhöht, wenn die Löhne indexiert sind. Weiterhin ergibt sich, dass bei Indexierung die Reallohnvariabilität sehr gering ist. Jedoch ist zu beachten, dass in diesem Modell die Problematik einer möglichen Zeitverzögerung im Indexierungsmechanismus nicht analysiert wird.

3.3. Fazit

In einer zusammenfassenden Bewertung werden die verschiedenen Aspekte zusammengestellt, in denen sich die Lohnfindungssysteme mit und ohne Lohnindexierung unterscheiden. In Systemen mit Lohnindexierung sind die Verhandlungskosten geringer, da der Lohnanpassungsmechanismus langfristig gestaltet ist. Weiterhin wird das Ziel verfolgt, den sozialen Frieden zwischen den Tarifparteien zu sichern. Dazu dient vor allem der Versicherungsschutz der Arbeitnehmer gegen Preissteigerungen. Dafür erhält der Arbeitnehmer allerdings einen Reallohn, der unter dem Gleichgewichtslohn liegt. Gleichzeitig ist jedoch die Flexibilität der Tarifparteien im Hinblick auf möglichst schnelle Anpassungsmaßnahmen aufgrund der Langfristigkeit eingeschränkt. In Bezug auf die Inflationsrate ist zu erwarten, dass eine Lohnindexierung mit verzögerter Anpassung eine Erhöhung der Inflationsrate zur Folge hat. Schließlich führen Lohnfindungssysteme mit Indexierung im Vergleich zu Systemen ohne Indexierung bei sofortiger Anpassung zu niedrigerer Reallohnvariabilität, zu geringerer Beschäftigungsvariabilität und zu höherer Preisvariabilität. Die Ergebnisse sind in Tabelle 3.3 zusammengefasst.

Tabelle 3.3: Vergleich von Lohnfindungssystemen

Mit Lohnindexierung	Ohne Lohnindexierung
Verhandlungskosten geringer, da Lohnanpassung langfristig	Verhandlungskosten sind höher, da Lohnanpassung kurzfristig
Beitrag zur Sicherung des sozialen Friedens	Risiko von Arbeitskämpfen
Versicherung der Arbeitnehmer gegen Preissteigerungen	Kein Versicherungsschutz für Arbeitnehmer
Reallohn geringer als der Gleichgewichtslohn (Versicherungsprämie)	Reallohn entspricht dem Gleichgewichtslohn
Geringere Flexibilität der Tarifpartner aufgrund längerer Vertragslaufzeiten	Höhere Flexibilität der Tarifpartner wegen kürzerer Vertragslaufzeiten
Erhöhung der Inflationsrate bei verzögerter Anpassung wahrscheinlich	Geringere Inflationsrate
Niedrige Reallohnvariabilität	Höhere Reallohnvariabilität
Niedrige Beschäftigungsvariabilität	Höhere Beschäftigungsvariabilität
Hohe Preisvariabilität	Niedrigere Preisvariabilität

4. Inflationsdifferenziale in ausgewählten EU-Ländern

Um die Effekte verschiedener Konzepte der Lohnbildung in den ausgewählten EU-Ländern mit voller, partieller und keiner Lohnindexierung auf die Inflation zu beurteilen, ist zunächst die empirische Evidenz der Differenzen einzelner Inflationsindikatoren zu prüfen. Eine zentrale Bedeutung kommt dabei dem Harmonisierten Verbraucherpreisindex (HICP) zu. Für den Euro-Raum (EU-12) hat die durchschnittliche jährliche Wachstumsrate des Verbraucherpreisindex zwischen 2001 und 2005 einen Wert von 2,2%, die entsprechende Wachstumsrate für Luxemburg beträgt 2,8%, für Spanien 3,2%, für Belgien und Frankreich jeweils 2,0% und für Deutschland 1,6%. Die jährlichen Inflationsdifferenziale des HICP in Relation zum Durchschnitt des EU-Raumes zwischen 2000 und 2006 sind in der Tabelle 4.1 zusammengefasst.

Tabelle 4.1: Jährliche Inflationsdifferenziale (HICP) in Relation zum Euro-Raum in %

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007 ^{a)}	2008 ^{a)}
Belgien	0,6	0,1	-0,7	-0,6	-0,3	0,3	0,1	-0,1	0,1
Deutschland	-0,7	-0,4	-0,9	-1,0	-0,4	-0,3	-0,4	0,4	-0,3
Frankreich	-0,3	-0,6	-0,3	0,1	0,2	-0,3	-0,3	-0,6	-0,1
Luxemburg	1,7	0,1	-0,2	0,5	1,1	1,6	0,8	0,7	0,7
Spanien	1,4	0,5	1,3	1,0	0,9	1,2	1,4	1,1	1,1

a) Prognosen des EEAG-Reports

Quelle: European Central Bank (2007), EEAG-Report (2007)

Der Tabelle 4.1 ist zu entnehmen, dass in Luxemburg und Spanien überdurchschnittliche Wachstumsraten des HICP, Frankreich und Belgien eher durchschnittliche und Deutschland eher unterdurchschnittliche Wachstumsraten aufweist. Auch die Prognosen für 2007 und 2008 aufgrund des EEAG-Reports (2007) gehen für Luxemburg und Spanien von überdurchschnittlichen Inflationsraten aus.

In Ergänzung zu der aggregierten Betrachtung wurden für die Euro-Länder die Muster von Änderungen des Verbraucherpreisindex und Erhöhungen bzw. Reduktionen sowie die Höhe der Änderungen analysiert und verglichen (Dhyne et al. (2005)). Die empirische Analyse basiert auf einer über die Länder vergleichbaren Stichprobe von 50 Produkten (vgl. zur Auswahl: Dhyne et al. (2005), S. 10). Darüber hinaus war es notwendig, die betrachtete Zeitperiode möglichst zu vereinheitlichen. Es wurde der Zeitraum ab Januar 1996 bis Dezember 2001 gewählt, um Verzerrungen infolge der Einführung des Euro zu vermeiden. Da die Studie für Luxemburg Daten von Januar 1999 bis Dezember 2004 verwendet, werden die Ergebnisse gesondert ausgewiesen. Die Datengrundlage für die ausgewählten Länder sowie die einbezogenen Studien sind der Tabelle 4.2 zu entnehmen.

Tabelle 4.2: Empirische Studien und Datenbasis

Land	Studie	Datengrundlage
Belgien	Aucremanne und Dhyne (2004)	Januar 1989-Dezember 2001
Deutschland	Hoffmann und Kurz-Kim (2006)	Januar 1998-Januar 2004
Frankreich	Baudry, Le Bihan, Sevestre und Tarrieu (2004)	Juli 1994-Februar 2003
Luxemburg	Lünnemann und Mathä (2005)	Januar 1999-Dezember 2004
Spanien	Álvarez und Hernando (2004)	Januar 1993-Dezember 2001

Quelle: Dhyne et al. (2005), S.9

Tabelle 4.3: Häufigkeiten der Preisänderungen nach Produkttypen in %

	Nichtverarbeitete Nahrungsmittel	Verarbeitete Nahrungsmittel	Energie	Industriegüter	Dienstleistungen	Gesamt Länderspezifische Gewichte	Gesamt Eurospezifische Gewichte
Belgien	31,5	19,1	81,6	5,9	3,0	17,6	15,6
Deutschland	25,2	8,9	91,4	5,4	4,3	13,5	15,0
Frankreich	24,7	20,3	76,9	18,0	7,4	20,9	20,4
Luxemburg	54,6	10,5	73,9	14,5	4,8	23,0	19,2
Spanien	50,9	17,7	n.a.	6,1	4,6	13,3	11,5
Euro-Raum	28,3	13,7	78,0	9,2	5,6	15,1	15,8
USA	47,7	27,1	74,1	22,4	15,0	24,8	-

Quelle: Dhyne et al. (2005), S.17

In der Tabelle 4.3 sind auf der Basis von 50 Produkten (vgl. Dhyne et al. (2005), S. 48) die Häufigkeiten von Preisänderungen in den ausgewählten EU-Ländern nach Produkttypen ausgewertet. Das Muster für die Preisänderungen lässt keine klare Tendenz erkennen. Luxemburg ist in den Produktgruppen „Nichtverarbeitete Nahrungsmittel“ und „Industriegüter“ im Vergleich zum Euro-Raum überdurchschnittlich, für „Verarbeitete Nahrungsmittel“, „Energie“ und „Dienstleistungen“ leicht unterdurchschnittlich. Betrachtet man jedoch die Gesamtheit der Produkte, so zeigt sich sowohl bei einer länderspezifischen als auch bei einer eurospezifischen Gewichtung, dass Luxemburg überdurchschnittliche Häufigkeiten der Preisänderungen aufweist. Dieser empirische Befund weist darauf hin, dass die höheren Inflationsdifferenziale des HICP in Luxemburg in vergangenen Jahren sich auch in überdurchschnittlichen Häufigkeiten der Preisänderungen widerspiegeln.

Analysiert man zusätzlich den Unterschied zwischen Preiserhöhungen und -reduktionen, so zeigt sich, dass für den Euro-Raum der Anteil der Steigerungen mit insgesamt 8,3% deutlich über dem Anteil von 5,9% für die Preisreduktionen liegt. Für Luxemburg liegen die entsprechenden Werte bei 13,7% und 9,3% (siehe auch Tabellen 4.4 und 4.5).

Tabelle 4.4: Häufigkeiten der Preiserhöhungen in %

	Nichtverarbeitete Nahrungsmittel	Verarbeitete Nahrungsmittel	Energie	Industriegüter	Dienstleistungen	Gesamt
Belgien	16,8	10,3	43,0	3,4	2,9	9,8
Deutschland	13,1	4,0	48,7	3,3	3,3	7,7
Frankreich	12,8	10,6	44,7	5,3	5,2	10,5
Luxemburg	29,6	6,1	46,2	8,8	4,3	13,7
Spanien	26,6	9,9	0,0	4,2	4,1	8,0
Euro-Raum	14,8	7,1	42,0	4,2	4,2	8,3

Quelle: Dhyne et al. (2005), S.45

Tabelle 4.5: Häufigkeiten der Preisreduktionen in %

	Nichtverarbeitete Nahrungsmittel	Verarbeitete Nahrungsmittel	Energie	Industriegüter	Dienstleistungen	Gesamt
Belgien	15,0	8,7	38,7	2,5	0,3	7,9
Deutschland	12,1	4,9	42,7	2,1	1,0	5,8
Frankreich	11,2	8,5	32,2	6,4	1,1	7,8
Luxemburg	24,9	4,4	27,7	5,7	0,5	9,3
Spanien	24,2	7,8	0,0	1,9	0,4	5,2
Euro-Raum	13,3	5,9	35,8	3,2	1,0	5,9

Quelle: Dhyne et al. (2005), S.45

Obwohl Preiserhöhungen häufiger als Preisreduktionen sind, zeigt eine Analyse der Höhe der Preisänderungen, dass im Durchschnitt die Reduktionen mit 10% größer als die Erhöhungen mit 8,2% sind (Dhyne et al. (2005), S. 22). Luxemburg weist dabei mit 10% bei den Preiserhöhungen einen überdurchschnittlichen, bei den Reduktionen mit 10,7% einen eher durchschnittlichen Wert auf (Dhyne et al. (2005), S. 46).

Eine empirische Analyse für Luxemburg im Zeitraum von Januar 1999 bis Dezember 2004 ergibt, dass die gewichtete Häufigkeit der Preisänderungen über alle Produkttypen 17% beträgt, wobei 11% Erhöhungen und 6% Reduktionen sind (Tabelle 4.6)

Tabelle 4.6: Häufigkeiten der Preisvariationen (HICP) in Luxemburg 1999 bis 2004 in %

	Preisänderungen	Preiserhöhungen	Preisreduktionen
Energie	52	32	20
Industriegüter	16	10	7
Verarbeitete	12	9	4
Nahrungsmittel			
Nichtverarbeitete	26	15	12
Nahrungsmittel			
Dienstleistungen	7	6	1
Gesamt	17	11	6

Quelle: Lünemann, Mathä (2005), S.17

Da in der Studie von Hoffmann, Kurz-Kim (2006) für Deutschland ein ähnlicher Zeitraum (Januar 1998 bis Januar 2004) verwendet wird, können die Häufigkeiten für die Preisänderungen zum Vergleich herangezogen werden. So betragen die Preisänderungen je nach Messkonzept zwischen 10,1 und 10,8 %, für die Preiserhöhungen zwischen 5,9% und 6,5% und für die Preisreduktionen zwischen 4,3% und 4,8% (vgl. Hoffmann, Kurz-Kim (2006), S. 12)

Die deskriptiven Befunde auf der aggregierten und der disaggregierten Ebene der Produkttypen weisen darauf hin, dass Luxemburg im Vergleich zu den anderen ausgewählten Ländern des Euro-Raumes höhere Inflationstendenzen aufweist. Insbesondere im Vergleich zu Deutschland sind die Unterschiede deutlich. Belgien zeigt dagegen eine durchschnittliche Entwicklung. Frankreich weist auf aggregierter Ebene eine durchschnittliche Tendenz, aber auf der Produkt-Ebene überdurchschnittliche Preisänderungen auf, für Spanien ist ein gegenteiliges Muster zu beobachten.

Die empirischen Ergebnisse einer ökonomischen Analyse der Determinanten der Preisänderungen sind in Tabelle 4.7 zusammengefasst. Es zeigt sich, dass die Volatilität der Inflationsrate signifikant, die durchschnittliche Inflationsrate lediglich für die Erhöhungen bzw. Reduktion wesentlich ist. Administrative Preiskontrollen haben erwartungsgemäß einen negativen Einfluss. Die Produkt-Effekte sind signifikant und entsprechen den theoretischen Hypothesen. Vergleicht man die Wirkungen für die einzelnen Länder so ist festzustellen, dass Luxemburg die größten marginalen Effekte aufweist. Die Effekte für Spanien sind ebenfalls positiv signifikant, für Frankreich ergeben sich nur für die gesamten Preisänderungen signifikante Wirkungen, für Deutschland und Belgien sind die marginalen Effekte gering und insignifikant. Somit können die deskriptiven Ergebnisse weitgehend bestätigt werden.

Tabelle 4.7: Ausgewählte Determinanten der Häufigkeit von Preisvariationen¹⁾

	Häufigkeit der Preisänderungen	Häufigkeit der Preiserhöhungen	Häufigkeit der Preisreduktionen
Durchschnittliche Inflation	1,980	4,558*	-3,396*
Inflationsvolatilität	0,975*	0,299*	0,355*
Administrative Kontrolle	-0,179*	-0,062*	-0,059*
Dienstleistungen	-0,166*	-0,068*	-0,065*
Industriegüter	-0,140*	-0,062*	-0,048*
Verarbeitete Nahrungsmittel	-0,075*	-0,027*	-0,016*
Nichtverarbeitete Nahrungsmittel	0,100*	0,064*	0,063*
Energie	0,576*	0,295*	0,413*
Belgien	0,000	-0,010	0,010
Deutschland	-0,020	-0,020	0,000
Frankreich	0,042*	0,000	0,000
Luxemburg	0,085*	0,047*	0,047*
Spanien	0,048*	0,023*	0,031*

1) Die geschätzten Parameter sind marginale Effekte

* bezeichnet ein Signifikanzniveau von 5%

Quelle: Dhyne et al. (2005), S.31

Aus einer ökonometrischen Analyse der Höhe der Preisänderungen können folgende zusammenfassende Aussage abgeleitet werden: „The same factors, which are found to determine the heterogeneity in the frequency of price changes also determine their average size (increase or decrease). This is indeed not surprising since the decisions to reset a price and the amount of its change are made jointly. We notice that the cross-country differences are less important than for the frequency of price changes” (Dhyne et al. (2005), S. 31).

In Ergänzung zu diesen empirischen Ergebnissen haben Lünemann, Mathä (2004) eine vergleichende Studie zur Inflationspersistenz im Euro-Raum vorgelegt. Als Datengrundlage dient der HICP für die EU-15 Länder zwischen Januar 1995 und Dezember 2003. Als methodischer Ansatz zur Messung der Inflationspersistenz wird in einem autoregressiven Modell die Summe der Koeffizienten der AR-Terme (ρ) verwendet. Für den Euro-Raum ergibt sich für den betrachteten Zeitraum ein mittlerer Wert von 0,30, für Luxemburg erhält man 0,03, für Deutschland und Frankreich 0,29, für Spanien 0,18 und für Belgien 0,18. Wird die Periode vor, bzw. nach der Euro-Einführung getrennt analysiert, so ergibt sich für die Periode vor der Euro-Einführung für den Euro-Raum ein mittleres ρ von 0,24, für Luxemburg liegt der Parameter bei 0,18, für Belgien bei 0,08, für Spanien bei 0,32 und für Deutschland bei 0,21. Für den Zeitraum nach der Euro-Einführung ist der mittlere Persistenzparameter 0,29, der entsprechende Wert für

Luxemburg ist 0,08, für Belgien 0,16, für Spanien 0,10, für Frankreich 0,33 und für Deutschland 0,30 (Tabelle 4.8).

Tabelle 4.8: Mittlere Inflationspersistenz (ρ) für den Euro-Raum

Land	Zeitraum 1995- 2003	Vor Einführung	Euro- Nach Einführung	Euro-
Euro-Raum	0,30	0,24	0,29	
Belgien	0,15	0,08	0,16	
Deutschland	0,29	0,21	0,30	
Frankreich	0,29	-	0,33	
Luxemburg	0,03	0,18	0,08	
Spanien	0,18	0,32	0,10	

Quelle: Lünemann, Mathä (2005), S.9/16

Diese empirischen Befunde werden durch eine Schätzung eines Fixed-Effects-Paneldaten-Modells bestätigt. „First, the degree of inflation persistence in Luxembourg at the disaggregate level of consumer prices seems to be relatively small. It seems to be significantly lower than for the EU15 aggregate. For the full sample period we obtain the largest (negative) country fixed effect for Luxembourg. We obtain negative country fixed effects for all countries except Germany. Second, for both the pre-EMU and the post-EMU sample periods we obtain a significant negative country-effect for Luxembourg” (Lünemann, Mathä (2004), S. 32). 2006.

Lünemann, Mathä (2005) haben in ihrer empirischen Studie für Luxemburg auch die Wirkungen der Lohnindexierung auf die Preisänderungen für den Zeitraum zwischen Januar 1999 und Dezember 2004 untersucht. Innerhalb der Untersuchungsperiode erfolgten sechs automatische Lohnanpassungen: 1. August 1999, 1. Juli 2000, 1. April 2001, 1. Juni 2002, 1. August 2003 und 1. Oktober 2004. In der empirischen Analyse werden Logit-Modelle für Preisänderungen, Preiserhöhungen und –reduktionen geschätzt und dabei Charakteristika für Saisonalität, für die kumulierte Preis- und Lohninflation, für die letzte Preisänderung, für Euro-Umstellung, für die Preisgestaltung, für institutionelle Bedingungen, für Produkttypen und schließlich auch für die Zeitpunkte der Lohnindexierung als erklärende Variablen berücksichtigt. Es werden jeweils die marginalen Effekte ausgewiesen. Die Schätzergebnisse zeigen, dass die Wahrscheinlichkeit einer Preisänderung um 0,8 Prozentpunkte im Monat t und um 0,4 Prozentpunkte im folgenden Monat $t+1$ steigt, wenn die Löhne im Monat t indexiert wurden. Die Wirkung ist jedoch asymmetrisch, denn die Wahrscheinlichkeit einer Preiserhöhung steigt um 0,5 bzw. 0,9 Prozentpunkte, während die Wahrscheinlichkeit für eine Preisreduktion im Monat $t+1$ lediglich 0,4 Prozentpunkte beträgt. (vgl. Lünemann, Mathä (2005), S.39). Eine detaillierte Analyse für die COICOP-Kategorien ergibt folgenden Befund: „In general, the results are well in line with expectations. In particular, they suggest

that inflationary effects are present for those COICOP-10 categories, where prices seem directly or closely linked to wage costs.” (Lünnemann, Mathä (2005), S. 41).

Ergänzend zu den empirischen Studien für die Inflationsdifferenziale aufgrund der Verbraucherpreisindizes liegen für einzelne Länder des Euro-Raumes auch vergleichbare Analysen für die Erzeugerpreisindizes vor. Für Luxemburg ist jedoch keine Untersuchung verfügbar (Tabelle 4.9).

Tabelle 4.9: Empirische Studien: Erzeugerpreisindizes

Land	Studie	Zeitraum
Belgien	Cornille und Dossche(2006)	Januar 2001 – Januar 2005
Deutschland	Gautier(2006)	Januar 1994 – Juni 2005
Frankreich	Stahl (2006)	Januar 1997 – Februar 2003
Spanien	Álvarez et al. (2005)	November 1991 – Februar 1999

Quelle: Vermeulen et al. (2007), S.9

Eine vergleichende Analyse zwischen den Verbraucherpreisindizes (CPI) und den Produzentenpreisindizes (PPI) zeigt, dass die Preisänderungen der Produzentenpreisindizes deutlich stärker sind (siehe Tabelle 4.10). So beträgt die Häufigkeit der Änderungen des PPI für Deutschland beispielsweise 0,22 (CPI: 0,11), für Frankreich 0,25 (CPI: 0,19), für Spanien 0,21 (CPI: 0,15), für Belgien 0,24 (CPI:0,14) und für den Euro-Raum 0,21 (CPI: 0,15).

Als Fazit ergibt sich: „When the entire basket of CPI and PPI are compared, producer prices turn out to be more flexible than consumer prices. In all countries considered, it turns out that the frequency of price changes is higher for the PPI than for the CPI ” (Vermeulen et al. (2007), S. 28).

Tabelle 4.10: Vergleich zwischen Verbraucher- und Erzeugerpreisindizes in %

	Preisänderungen (Gesamt)		Preiserhöhungen (Gesamt)		Preisreduktionen (Gesamt)	
	Verbraucherpreisindizes	Erzeugerpreisindizes	Verbrauchespreisindizes	Erzeugerpreisindizes	Verbrauchespreisindizes	Erzeugerpreisindizes
Belgien	14	24	8	13	6	11
Deutschland	11	22	6	12	5	1
Frankreich	19	25	1	14	6	11
Spanien	15	21	9	12	6	9
Euro-Raum	14	21	8	12	5	9

Quelle: Vermeulen et al. (2007), S.31/32

Darüber hinaus wird deutlich, dass die Häufigkeiten der Preisänderungen in diesen Ländern nur geringfügig vom Durchschnitt des Euro-Raumes abweichen und damit der Einfluss von Lohnindexierungs-Regeln gering ist.

Das Preissetzungsverhalten aufgrund von Unternehmensbefragungen im Jahre 2004 in einzelnen Ländern des EU-Raumes ist Gegenstand einer weiteren vergleichenden empirischen Studie (vgl. Fabiani (2005)). Sie basiert auf speziellen Länderanalysen, für Belgien von Aucremanne, Druant (2005), für Frankreich von Loupias, Ricart (2004), für Deutschland von Stahl, H. (2005), für Spanien von Álvarez, Hernando (2005), und für Luxemburg von Lünemann, Mathä (2006). Vergleicht man die Häufigkeit der Preisänderungen pro Jahr, so zeigt sich, dass in Luxemburg die häufigsten Preisänderungen festzustellen sind. In Belgien sind lediglich einmalige Preisänderungen mit 55% und in Spanien mit 57% zu beobachten. In Deutschland sind dagegen mit jeweils 21% Preisänderungen in den Kategorien „mehr als 4“ und „2 bis 3“ festzustellen (Tabelle 4.11)

Tabelle 4.11: Häufigkeit der Preisänderungen pro Jahr in %

	≥4	2 - 3	1	<1	Median
Belgien	8	18	55	18	1
Deutschland	21	21	14	44	1
Frankreich	9	24	46	21	1
Luxemburg	27	27	31	15	2
Spanien	14	15	57	14	1
Euro-Raum	14	20	39	27	

Quelle: Fabiani et al. (2005)

Eine zentrale Bedeutung kommt jedoch der Analyse der wichtigsten Determinanten der Preiserhöhungen zu. Als eine der wichtigsten Faktoren für die Preiserhöhungen sind die Arbeitskosten zu identifizieren (Tabelle 4.12).

Tabelle 4.12: Bedeutung der Determinanten von Preiserhöhungen (Mittlere Scores)

	Arbeitskosten	Materialkosten	Finanzkosten	Nachfrage	Konkurrenzpreise
Belgien	2,9	2,9	2,2	2,2	2,5
Deutschland	2,7	3,4	1,9	2,2	2,1
Frankreich	2,5	3,0	-	2,0	2,3
Luxemburg	3,5	-	3,0	2,3	2,4
Spanien	2,7	3,4	1,9	2,2	2,1
Euro-Raum	3,0	3,1	2,2	2,2	2,4

Quelle: Fabiani et al. (2005)

Tabelle 4.13: Bedeutung der Determinanten von Preisreduktionen (Mittlere Scores)

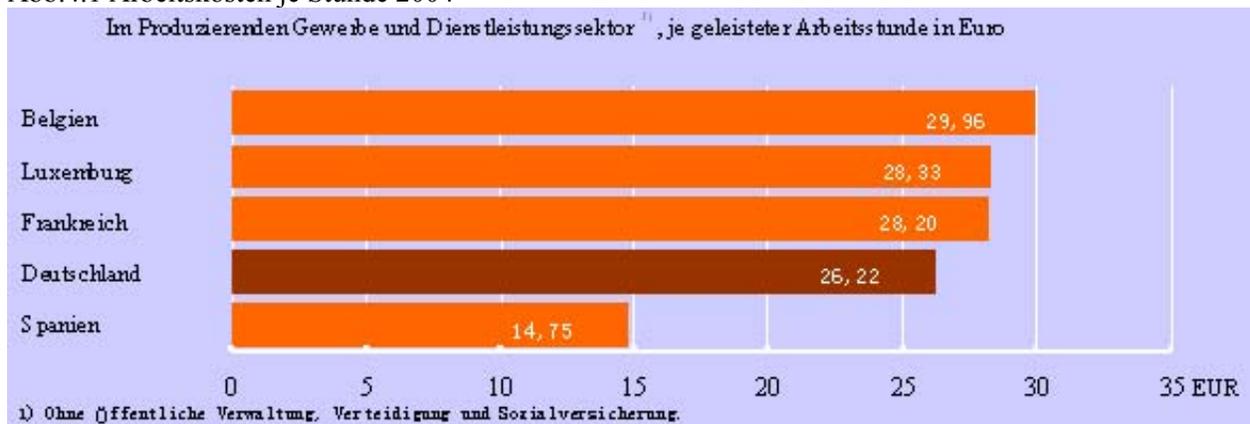
	Arbeitskosten	Materialkosten	Finanzkosten	Nachfrage	Konkurrenzpreise
Belgien	2,1	2,3	1,8	2,5	2,9
Deutschland	1,9	2,8	1,6	2,4	2,6
Frankreich	1,9	2,6	1,5	2,4	2,7
Luxemburg	2,6	-	2,5	2,7	2,8
Spanien	2,0	2,6	1,5	2,4	2,7
Euro-Raum	2,1	2,6	1,9	2,5	2,8

Quelle: Fabiani et al. (2005)

Die höchsten Gewichte auf einer Rangskala von 1 bis 4 werden mit 3,5 für Luxemburg und für Belgien mit 2,9 ermittelt. Für die Preisreduktionen sind insbesondere die Preise der Wettbewerber von größter Bedeutung (mittlerer Score für den Euro-Raum: 2,8). Die Arbeitskosten werden mit einem mittleren Score von 2,1 für den Euro-Raum bewertet, wobei unter den ausgewählten Ländern wiederum Luxemburg den höchsten Wert mit 2,6 erhält (Tabelle 4.13).

Vergleicht man die Arbeitskosten pro Stunde der einzelnen Länder, so ergibt sich, dass für 2004 die Arbeitskosten je Stunde für Belgien 29,96 €, für Luxemburg 28,33 €, für Deutschland 26,22 € und für Spanien 14,75 € betragen (Abb.4.1)

Abb.4.1 Arbeitskosten je Stunde 2004



Quelle: Statistisches Bundesamt (2006)

Die empirischen Befunde der Unternehmensbefragung für Luxemburg können wie folgt zusammengefasst werden: „The results indicate very clearly that increases in labour costs are the most important factor for price increases, followed by increases in other costs and wage indexation considered important. In contrast, strengthening demand and higher prices by competitors receive the smallest average recognition as factors for price increases.“ (Lünnemann, Mathä (2005), S.30).

5. Empirische Analyse

In diesem Kapitel werden die empirischen Untersuchungen vorgestellt, in denen die Zusammenhänge zwischen Lohnindexierung und Preisen auf makroökonomischer Ebene analysiert werden. Hierzu wurde in einem ersten Schritt ein Vector Error Correction Model (VECM) geschätzt, das sowohl eine Preisgleichung als auch eine Lohngleichung enthält. Diese Analyse wird für alle fünf Länder (Belgien, Deutschland, Frankreich, Luxemburg und Spanien) durchgeführt. Ziel dieser Untersuchung ist es, zu testen, ob ein Zusammenhang zwischen den Löhnen und dem Konsumentenpreisindex in den verschiedenen Ländern gefunden werden kann. Insbesondere sollen die Ergebnisse zwischen den Ländern mit vollständiger Lohnindexierung (Luxemburg, Belgien), partieller Lohnindexierung (Frankreich und Spanien) und dem Land ohne Lohnindexierung (Deutschland) verglichen werden. In einem zweiten Schritt wird ein Kausalitätstest zwischen dem Lohnindexierungsmechanismus und dem Konsumentenpreisindex in Luxemburg durchgeführt. Weiterhin werden Kausalitätstests verwendet, um zu überprüfen, wie der Lohnindexierungsmechanismus in zwölf bzw. vierzig Produktkategorien auf den Konsumentenpreisindex wirkt. In Abschnitt 5.1 wird ein Überblick über die Datengrundlagen gegeben, Abschnitt 5.2 behandelt das VEC Modell. Aus Gründen der Übersichtlichkeit werden wir in diesem Abschnitt nur die Ergebnisse für Luxemburg und Deutschland ausführlich diskutieren und die Ergebnisse für Belgien Frankreich und Spanien in gekürzter Form darstellen. Eine ausführlichere Zusammenstellung der Ergebnisse für Belgien, Frankreich und Spanien ist im Anhang wird im Anhang vorgenommen. In Abschnitt 5.3 wird die Kausalitätsanalyse für die verschiedenen Produktkategorien vorgestellt.

5.1. Datenbasis

Die Quellen für die verwendeten Zeitreihen sind zum einen das Service Central de la Statistique et des Etudes Economiques du Luxembourg (STATEC), das Statistische Amt der Europäischen Gemeinschaft (EUROSTAT) und die Datenbank der Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung (OECD).

Für die Schätzung des VEC-Modells werden die folgenden Zeitreihen verwendet: Als Preisindikator wird der harmonisierte Konsumentenpreisindex für Belgien, Deutschland, Frankreich und Spanien verwendet, für Luxemburg ist wegen der speziellen Grenzproblematik der nationale Index für die vergleichende Analyse geeignet. Die Arbeitsproduktivität ergibt sich aus dem Verhältnis von Bruttoinlandsprodukt und

der Anzahl der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigten. Für das Bruttoinlandsprodukt werden saisonbereinigte Daten verwendet. Der Lohnkostenindex wird als Quotient aus Arbeitskosten und den im Quartal geleisteten Arbeitsstunden erfasst. Die Arbeitslosenquoten werden entsprechend der Definition der Internationalen Arbeitsorganisation (ILO) verwendet. Für die VECM Analyse stehen Daten für Luxemburg vom ersten Quartal 1995 bis zum dritten Quartal 2006 zur Verfügung, während für Belgien, Deutschland, Frankreich und Spanien die Datenreihen den Zeitraum vom ersten Quartal 1996 bis zum dritten Quartal 2006 umfassen.

In der Untersuchung auf Granger-Kausalität für einzelne Produktgruppen auf der Grundlage von VAR-Modellen wird als Preisindex der nationale Konsumentenpreisindex verwendet. Es werden Analysen auf Granger-Kausalität in Bezug auf den Gesamtindex als auch auf insgesamt 12 verschiedene Produktgruppen (COICOP Klassifikation) durchgeführt. Als Indikator für die Lohnindexierung wird der Cote d'application benutzt. Die Daten liegen für den Zeitraum von Januar 1995 bis Januar 2007 vor. Tabelle 5.1 fasst alle Angaben noch einmal zusammen.

Tabelle 5.1: Datenbasis

Datenreihe	Quelle	Zeitraum
Nationaler/Harmonisierter Konsumentenpreisindex	STATEC/OECD	1995 – 2006 (L) 1996 – 2006 (R)
Bruttoinlandsprodukt	OECD	1995 – 2006 (L) 1996 – 2006 (R)
Beschäftigte	STATEC	1995 – 2006 (L) 1996 – 2006 (R)
Importpreisindex	STATEC	1995 – 2006 (L) 1996 – 2006 (R)
Lohnkostenindex	EUROSTAT	1995 – 2006 (L) 1996 – 2006 (R)
Arbeitslosenraten	STATEC	1995 – 2006 (L) 1996 – 2006 (R)
Cote d'application	STATEC	1995 – 2007 (L)
Konsumentenpreisindex einzelner Produktgruppen	STATEC	1995 – 2007 (L)

(L) = Luxemburg; (R) = Restliche Länder

5.2. Lohnentwicklung und Inflation: Analysen mit Vector-Error-Correction Modellen

Um den Einfluss der Löhne auf den Preisindex zu untersuchen, verwenden wir ein Gleichungssystem, das aus zwei Gleichungen besteht. Die erste Gleichung spezifiziert die Löhne als Funktion der Preise, der Arbeitsproduktivität, des Importpreisindex und der Arbeitslosenrate. Für die Herleitung dieser Lohngleichung wird nicht die Annahme eines gewinnoptimierenden Monopolisten verwendet, sondern basiert auf der Verhandlungstheorie von Layard, Jackman und Nickell (1991). In der zweiten Gleichung werden die Preise als Funktion der Löhne, der Arbeitsproduktivität, des Importpreisindex und der Arbeitslosenrate spezifiziert. Dieser Preisgleichung liegt die Annahme eines gewinnoptimierenden Unternehmens unter unvollkommenem Wettbewerb zugrunde (siehe Fritsche et al. (2005)). Damit besteht das System aus zwei endogenen (innerhalb des Systems modellierten) Variablen und drei exogenen (außerhalb des Systems bestimmten) Variablen. Zur Schätzung solcher Modelle, siehe Hamilton (1994), Hayashi (2000), Lütkepohl (2005) und Kirchgässner, Wolters (2006). Alle Schätzungen wurden mit JMULti durchgeführt. Diese Prozedur wurde von Lütkepohl und Krätzig (2004) erstellt und kann unter <http://www.jmulti.de/> heruntergeladen werden. Die ökonometrischen Modellansätze sind im Anhang A1 zusammenfassend beschrieben.

5.2.1. Ergebnisse für Luxemburg

Der Datensatz, der für die Schätzung zur Verfügung steht, umfasst den Zeitraum vom ersten Quartal 1995 bis zum dritten Quartal 2006 für die Variablen Konsumentenpreisindex, Lohnindex, Arbeitsproduktivität, Arbeitslosenrate und Importpreisindex. Die Abbildungen 5.1 bis 5.5 zeigen den Verlauf des Logarithmus der verwendeten Zeitreihen.

Abb. 5.1: Zeitlicher Verlauf des Konsumentenpreisindex für Luxemburg

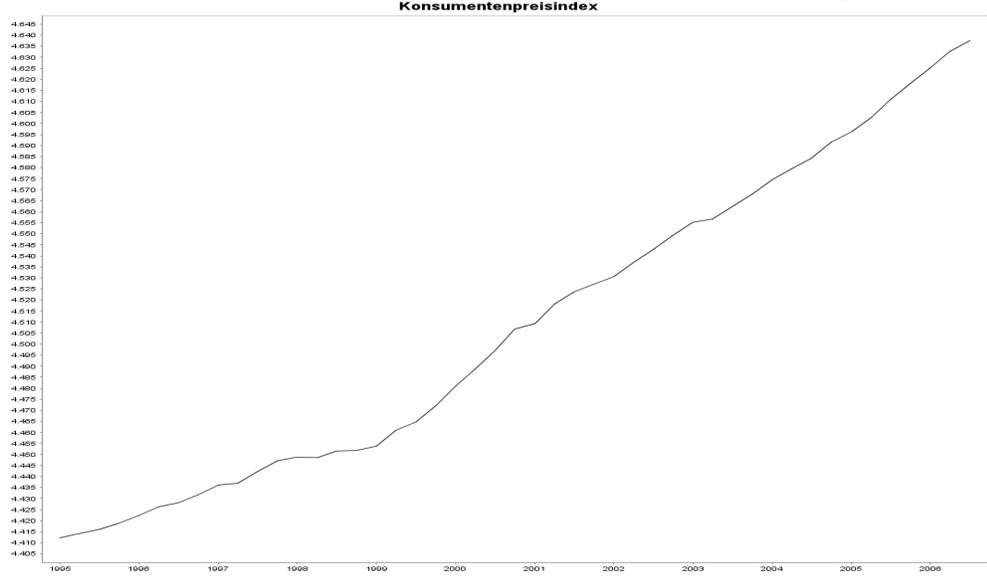


Abb. 5.2: Zeitlicher Verlauf des Lohnkostenindex

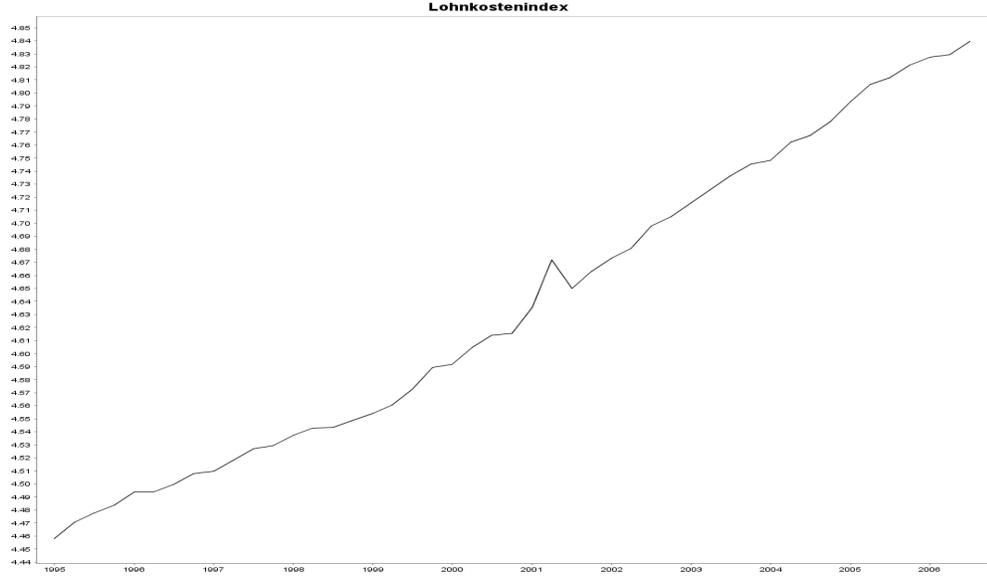


Abb. 5.3: Zeitlicher Verlauf der Arbeitslosenrate für Luxemburg

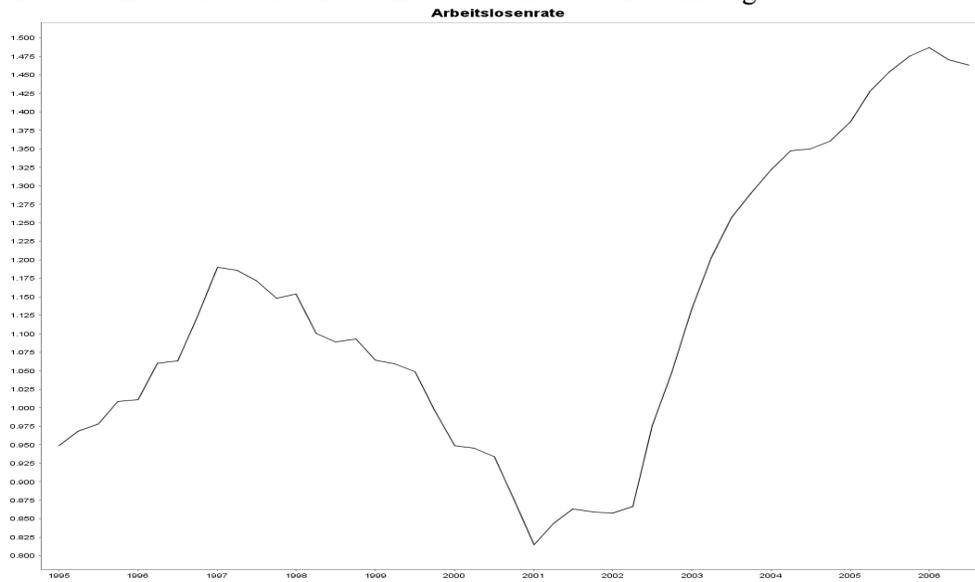
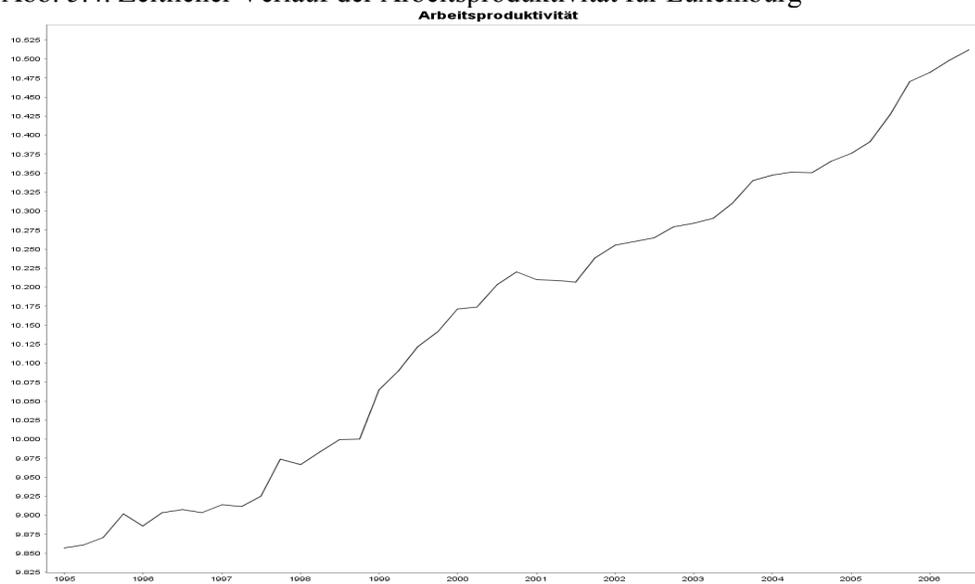


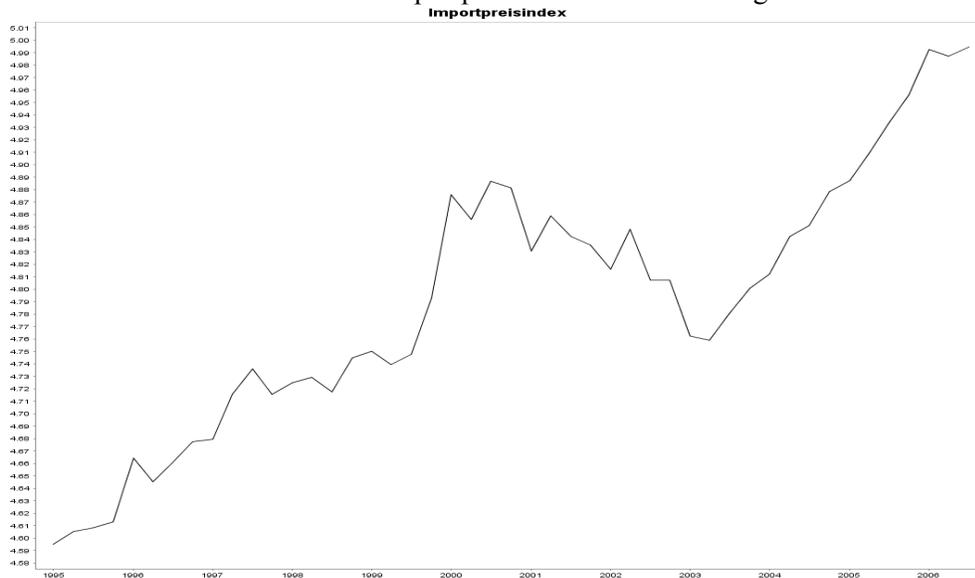
Abb. 5.4: Zeitlicher Verlauf der Arbeitsproduktivität für Luxemburg



Für den Konsumentenpreisindex ist ein Aufwärtstrend über die Zeit zu erkennen. Eine solche Entwicklung ist ebenfalls für die Zeitreihen des Lohnkostenindex und der Arbeitsproduktivität zu beobachten. Die Arbeitslosenrate ist durch einen fallenden Verlauf für den Zeitraum von 1995 bis 2001 und einen starken

Aufwärtstrend für die Jahre 2001 bis 2004 gekennzeichnet. Für die Jahre 2004 bis 2006 ist ein leichter Rückgang festzustellen. Die Entwicklung des Preisindex für die Importgüter kann in drei Zeitperioden eingeteilt werden. Zunächst ist ein Anstieg für die Jahre 1995 bis 2000 zu beobachten, für den Zeitraum von 2000 bis 2003 zeigt der Index einen fallenden Verlauf und für die Jahre von 2003 bis 2006 steigt der Index wieder an.

Abb. 5.5: Zeitlicher Verlauf des Importpreisindex für Luxemburg



Der Verlauf aller fünf Zeitreihen lässt vermuten, dass diese nicht-stationär sind. Von einer (kovarianz-) stationären Zeitreihe spricht man, wenn der Erwartungswert und die Varianzen über die Zeit konstant bleiben und weiterhin die Kovarianzen zwischen verschiedenen Zeitpunkten der Zeitreihe nur von dem zeitlichen Abstand der Zeitpunkte abhängen und nicht von den Zeitpunkten selbst (siehe Hamilton (1994) für Details). Tabelle 5.2 enthält die Ergebnisse des Augmented-Dickey-Fuller Tests auf Stationarität für jede einzelne Zeitreihe. Die Ergebnisse zeigen, dass die Niveaus aller Zeitreihen nicht-stationär sind.

Tabelle 5.2: Einheitswurzeltests für die Niveaus der Zeitreihen für Luxemburg

Variable	Lags	t-Wert	Kritische Werte	Portmanteau Test
			1% / 5% / 10%	
Konsumentenpreisindex	1	-1.7818	-3.96 / -3.41 / -3.13	0.3344
Lohnkostenindex	1	1.0615	-3.43 / -2.86 / -2.57	0.2536
Arbeitslosenrate	1	0.6851	-2.56 / -1.94 / -1.62	0.7829
Arbeitsproduktivität	0	0.2648	-3.43 / -2.86 / -2.57	0.8115
Importpreisindex	0	-0.7324	-3.43 / -2.86 / -2.57	0.7354

Die Nullhypothese des Augmented-Dickey-Fuller Test ist, dass die Zeitreihe eine Einheitswurzel enthält. Die Zeitreihe ist stationär, wenn die Nullhypothese verworfen wird. Der Portmanteau Test beinhaltet die Nullhypothese, dass die Fehlerterme der Regression nicht autokorreliert sind. Aus den Ergebnissen der Tabelle kann geschlossen werden, dass die Zeitreihen nicht stationär sind, da kein t-Wert signifikant ist.

Ist das Niveau einer Zeitreihe nicht stationär und ist die erste Differenz der Zeitreihe stationär, so hat die Zeitreihe einen Integrationsgrad der Ordnung eins ($I(1)$). Daher werden die ersten Differenzen der fünf Zeitreihen untersucht. Die Abbildungen 5.6 bis 5.10 stellen den Verlauf der ersten Differenzen der verwendeten Zeitreihen dar.

Abb. 5.6: Erste Differenzen des Konsumentenpreisindex für Luxemburg



Abb. 5.7: Erste Differenzen des Lohnkostenindex für Luxemburg

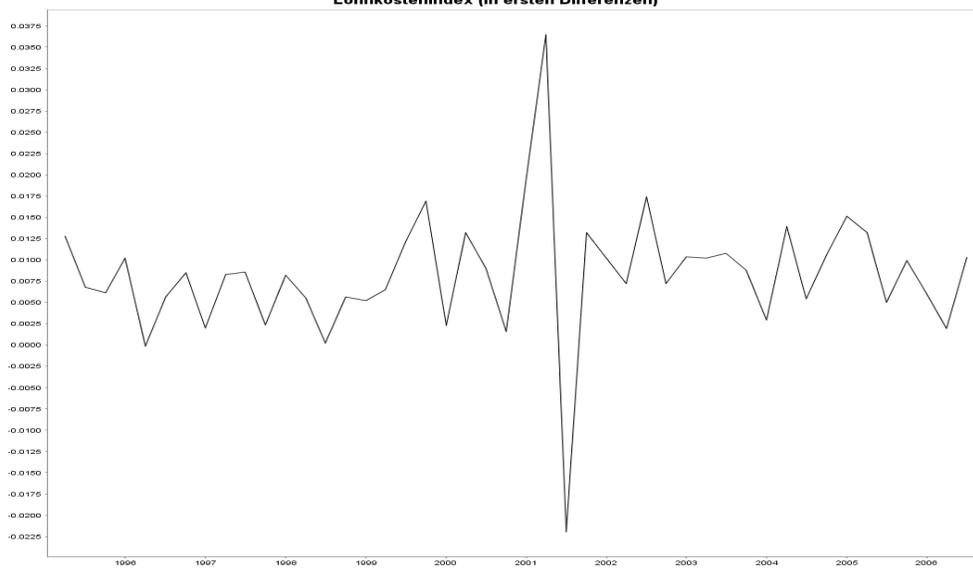


Abb. 5.8: Erste Differenzen der Arbeitslosenrate für Luxemburg

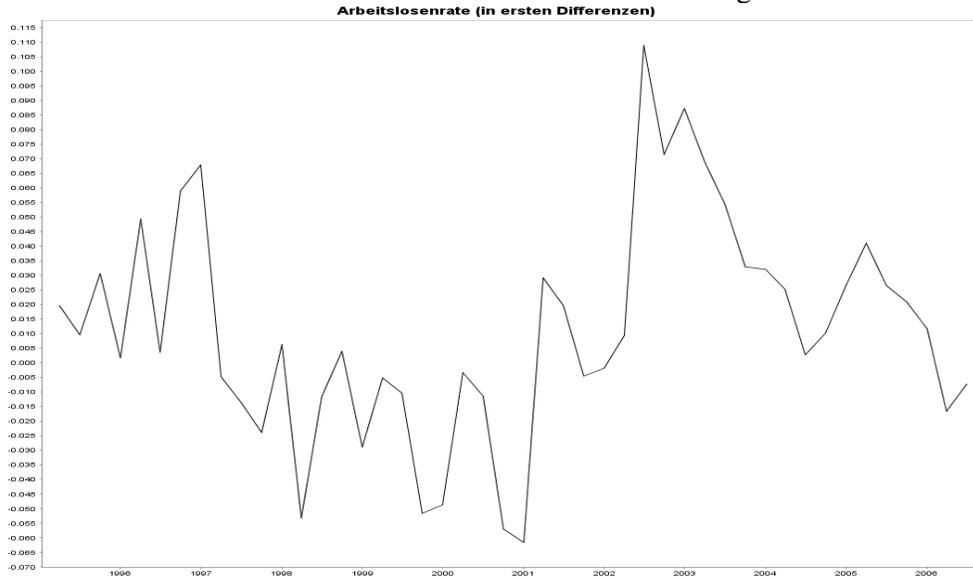


Abb. 5.9: Erste Differenzen der Arbeitsproduktivität für Luxemburg

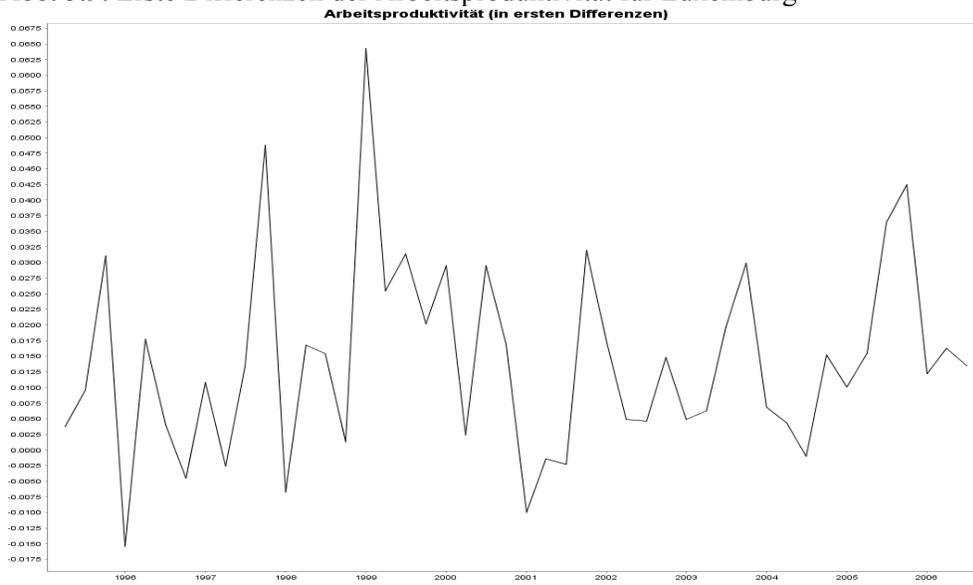
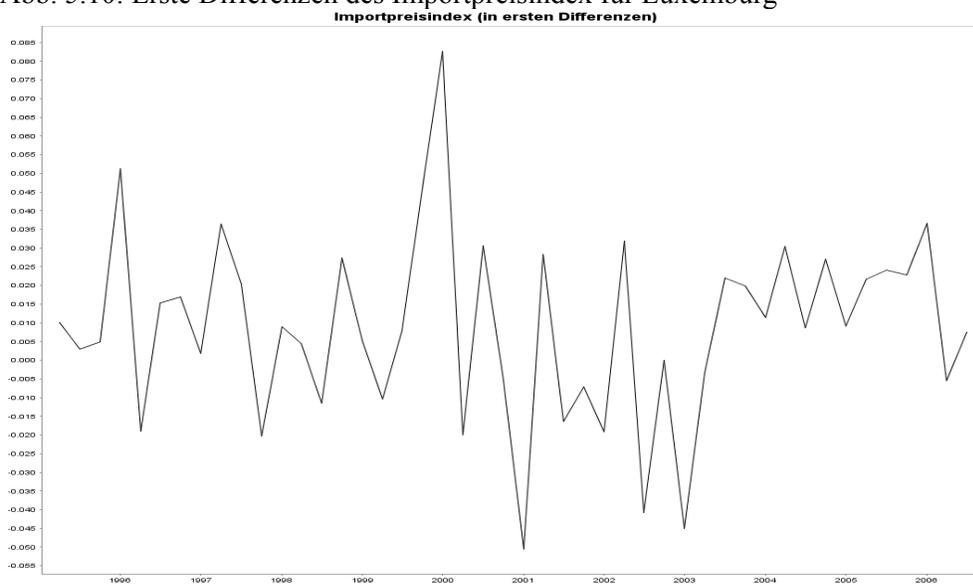


Abb. 5.10: Erste Differenzen des Importpreisindex für Luxemburg



Die Einheitswurzeltests für die Zeitreihen in ersten Differenzen sind in Tabelle 5.3 enthalten. Die Augmented Dickey-Fuller Tests lassen den Schluss zu, dass die ersten Differenzen aller Zeitreihen stationär sind. Alle t-Werte überschreiten den kritischen Wert mindestens auf einem 5% Niveau. Daraus folgt, dass die Zeitreihen integriert der Ordnung eins sind. Der Portmanteau Test weist darauf hin, dass die Fehlerterme nicht autokorreliert sind.

Tabelle 5.3: Einheitswurzeltests für die ersten Differenzen der Zeitreihen für Luxemburg

Variable	Lags	t-Wert	Kritische Werte	Portmanteau Test
			1% / 5% / 10%	p-Wert
Konsumentenpreisindex	0	-4.2677	-3.43 / -2.86 / -2.57	0.1538
Lohnkostenindex	0	-8.9599	-3.43 / -2.86 / -2.57	0.3353
Arbeitslosenrate	0	-3.2206	-2.56 / -1.94 / -1.62	0.7635
Arbeitsproduktivität	0	-6.5949	-3.43 / -2.86 / -2.57	0.8080
Importpreisindex	0	-7.0511	-3.43 / -2.86 / -2.57	0.7979

Der nächste Schritt der Kointegrationsanalyse besteht darin, zu überprüfen, ob die beiden endogenen Variablen miteinander kointegriert sind. Hierzu berechnen wir zwei Teststatistiken. Zum einen weisen wir den Test von Saikkonen und Lütkepohl aus, zum anderen berechnen wir den Johansen Test. Tabelle 5.4 fasst die Ergebnisse zusammen

Tabelle 5.4: Test auf Kointegration für Luxemburg

Nullhypothese: Rang <=	Saikkonen & Lütkepohl		Johansen	
	Teststatistik	p-Wert	Teststatistik	p-Wert
0	16.42	0.0087	22.14	0.0254
1	2.87	0.1070	8.24	0.0753

In der ersten Spalte wird die Nullhypothese des Tests dargestellt. Diese besagt, dass der Kointegrationsrang kleiner oder gleich dem Eintrag der entsprechenden Zeile ist, also 0 oder 1. In der ersten Zeile wird die Nullhypothese bei beiden Tests abgelehnt, die Tests in der zweiten Zeile lehnen die Nullhypothese nicht ab, somit kann von einer Kointegrationsbeziehung zwischen beiden Variablen ausgegangen werden kann.

In einem nächsten Schritt wird das VEC-Modell mit einer Lohn- und einer Preisgleichung geschätzt. Die Variablen Lohn und Preis hängen sowohl von eigenen in der Zeit verzögerten Werten als auch von verzögerten Werten der anderen Variable ab. Weiterhin enthalten beide Gleichungen kontemporäre und

verzögerte Werte der Variablen Arbeitslosenrate, Arbeitsproduktivität und Importpreisindex. Tabelle 5.5 zeigt die Schätzergebnisse für das VEC-Modell. Die VAR-Repräsentation ist im Anhang A.7 zu finden.

Tabelle 5.5: Schätzergebnisse für das VEC-Modell für Luxemburg

Einflussgröße	Erste Differenzen des Lohnkostenindex		Erste Differenzen des Preisindex	
	Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert
Endogene Variablen (1. Differenzen)				
Lohn (t-1)	0.256	1.140	0.005	0.094
Preis (t-1)	0.021	0.038	-0.083	-0.676
Exogene Variablen				
Arbeitslosenrate (t)	0.087	3.025	0.017	2.736
Arbeitsproduktivität (t)	0.066	1.009	0.028	1.944
Importpreisindex (t)	0.099	2.516	0.025	2.899
Arbeitslosenrate (t-1)	-0.180	-3.899	-0.041	-4.051
Arbeitsproduktivität (t-1)	-0.102	-1.361	-0.001	-0.066
Importpreisindex (t-1)	-0.169	-3.498	0.004	0.335
Arbeitslosenrate (t-2)	0.108	1.968	0.041	3.366
Arbeitsproduktivität (t-2)	0.008	0.113	-0.006	-0.391
Importpreisindex (t-2)	0.024	0.446	0.021	1.752
Arbeitslosenrate (t-3)	-0.030	-0.555	-0.015	-1.243
Arbeitsproduktivität (t-3)	0.062	0.884	0.029	1.860
Importpreisindex (t-3)	-0.007	-0.135	0.000	-0.002
Arbeitslosenrate (t-4)	0.011	0.313	-0.010	-1.356
Arbeitsproduktivität (t-4)	-0.041	-0.590	-0.034	-2.237
Importpreisindex (t-4)	-0.037	-0.934	-0.028	-3.176
Ladungskoeffizient	-1.191	-3.507	0.187	2.493

Bei der Interpretation der Parameter der Tabelle 5.5 muss beachtet werden, dass die abhängigen Variablen in einem Vector-Error-Correction Modell in ersten Differenzen eingehen und die Zeitreihen in Logarithmen gemessen werden, sodass eine Veränderung in Logarithmen eine prozentuale Veränderung in Niveaus darstellt. Aufgrund der Ergebnisse der Informationskriterien wird für die Analyse der kurzfristigen, transitorischen Dynamik nur der Einfluss der Veränderungen in (t-1) berücksichtigt. Die

Schätzungen zeigen in beiden Gleichungen jedoch insignifikante Befunde. Die Wirkungen der exogenen Variablen werden ebenfalls geschätzt. So führt beispielsweise eine Erhöhung des Importpreisindex zum Zeitpunkt t zu einer Erhöhung der ersten Differenz des Lohnkostenindex um 0.1% und zu einer Erhöhung der ersten Differenz des Preisindex um 0.025%. Der Ladungskoeffizient ist der Parameter des Fehlerkorrekturterms. Dieser ist wie folgt spezifiziert:

$$EC(t-1) = W(t-1) - 1.229 P(t-1)$$

(-9.034)

mit $W(t-1)$ als Lohnindex und $P(t-1)$ als Preisindex.

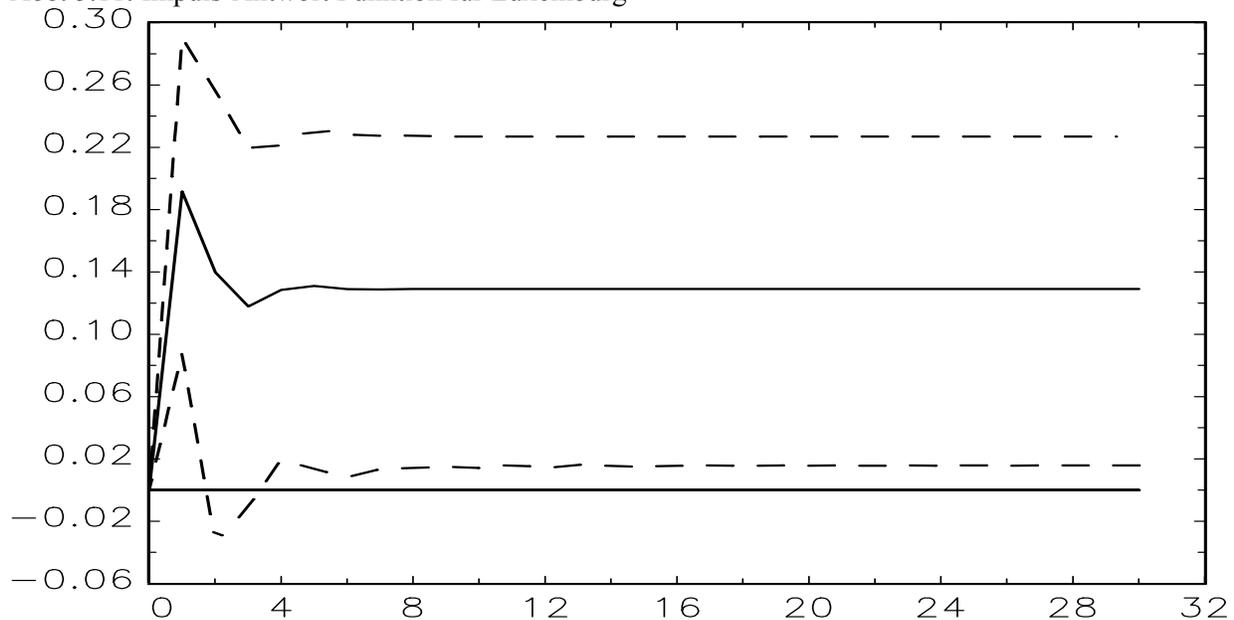
Falls $P(t-1)$ auf 1 normiert wird, erhält man eine langfristige Lohnelastizität von 0.8136. Dies entspricht auch den Ergebnissen in der Studie von Aka (2006). Da Lohn und Preisindex kointegriert sind, stellt diese Zeitreihe einen stationären Prozess dar. Sind die Lohnkosten höher als im langfristigen Gleichgewicht, d.h. der Fehlerkorrekturterm ist positiv, dann ergeben sich aufgrund des negativen Parameters des Ladungskoeffizienten in der Lohngleichung sinkende Lohnänderungen. In der Preisgleichung führt dies zu steigenden Preisindizes (siehe Hamilton (1994), S.581). Der Ladungskoeffizient von 1.191 bedeutet, dass die Abweichung vom langfristigen Gleichgewicht der Vorperiode in der Periode (Quartal) t bereits vollständig abgebaut ist. Dies entspricht auch dem Ergebnis von Aka (2006). Die Preisanpassung erfolgt mit ca. 19% wesentlich langsamer.

Um zu testen, ob eine Lohnerhöhung einen Einfluss auf die Preise hat, wird ein Test auf Granger-Kausalität durchgeführt. Ursache und Wirkung werden aufgrund zeitlich verzögerter Einflüsse danach unterschieden, dass die verursachende Variable sich vor der auftretenden Wirkung geändert haben muss. Die Zukunft kann nicht die Gegenwart beeinflussen, so dass die endogenen Variablen der Periode t nicht von den exogenen Variablen der Perioden $t+1$, $t+2$, etc. abhängen. Durch Verschiebung des Zeitindex folgt daraus, dass die endogenen Variablen in t nicht von den vergangenen endogenen Variablen abhängen dürfen. Die Lohnänderungen sind dann Granger-kausal für die Preisänderungen, wenn alle Parameter der verzögerten Preisänderungen gleich Null sind, jedoch wenigstens ein Parameter der verzögerten Lohnänderungen ungleich Null ist. Ein für dieses Modell durchgeführter Test auf Granger-Kausalität ergibt eine Teststatistik von 18.64 und einen p-Wert von 0.00. Damit wird die Nullhypothese, dass keine Granger-Kausalität besteht, auf dem 1% Niveau abgelehnt. Als empirischer Befund ergibt sich, dass die Löhne in Luxemburg einen kausalen Einfluss auf den Verbraucherpreisindex haben.

Schließlich soll noch der Effekt (Schock) einer Lohnerhöhung auf den Preisprozess mit Hilfe einer Impuls-Antwort-Folge untersucht werden. Dabei wird simuliert, wie sich die Preise verändern, wenn sich die Löhne um eine Einheit erhöhen. Da das Modell in Logarithmen geschätzt wurde, stellt eine Veränderung um eine Einheit eine Erhöhung um ein Prozent in den Niveaus dar und ist daher als

Elastizität zu interpretieren. Weiterhin sei angemerkt, dass sich eine Veränderung der Löhne dauerhaft auf die Preise auswirkt, da die Zeitreihen nicht stationär sind. Daher weist die Impuls-Antwort Funktion selbst nach 30 Perioden noch eine Erhöhung der Preise von 0,125% aus, wenn der Lohnindex um einen Prozent steigt. Die beiden gestrichelten Kurven stellen die 95%-Konfidenzintervalle dar, so dass die Veränderungen statistisch signifikant sind, da die Nulllinie, bis auf die zweite und dritte Periode nach der Erhöhung, nicht eingeschlossen ist (Abb.5.11).

Abb. 5.11: Impuls-Antwort Funktion für Luxemburg



Zusammenfassend kann für Luxemburg festgehalten werden, dass ein signifikanter Einfluss der Löhne auf die Inflationsrate festgestellt werden kann. Dieser Effekt ist positiv (eine Erhöhung der Löhne führt zu einer Erhöhung der Preise) und ist über die Zeit persistent, da die Zeitreihen nicht-stationär sind.

5.2.2. Ergebnisse für Deutschland

Der Datensatz, der für die Schätzung zur Verfügung steht, umfasst den Zeitraum vom ersten Quartal 1996 bis zum dritten Quartal 2006 für die Variablen Konsumpreisindex, Lohnindex, Arbeitsproduktivität, Arbeitslosenrate und Importpreisindex. Die Abbildungen 5.12 bis 5.16 stellen den Verlauf des Logarithmus der verwendeten Zeitreihen dar.

Abb. 5.12: Zeitlicher Verlauf des Konsumentenpreisindex für Deutschland

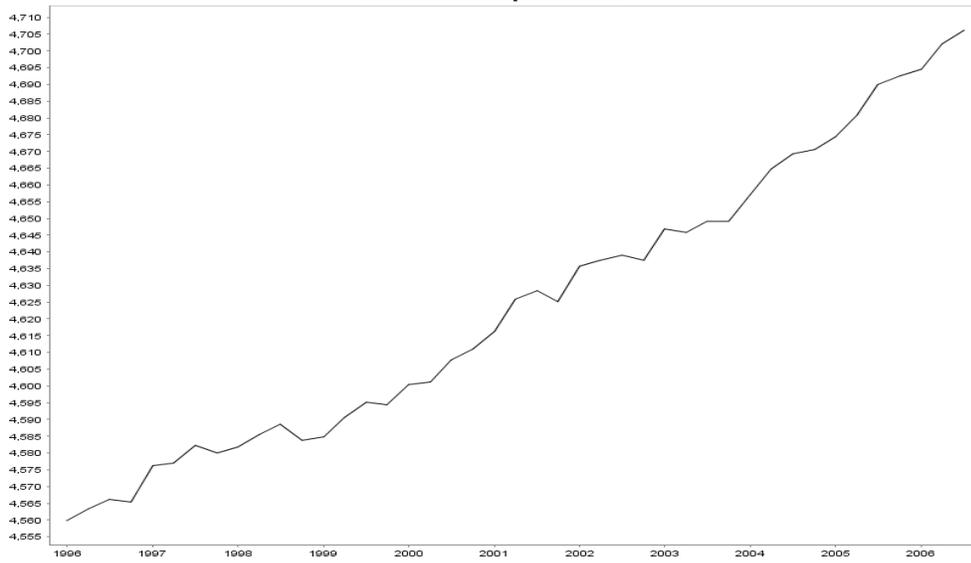


Abb. 5.13: Zeitlicher Verlauf des Lohnkostenindex für Deutschland

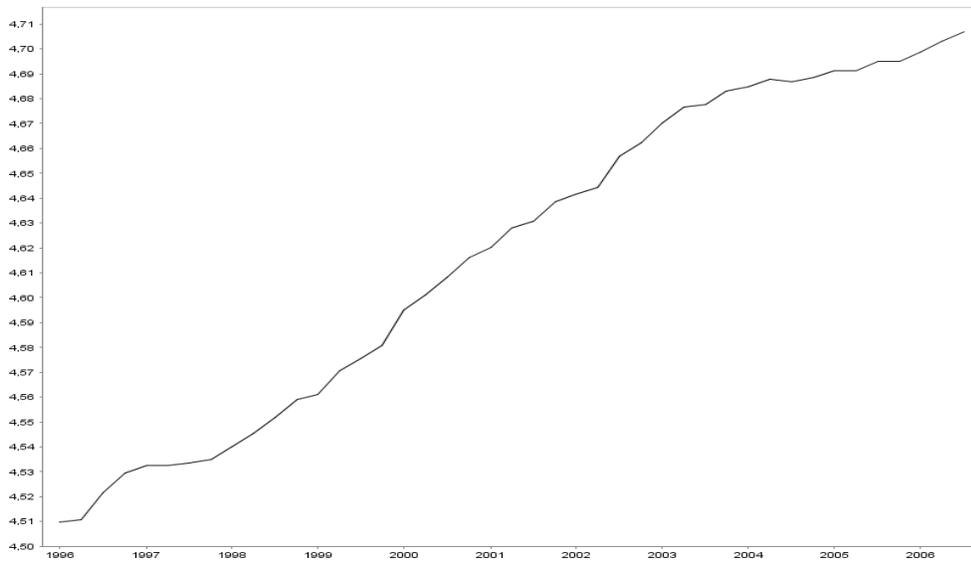


Abb. 5.14: Zeitlicher Verlauf der Arbeitslosenrate für Deutschland

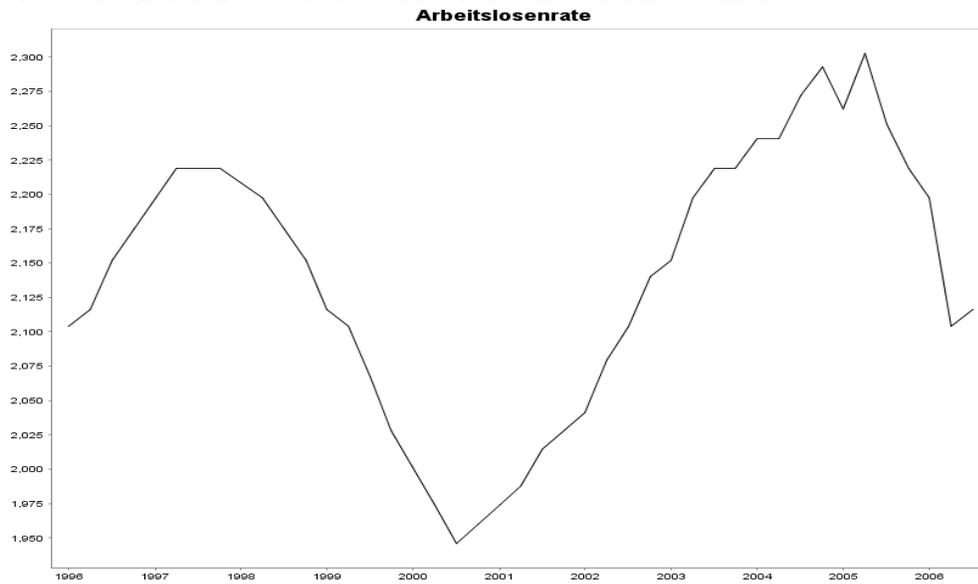
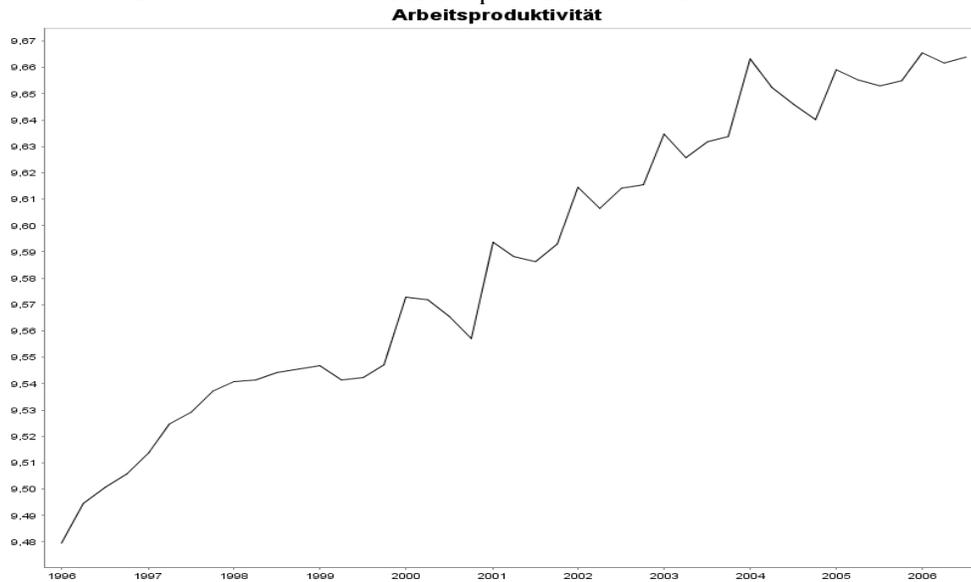


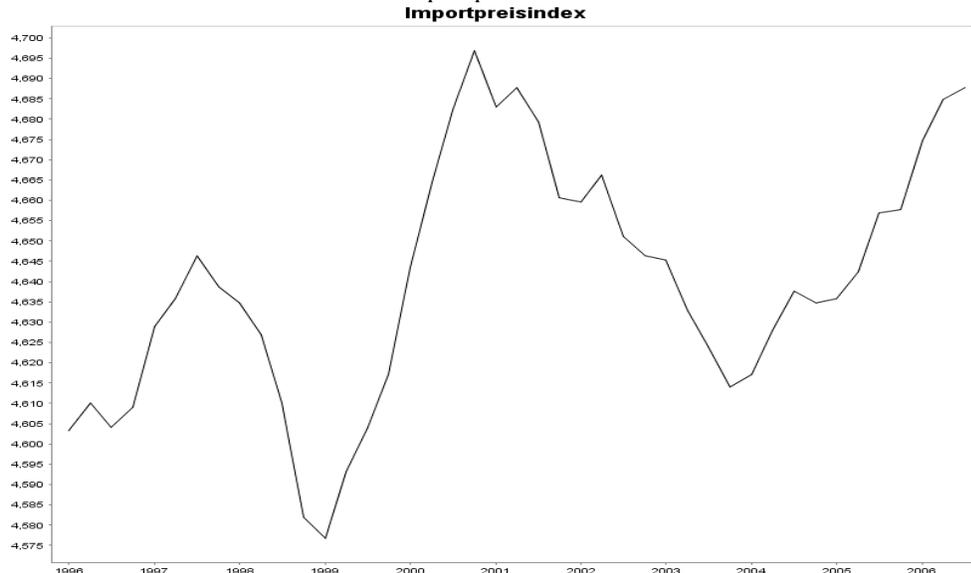
Abb. 5.15: Zeitlicher Verlauf der Arbeitsproduktivität für Deutschland



Für den Konsumentenpreisindex ist ein Aufwärtstrend über den betrachteten Zeitraum zu erkennen. Dies ist ebenfalls für die Zeitreihen des Lohnkostenindex und der Arbeitsproduktivität zu beobachten. Die Arbeitslosenrate nimmt für die Jahre 1996 bis 1997 zu, sie fällt in den Jahren 1997 bis 2000 und steigt

dann im Zeitraum von 2000 bis 2005 wieder an. Von 2005 bis 2006 sinkt die Arbeitslosenrate wieder . Die Entwicklung des Preisindex für die Importgüter kann in fünf Zeitperioden eingeteilt werden. Wir beobachten eine Aufwärtsbewegung für die Jahre 1996 bis 1997, 1999 bis 2000 und 2004 bis 2006. Für die Zeiträume von 1997 bis 1999 und 2000 bis 2004 weist der Index einen fallenden Verlauf auf.

Abb. 5.16: Zeitlicher Verlauf des Importpreisindex für Deutschland



Wiederum ist zu vermuten, dass die Zeitreihen nicht-stationär sind. Tabelle 5.6 enthält die Ergebnisse des Augmented-Dickey-Fuller Tests auf Stationarität für jede einzelne Zeitreihe. Die Ergebnisse zeigen, dass die Niveaus aller Zeitreihen nicht-stationär sind.

Tabelle 5.6: Einheitswurzeltests für die Niveaus der Zeitreihen für Deutschland

Variable	Lags	t-Wert	Kritische Werte	Portmanteau Test p-Wert
			1% / 5% / 10%	
Konsumentenpreisindex	2	-0.9728	-3.96 / -3.41 / -3.13	0.3086
Lohnkostenindex	4	-1.9060	-3.43 / -2.86 / -2.57	0.6374
Arbeitslosenrate	4	-0.4134	-2.56 / -1.94 / -1.62	0.7129
Arbeitsproduktivität	4	-2.1119	-3.96 / -3.41 / -3.13	0.8795
Importpreisindex	1	-2.4935	-3.43 / -2.86 / -2.57	0.6284

In den Abbildungen 5.17 bis 5.21 werden die zeitlichen Verläufe der ersten Differenzen der Variablen dargestellt.

Abb. 5.17: Erste Differenzen des Konsumentenpreisindex für Deutschland

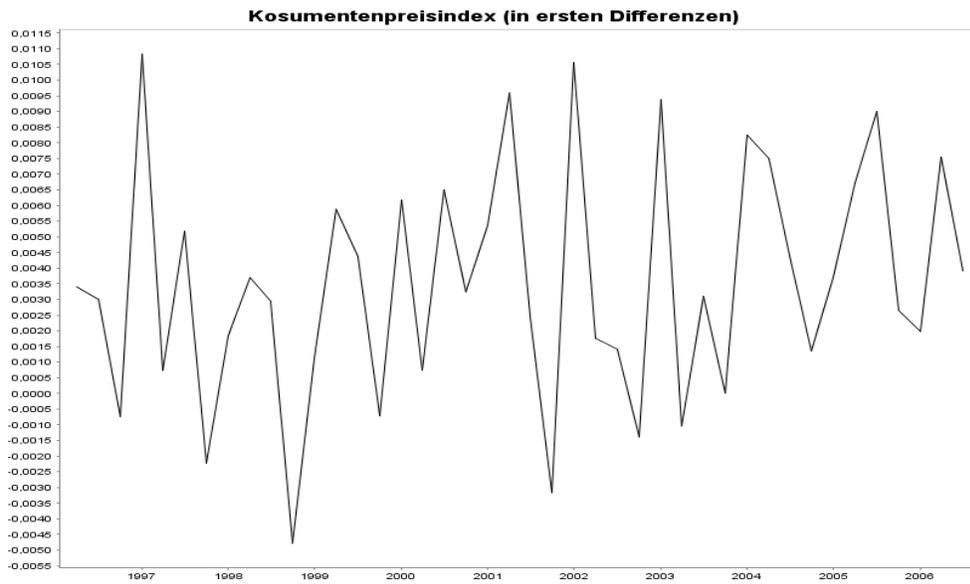


Abb. 5.18: Erste Differenzen des Lohnkostenindex für Deutschland



Abb. 5.19: Erste Differenzen der Arbeitslosenrate für Deutschland
Arbeitslosenrate (in ersten Differenzen)



Abb. 5.20: Erste Differenzen der Arbeitsproduktivität für Deutschland
Arbeitsproduktivität (in ersten Differenzen)

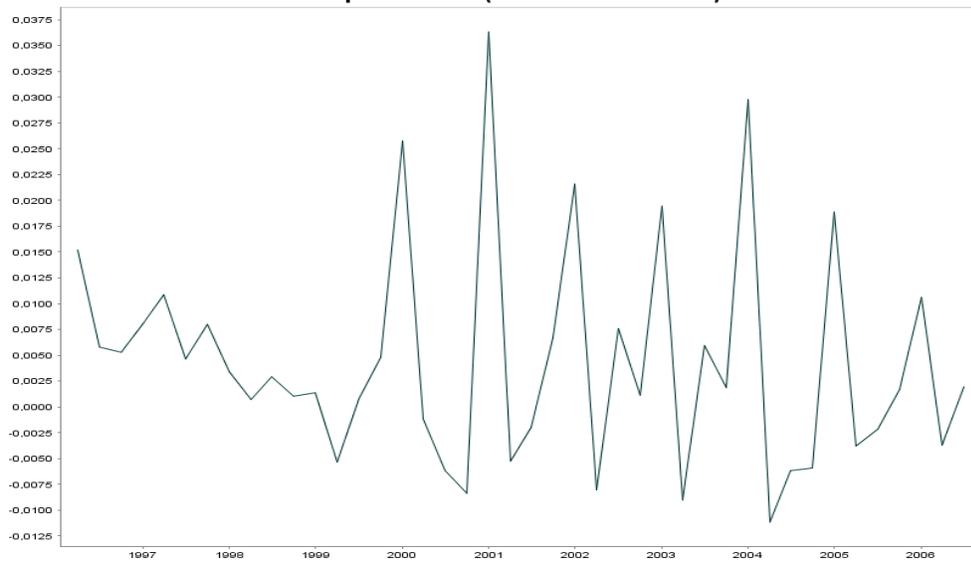


Abb. 5.21: Erste Differenzen des Importpreisindex für Deutschland
Lohnkostenindex (in ersten Differenzen)



Die Einheitswurzeltests für die Zeitreihen in ersten Differenzen sind in Tabelle 5.7 enthalten. Die durchgeführten Augmented Dickey-Fuller Tests lassen den Schluss zu, dass die ersten Differenzen aller Zeitreihen stationär sind. Alle festgestellten t-Werte überschreiten den kritischen Wert mindestens auf einem 5% Niveau. Somit kann festgestellt werden, dass die Zeitreihen integriert der Ordnung eins sind.

Tabelle 5.7: Einheitswurzeltests für die ersten Differenzen der Zeitreihen für Deutschland

Variable	Lags	t-Wert	Kritische Werte	Portmanteau Test
			1% / 5% / 10%	p-Wert
Konsumentenpreisindex	2	-4.6581	-3.43 / -2.86 / -2.57	0.2934
Lohnkostenindex	0	-5.3935	-3.43 / -2.86 / -2.57	0.1275
Arbeitslosenrate	3	-2.3707	-2.56 / -1.94 / -1.62	0.7275
Arbeitsproduktivität	2	-8.2737	-3.96 / -3.41 / -3.13	0.1895
Importpreisindex	0	-3.6260	-3.43 / -2.86 / -2.57	0.7943

In der Tabelle 5.8 werden die Ergebnisse der Tests auf Kointegration zusammengefasst. Die Tests bestätigen eine Kointegrationsbeziehung zwischen den beiden Variablen.

Tabelle 5.8: Test auf Kointegration für Deutschland
Nullhypothese: Saikkonen & Lütkepohl

Rang <=	Saikkonen & Lütkepohl		Johansen	
	Teststatistik	p-Wert	Teststatistik	p-Wert
0	37.57	0.0000	66.00	0.0000
1	3.81	0.4524	3.81	0.4524

Die Ergebnisse der Schätzung des VEC-Modells finden sich in Tabelle 5.9.

Tabelle 5.9: Schätzergebnisse für das VEC-Modell für Deutschland

Einflussgröße	Gleichung		Erste Differenzen des Lohnkostenindex		Erste Differenzen des Preisindex	
	Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert
Endogene Variablen (1.Differenzen)						
Lohn (t-1)	-0.328	-3.206	-0.188	-2.088		
Preis (t-1)	-0.479	-4.003	-0.243	-2.304		
Lohn (t-2)	-0.261	-2.600	0.006	0.070		
Preis (t-2)	-0.749	-5.178	0.159	1.246		
Lohn (t-3)	0.158	1.680	-0.163	-1.971		
Preis (t-3)	-0.947	-5.389	-0.076	-0.492		
Lohn (t-4)	-0.400	-4.394	-0.315	-3.929		
Preis (t-4)	-0.198	-1.779	-0.146	-1.490		
Exogene Variablen						
Arbeitslosenrate (t)	-0.052	-2.350	0.065	3.337		
Arbeitsproduktivität (t)	0.238	4.283	0.051	1.041		
Importpreisindex (t)	-0.175	-3.978	0.335	8.658		
Arbeitslosenrate (t-1)	0.043	2.419	-0.028	-1.741		
Arbeitsproduktivität (t-1)	0.017	0.327	-0.062	-1.370		
Importpreisindex (t-1)	-0.113	-1.391	-0.115	-1.611		
Arbeitslosenrate (t-2)	-0.061	-2.385	-0.027	-1.180		
Arbeitsproduktivität (t-2)	0.044	0.762	-0.263	-5.121		
Importpreisindex (t-2)	0.148	1.912	-0.247	-3.635		
Arbeitslosenrate (t-3)	0.024	1.061	-0.060	-2.981		
Arbeitsproduktivität (t-3)	0.240	3.979	-0.001	-0.020		

Importpreisindex (t-3)	0.166	2.391	0.204	3.339
Arbeitslosenrate (t-4)	-0.084	-3.023	0.126	5.118
Arbeitsproduktivität (t-4)	-0.253	-4.424	0.094	1.866
Importpreisindex (t-4)	-0.352	-4.787	0.098	1.505
Ladungskoeffizient	-0.447	-4.705	0.345	4.116

Die kurzfristige Dynamik wird durch die verzögerten ersten Differenzen der endogenen Variablen erfasst. So führt eine Erhöhung der ersten Differenz des Preisindex in (t-1) um 1% zu einer Verringerung der ersten Differenz des Lohnkostenindex in t um 0.48%. Die anderen Koeffizienten in den Spalten 1 und 3 sind entsprechend zu interpretieren. Im Hinblick auf die Wirkung der exogenen Variablen ergibt sich beispielsweise: Steigt die Arbeitslosenrate in (t-3) um 1%, so fällt die erste Differenz des Lohnkostenindex in t um 0.061%. Bei einer Erhöhung des Importpreisindex in t um 1% steigt die erste Differenz des Preisindex in t um 0.335.

Der Fehlerkorrekturterm lautet:

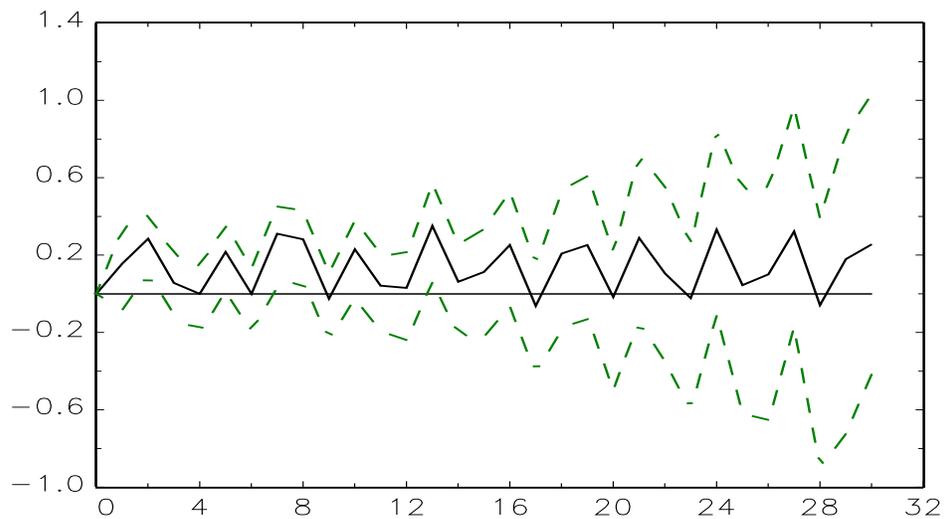
$$EC(t-1) = W(t-1) - 1.183 P(t-1) \\ (- 5.273)$$

Der Ladungskoeffizient von -0.447 in der Lohngleichung bedeutet, dass die Anpassung an das langfristige Gleichgewicht fast zur Hälfte in der laufenden Periode erfolgt, die Anpassung in der Preisgleichung ist dagegen etwas geringer.

Der Zusammenhang zwischen Löhnen und Preisindex wird wiederum anhand eines Tests auf Granger-Kausalität untersucht. Der Test auf Granger-Kausalität ergibt eine Teststatistik von 1.2724 und einen p-Wert von 0.3373. Damit wird die Nullhypothese, dass keine Granger-Kausalität besteht, nicht abgelehnt. Daraus folgt, dass die Löhne in Deutschland keinen kausalen Einfluss auf den Inflationsindex haben.

Schließlich ergibt eine Analyse mit einer Impuls-Antwort Funktion, dass für die überwiegende Anzahl der simulierten Perioden die Effekte nicht signifikant von Null verschieden sind (Abb.5.22).

Abb. 5.22: Impuls-Antwort Funktion für Deutschland



Zusammenfassend kann für Deutschland festgehalten werden, dass kein kausaler Einfluss der Löhne auf die Inflationsrate gefunden werden kann.

5.2.3. Ergebnisse für Belgien, Spanien und Frankreich

In diesem Abschnitt fassen wir die Ergebnisse für Belgien, Spanien und Frankreich zusammen. Die Datenreihen, die den Untersuchungen für alle drei Länder zugrunde liegen, umfassen den Zeitraum ersten Quartal 1996 bis zum dritten Quartal 2006. Die Analyseschritte sind die gleichen, die bei den Untersuchungen für Luxemburg und Deutschland beschrieben sind. Es werden die Niveaus und die ersten Differenzen der Zeitreihen auf Stationarität getestet. Nach dem Test auf Kointegration wird das Vector-Error-Correction Modell geschätzt. Abschließend wird ein Test auf Granger-Kausalität des Lohnindex auf die Inflationsrate durchgeführt. Tabelle 5.10 fasst die Ergebnisse der Untersuchungen für die drei Länder zusammen.

Tabelle 5.10: Zusammenfassung der Ergebnisse für Belgien, Spanien und Frankreich

	Belgien	Spanien	Frankreich
Integrationsgrad von ...			
Konsumentenpreisindex	I(1)	I(1)	I(1)
Lohnkostenindex	I(1)	I(1)	I(1)
Arbeitslosenrate	I(1)	I(1)	I(1)

Arbeitsproduktivität	I(1)	I(1)	I(1)
Importpreisindex			
Test auf Kointegration			
Saikkonen & Lütkepohl	Ja	Ja	Ja
Johansen	Ja	Ja	Ja
Test auf Granger-Kausalität			
Teststatistik; p-Wert	8.563; 0.0012	5.6934; 0.0064	22.277; 0.0000

Die Ergebnisse der Tabelle 5.14 besagen, dass die Niveaus aller fünf Zeitreihen nicht-stationär sind, die ersten Differenzen der Zeitreihen sind hingegen stationär, sodass alle Zeitreihen einen Integrationsgrad von eins aufweisen. Im zweiten Schritt kann festgestellt werden, dass sowohl der Test von Saikkonen & Lütkepohl als auch der Test von Johansen eine Kointegrationsbeziehung zwischen dem Preisindex und dem Lohnkostenindex finden. Der anschließende Test auf Granger-Kausalität des Lohnkostenindex in bezug auf den Preisindex, der auf den Schätzergebnissen des Vector Error Correction Modell basiert, verwirft die getestete Nullhypothese. Eine Ablehnung dieser Nullhypothese führt somit zu dem Schluss, dass der Lohnkostenindex Granger-kausal für den Preisindex ist. Die p-Werte für alle drei Länder sind 0.0012 (Belgien), 0.0064 (Spanien) und 0.0000 (Frankreich). Somit besteht für alle drei Länder ein Granger-kausaler Zusammenhang zwischen dem Lohnkostenindex und der Inflationsrate.

Abschließend kann festgehalten werden, dass die Ergebnisse für alle drei Länder im Einklang mit den Ergebnissen für Luxemburg stehen. Wir finden für alle Länder mit einer vollständigen oder partiellen Lohnkostenindexierung einen Zusammenhang zwischen dem Lohnprozess und dem Preisprozess. Für Deutschland, das keine Lohnkostenindexierung hat, wird dagegen keine Kausalität festgestellt.

5.3.Lohnindexierung und Inflation in Luxemburg nach Produktgruppen:

Analysen mit VAR-Modellen

In Abschnitt 5.3.1 soll der Zusammenhang zwischen Lohnindexierung und der Inflation in Luxemburg detaillierter untersucht werden. Hierzu schätzen wir ein Vektorautoregressives Modell (VAR). Als Indikator für die Lohnindexierung verwenden wir die Zeitreihe des Cote d'application, der Inflationsprozess wird wiederum durch den nationalen Verbraucherpreisindex repräsentiert. Zusätzlich untersuchen wir noch den Einfluss der Lohnindexierung in 12 verschiedenen Produktgruppen nach der COICOP-2 Klassifikation. Das zu schätzende VAR-Modell besteht aus zwei Gleichungen. Die erste Gleichung enthält als zu erklärende Variable den Cote d'application und als erklärende Variablen den

zeitlich verzögerten Verbraucherpreisindikator und den zeitlich verzögerten Cote d’application. Die zweite Gleichung spezifiziert den inversen Zusammenhang, die zu erklärende Variable ist der Preisindex und die erklärenden Variablen sind der zeitlich verzögerte Cote d’application und der zeitlich verzögerte Preisindex.

Um ein detaillierteres Bild der Zusammenhänge zwischen Inflationsrate und Lohnindexierung zu erhalten, werden zusätzlich für alle 12 Produktgruppen Ergebnisse präsentiert, denen eine feinere Aufgliederung zugrunde liegt. Je nach Produktgruppe wurde der Indikator in zwei bis sechs Untergruppen zerlegt. Die Ergebnisse dieser Berechnungen sind in Abschnitt 5.3.2 zu finden. Sowohl für Abschnitt 5.3.1 als auch für Abschnitt 5.3.2 gilt, dass alle Größen in Logarithmen gemessen werden.

5.3.1. Empirische Analysen für 12 Produktgruppen

Tabelle 5.11 gibt die Ergebnisse der Schätzungen wieder. Die erste Spalte enthält die erklärenden Variablen in jeder Gleichung. Die zweite und dritte Spalte enthalten die Parameter und die t-Werte für die Gleichung mit dem Cote d’application als abhängige Variable. In der vierten und fünften Spalte sind die Parameter und die t-Werte der Gleichung mit dem Preisindex als zu erklärende Variable zu finden. Die letzten beiden Spalten werden die Teststatistiken und die p-Werte für den Test auf Granger-Kausalität zusammengefasst. Als Nullhypothese wird formuliert, dass der Cote d’application keinen Einfluss auf die Preisbildung hat. Ein kleiner p-Wert führt zu einer Ablehnung dieser Hypothese.

Tabelle 5.11: Ergebnisse des Tests auf Granger-Kausalität

Einflussgröße	Gleichung	Cote d’application		Preisindex		Test auf Granger-Kausalität	
		Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert	Teststatistik	p-Wert
Nahrungsmittel und alkoholfreie Getränke	Cote d’application (t-1)	0.875	18.875	0.043	2.418	5.846	0.016
	Preisindex (t-1)	0.107	2.791	0.967	65.781		
Alkoholische Getränke, Tabak und Narkotika							

Cote d'application (t-1)	0.861	19.042	0.050	1.406	1.977	0.161
Preisindex (t-1)	0.093	3.187	0.971	42.000		
Bekleidung und Schuhe						
Cote d'application (t-1)	1.000	71.394	0.551	9.135	83.446	0.000
Preisindex (t-1)	0.005	0.209	-0.104	-1.106		
Wohnung, Wasser Elektrizität, Gas und andere Brennstoffe						
Cote d'application (t-1)	0.937	27.521	0.066	1.504	2.263	0.134
Preisindex (t-1)	0.045	1.972	0.960	32.152		
Hausrat und laufende Instandhaltung des Hauses						
Cote d'application (t-1)	0.953	26.679	0.641	8.573	73.492	0.000
Preisindex (t-1)	0.062	1.442	0.200	2.219		
Gesundheit						
Cote d'application (t-1)	0.995	87.564	0.016	0.785	0.617	0.433
Preisindex (t-1)	0.015	1.030	0.962	38.658		
Verkehr						
Cote d'application (t-1)	0.825	16.926	0.050	1.259	1.584	0.209
Preisindex (t-1)	0.153	3.688	0.961	28.560		
Nachrichtenübermittlung						
Cote d'application (t-1)	0.948	33.502	-0.082	-1.259	1.584	0.209
Preisindex (t-1)	-0.022	-2.003	0.968	38.552		
Freizeit und Kultur						
Cote d'application (t-1)	0.931	23.109	0.187	4.359	18.998	0.000
Preisindex (t-1)	0.097	1.821	0.750	13.176		
Bildungswesen						
Cote d'application (t-1)	0.945	29.822	0.149	2.491	6.203	0.013
Preisindex (t-1)	0.032	1.873	0.921	28.720		
Hotels, Cafes und Restaurants						
Cote d'application (t-1)	0.785	13.424	0.071	3.008	9.046	0.003
Preisindex (t-1)	0.158	3.753	0.954	55.686		
Verschiedene Waren und Dienstleistungen						

Cote d'application (t-1)	0.871	15.424	0.186	3.778	14.277	0.000
Preisindex (t-1)	0.139	2.353	0.810	15.731		

Die Ergebnisse der Granger-Kausalitätstests zeigen einen signifikanten Zusammenhang zwischen der Lohnindexierung und dem Preisbildungsprozess für 7 Produktgruppen, für 5 Produktgruppen ergibt sich der gegenteilige Befund.

Um die Parameter in der Tabelle 5.11 zu interpretieren, muss beachtet werden, dass die Zeitreihen für die Schätzung in Logarithmen gemessen werden. Dies führt dazu, dass die Parameter der Tabelle als Elastizitäten interpretiert werden, d.h. der Wert gibt an, um wieviel Prozent sich die abhängige Variable verändert, wenn die unabhängige Variable um ein Prozent steigt. Da die zugrunde liegende Fragestellung darin besteht, wie sich eine Veränderung des Cote d'application auf den Preisindex auswirkt, wollen wir uns im Folgenden auf die Parameter der Preisgleichung konzentrieren. Diese Parameter sind in der vierten Spalte der Tabelle zu finden. Die entsprechenden t-Werte stehen in der fünften Spalte. Für die Produktgruppe „Nahrungsmittel und alkoholfreie Getränke“ ergibt sich, dass die Lohnindexierung Granger-kausal für den Preisbildungsprozess ist. Der kurzfristige Effekt des Preisindex bei einer 1%-igen Erhöhung des Cote d'application ist 0.043%, der langfristige Effekt, der sich aus dem Verhältnis des Parameters und der Differenz aus eins minus dem autoregressiven Parameter errechnet, beträgt 0.169

Das Gesamtgewicht der signifikanten Produktgruppen beträgt insgesamt 51.4% und die gewichtete Elastizität ergibt sich zu 0.13% (siehe Tabelle 5.12). Dieses Ergebnis entspricht auch dem Befund der Impuls-Antwort-Analyse.

Tabelle 5.12: Gewichtete Elastizitäten in % für 7 signifikante Produktgruppen

Produktgruppe	Elastizität	Gewichte 2007	Gewichtete Elastizitäten
Nahrungsmittel und alkoholfreie Getränke	0.043	0.110	0.0047
Bekleidung und Schuhe	0.551	0.045	0.0248

Hausrat und laufende Instandhaltung des Hauses	0.641	0.095	0.0609
Freizeit und Kultur	0.187	0.085	0.0159
Bildungswesen	0.149	0.004	0.0006
Hotels, Cafes und Restaurants	0.071	0.085	0.0060
Verschiedene Waren und Dienstleistungen	0.186	0.090	0.0167
		0.514	0.1296

5.3.2. Empirische Analysen für 40 Produktgruppen

Dieser Abschnitt enthält die Ergebnisse für die Modelle, in denen jede Produktgruppe in eine feinere Untergliederung aufgeteilt wird. Beispielsweise wird die Produktgruppe „Nahrungsmittel und alkoholfreie Getränke“ in zwei Untergruppen aufgeteilt. Es wird für elf der zwölf Produktgruppen des Abschnitts 5.3.1 eine Unterteilung in zwei bis sechs Untergruppen vorgenommen. Die Produktgruppe „Bildungswesen“ wird nicht weiter unterteilt, so dass keine weitere Analyse für diese Produktgruppe durchgeführt wird.

Im Rahmen der empirischen Analyse werden elf VAR-Modelle geschätzt, in denen je eine Gleichung für die Inflationsrate der Untergruppen und eine Gleichung für den Cote d’application enthalten ist. Beispielsweise besteht die Analyse der Produktgruppe „Nahrungsmittel und alkoholfreie Getränke“ nun aus drei Gleichungen. Dabei soll untersucht werden, ob der Cote d’application einen Einfluss auf die Inflationsrate beider Untergruppen hat oder nur auf eine der Untergruppen hat. Weiterhin kann analysiert werden, ob die Inflationsrate einer Untergruppe einen Einfluss auf die Inflationsrate der anderen Untergruppe hat.

Es werden detaillierte Schätzergebnisse für die Produktgruppen „Nahrungsmittel und alkoholfreie Getränke“, „Hotels, Cafes und Restaurants“, „Verkehr“ und „Nachrichtenübermittlung“ beispielhaft dargestellt. Dabei ist zu beachten, dass die ersten zwei Produktgruppen im letzten Abschnitt ein signifikantes Ergebnis zwischen Cote d’application und Inflationsindex aufweisen, während dies für die letzten zwei Produktgruppen nicht gegeben ist. Eine detaillierte Aufgliederung der Produktgruppen kann

nun die Frage beantworten, ob diese Ergebnisse generell zutreffen, oder ob sie sich für einige Untergruppen der Produktgruppe ändern. Weiterhin kann die Frage nach der gegenseitigen Beziehung zwischen den Inflationsraten der Untergruppen untersucht werden. Die Ergebnisse der restlichen Produktgruppen werden im Anhang aufgeführt.

Tabelle 5.13 enthält die Ergebnisse für die Produktgruppe „Nahrungsmittel und alkoholfreie Getränke“. Die ersten beiden Spalten enthalten die Parameter und t-Werte für die Gleichung des Cote d’application, die dritte und vierte Spalte enthält die Koeffizienten der Preisgleichung (PI) bezüglich der „Nahrungsmittel“, während in den letzten beiden Spalten die Werte für die Gruppe „Alkoholfreie Getränke“ angegeben sind.

Tabelle 5.13: VAR-Modell: Nahrungsmittel und alkoholfreie Getränke

Gleichung Einflussgröße	Cote d'application		PI- Nahrungsmittel		PI-Alkoholfreie Getränke	
	Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert
Cote d'application (t-1)	0.857	19.455	0.029	1.594	0.082	2.686
Nahrungsmittel (t-1)	0.103	2.798	0.974	65.032	-0.016	-0.619
Alkoholfreie Getränke (t-1)	0.023	0.532	0.01	0.576	0.919	30.255

Bei der Interpretation der Parameter der Tabelle 5.12 muss wiederum beachtet werden, dass die Zeitreihen logarithmiert wurden, die Werte somit Elastizitäten darstellen. Der Parameter des Cote d’application in der Preisgleichung für die Produktgruppe „Alkoholfreie Getränke“ ist positiv signifikant. Eine Erhöhung des Cote d’application um ein Prozent führt zu einer Erhöhung des Preisindex für alkoholfreie Getränke um 0.082 % . Weiterhin kann man aus der Tabelle erkennen, dass der Parameter für Nahrungsmittel (alkoholfreie Getränke) in der Gleichung für alkoholfreie Getränke (Nahrungsmittel) nicht signifikant ist.

Tabelle 5.14: VAR-Modell: Hotels, Cafes und Restaurants

Gleichung Einflussgröße	Cote d'application		PI-Verpflegungsdienstl.		PI-Beherbergungsdienstl.	
	Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert
Cote d'application (t-1)	0.774	14.274	0.054	2.446	0.112	1.429
Verpflegungsdienstl.						

(t-1) Beherber- gungsdienstl.	0.172	3.538	0.954	47.855	0.01	0.149
(t-1)	-0.003	-0.138	0.009	0.97	0.933	29.526

Die Ergebnisse der Analyse für die Produktgruppe „Hotels, Cafes und Restaurants“ sind in der Tabelle 5.14 zu finden. Aufgrund einer Erhöhung des Cote d’application um ein Prozent ergibt sich eine Erhöhung des Preisindex für die Produktgruppe „Cafes und Restaurants“ um 0.054 % . Zu beachten ist, dass der Parameter für den Cote d’application in der Gleichung für Hotels nicht signifikant von Null verschieden ist. Weiterhin ist festzustellen, dass keine signifikanten Einflüsse für die Preisindizes untereinander gefunden werden.

Tabelle 5.15: VAR-Modell: Verkehr

Gleichung Einflussgröße	Cote d'application		PI- Fahrzeugkauf		PI-Waren, Dienstl. für PKW		PI-Verkehrsdienstl.	
	Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert
Cote d'application (t-1)	0.822	16.729	0.048	3.459	0.033	0.346	0.145	1.937
Kauf von Fahrzeugen (t-1)	0.103	1.833	0.967	61.828	0.17	1.582	0.06	0.708
Waren, Dienstl. für PKW (t-1)	0.047	2.524	-0.005	-0.961	0.925	25.713	0.012	0.407
Verkehrsdienstl. (t-1)	0.023	1.029	-0.01	-1.609	0.014	0.329	0.87	25.762

Die Tabelle 5.15 enthält die Ergebnisse der Analyse für die Produktgruppe „Verkehr“. Wie der Tabelle zu entnehmen ist, hat der Cote d’application einen signifikanten Einfluss auf die Unterproduktgruppen „Fahrzeugkauf“ und „Verkehrsdienstleistungen“. Bei einer Erhöhung um ein Prozent steigen der Index für erste Produktgruppe um 0.05% und der Index für die zweite Produktgruppe um 0.15%.

Tabelle 5.16: VAR-Modell: Nachrichtenübermittlung

Gleichung Einflussgröße	Cote d'application		PI-Post, Kurierdienstl.		PI-Telefon-, Faxgeräte		PI-Telefon-, Faxdienstl.	
	Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert
Cote d'application (t-1)	0.878	23.805	0.016	0.141	-0.276	-2.598	-0.151	-1.676
Post, Kurierdienstl. (t-1)	0.019	1.404	0.876	20.632	-0.001	-0.033	-0.029	-0.852
Telefon-, Telefaxgeräte (t-1)	-0.013	-1.892	-0.027	-1.283	0.952	47.719	-0.034	-1.985
Telefon, Telefaxdienstl. (t-1)	-0.01	-1.15	-0.044	-1.645	0.002	0.071	0.979	46.146

Tabelle 5.16 enthält die Ergebnisse für die Produktgruppe „Nachrichtenübermittlung“. In diesem Fall führt eine detaillierte Untersuchung zu dem Ergebnis, dass der Cote d’application einen negativen Einfluss auf die Preisindizes der Produktgruppen „Telefon-, Faxgeräte“ und „Telefon-, Fax-Dienstleistungen“ hat. Dies weist darauf hin, dass die Lohnentwicklung in diesem Bereich für die Preisbildung nur eine geringe Bedeutung hat, sondern eher die technischen Innovationen und Weiterentwicklungen zu einer Preisreduktion geführt haben.

Tabelle 5.17 gibt die Einflussrichtung des Cote d’application für alle 40 Produktgruppen wieder. Es ist festzuhalten, dass ein signifikant positiver Einfluss des Cote d’application auf 19 der 40 Produktgruppen gefunden wurde.

Tabelle 5.17: VAR-Modell: Einflussrichtung für 40 Produktgruppen

Produktgruppe	Einfluss	Produktgruppe	Einfluss
Nahrungsmittel	0	Waren, Dienstl. für PKW	0
Alkoholfreie Getränke	+	Verkehrsdienstl.	+
Alkoholische Getränke	0	Post, Kurierdienstl.	0
Tabakwaren	0	Telefon-, Telefaxgeräte	-
Bekleidung	+	Telefon-, Telefaxdienstl.	-
Schuhe	+	Informations- verarbeitungsgeräte	+
Miete	0	Langlebige Gebrauchs- güter für Freizeit	0
Wohnungsinstandhaltung	+	Andere Geräte für Freizeit und Garten	+
Wasserversorgung	0	Freizeit-, Kulturdienstl.	0

Strom, Gas u.a.	0	Zeitungen, Bücher, Schreibwaren	+
Innenausstattung	+	Pauschalreisen	0
Heimtextilien	+	Bildungswesen	+
Haushaltsgeräte	+	Verpflegungsdienstl.	+
Haushaltsgebrauchsgüter	+	Beherbergungsdienstl.	0
Werkzeuge, Geräte	+	Körperpflege	0
Haushaltswaren, Dienstl.	+	Pers. Gebrauchs- gegenstände	0
Medizinische Erzeugnisse	0	Soziale Dienstl.	+
Amb. Gesundheitsdienstl.	0	Versicherungsdienstl.	0
Staat. Gesundheitsdienstl.	+	Finanzdienstl.	0
Kauf von Fahrzeugen	+	Andere Dienstl.	0

Das Gesamtgewicht der 19 Produktgruppen beträgt 42.3% und die gewichtete Elastizität ergibt sich zu 0.0854% (siehe Tabelle 5.18). Dabei haben die Produktgruppen mit staatlich administrierter Preisbildung (Staatl. Gesundheitsdienstleistungen, Verkehrsdienstleistungen, Bildungswesen, Soziale Dienstleistungen) ein Gewicht von 0.0442 und eine gewichtete Elastizität von 0.006, die übrigen Produktgruppen sind durch ein Gewicht von 0.3791 und eine gewichtete Elastizität von 0.0794 gekennzeichnet.

Tabelle 5.18: Gewichtete Elastizitäten in % für 19 Produktgruppen

Produktgruppe	Elastizität	Gewichte 2007	Gewichtete Elastizitäten
Alkoholfreie Getränke	0.082	0.0152	0.0012
Bekleidung	0.595	0.0343	0.0204
Schuhe	0.616	0.0103	0.0063
Wohnungsinstandhaltung	0.433	0.0138	0.0060
Innenausstattung	0.448	0.0298	0.0134
Heimtextilien	0.499	0.0073	0.0036
Haushaltsgeräte	0.286	0.0098	0.0028
Haushaltsgebrauchsgüter	0.366	0.0105	0.0038
Werkzeuge, Geräte	0.110	0.0072	0.0008
Haushaltswaren, Dienstl.	0.076	0.0300	0.0023
Staatl. Gesundheitsdienstleistungen	0.183	0.0006	0.0001
Kauf von Fahrzeugen	0.048	0.0910	0.0044
Verkehrsdienstleistungen	0.145	0.0106	0.0015
Informationsverarbeitungsgeräte	0.136	0.0144	0.0020
Andere Geräte für Freizeit und Garten	0.278	0.0184	0.0051
Zeitungen, Bücher, Schreibwaren	0.183	0.0195	0.0036
Bildungswesen	0.149	0.0040	0.0006
Verpflegungsdienstleistungen	0.054	0.0676	0.0037
Soziale Dienstleistungen	0.130	0.0290	0.0038
		0.4233	0.0854

Im Vergleich zur Differenzierung nach 12 Produktgruppen wird das Gewicht der signifikanten Produktgruppen geringer und auch die gewichtete Elastizität wird kleiner. Dies kann durch die zunehmende Disaggregation der Produktgruppen erklärt werden, denn eine Erhöhung des Cote d'application ist ein makroökonomischer Schock, der sich auf disaggregierte Produktgruppen umso weniger kausal auswirkt, je stärker die Sondereinflüsse und die wechselseitigen Beziehungen zwischen den Produktgruppen sind. Es handelt sich um eine Analyse auf verschiedenen Aggregationsstufen. Die dabei auftretenden Probleme werden im Rahmen der „Multi-Level“-Modelle behandelt (vgl. Hox (2002), Raudenbush, Bryk (2002), Goldstein (2003)).

Adam und Da Costa (2002) haben für Luxemburg eine Kausalitätsanalyse auf der Grundlage von 164 Produktgruppen für den Zeitraum zwischen Januar 1995 und Dezember 2001 durchgeführt. Dabei werden –basierend auf der Gewichtung von 2001– 8.59% stark signifikante und 6.96% schwach signifikante Produktgruppen, d.h. insgesamt 15.55% (24 Produktgruppen) als Granger-kausal für die Preisbildung ermittelt. Die gewichtete Elastizität aufgrund einer 2.5%igen Erhöhung des Cote d'application beträgt für die stark signifikanten Produktgruppen 0.107 und für die schwach signifikanten Produktgruppen 0.099, sodass sich insgesamt ein Wert von 0.206 ergibt. In der vorliegenden Studie wird für 19 von 40 Produktgruppen eine gewichtete Elastizität von 0.2135 ermittelt.

5.4. Zusammenfassung der Ergebnisse

Die makroökonomische Untersuchung des Preisbildungs- und Lohnkostenprozesses hat gezeigt, dass ein Zusammenhang zwischen beiden Größen für die Länder gefunden werden kann, die durch einen Lohnindexierungsmechanismus gekennzeichnet sind. Es wird eine Granger-Kausalität des Lohn- auf den Preisbildungsprozess auf gesamtwirtschaftlicher Ebene für alle vier Länder mit Lohnindexierung gefunden. Im Gegensatz hierzu wird die Hypothese keiner Granger-Kausalität für Deutschland, das Referenzland ohne Lohnindexierung, nicht abgelehnt. Ein Vergleich der Impuls-Antwort Funktionen bestätigt diesen Befund.

Eine detailliertere Untersuchung des Einflusses der Lohnindexierung auf die Inflationsrate in Luxemburg zeigt, dass Granger-Kausalität des Cote d'application in der Gesamtwirtschaft und in 7 Produktkategorien zu finden ist, für 5 Produktkategorien gilt dieses Ergebnis nicht. Eine Analyse von 40 Produktgruppen ergibt, dass für 20 Produktgruppen ein signifikant positiver Einfluss des Cote d'application ermittelt wird. Dabei werden auch die Abhängigkeiten zwischen den Untergruppen modelliert und geschätzt.

6. Konzept einer produktivitätsorientierten Lohnpolitik

Die empirischen Analysen zum Zusammenhang von Lohnentwicklung und Inflation haben gezeigt, dass bei einer Lohnindexierung am Verbraucherpreisindex die Lohnentwicklung in Luxemburg Granger-kausal für die gesamtwirtschaftliche Inflationsentwicklung ist. Bei einer Analyse der Produktgruppen ergibt sich ein differenzierteres Bild. So zeigen 7 von 12 Produktgruppen und 20 von 40 Untergruppen einen signifikant positiven Einfluss der Lohnindexierung. Der Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung für Deutschland hat in seinem Jahresgutachten 2003/2004 ein Konzept einer produktivitätsorientierten Lohnpolitik entwickelt und für Deutschland empirisch umgesetzt.

Zwei Problembereiche haben in einem Konzept produktivitätsorientierter Lohnpolitik zentrale Bedeutung:

- Es ist zunächst die Frage nach einem geeigneten Indikator für den Ausgleich für erwartete Preissteigerungen zu beantworten.
- Weiterhin ist ein Konzept für die Messung an einem validen Produktivitätsindikator zu entwickeln.

Als Alternative zum Verbraucherpreisindex bietet sich vor allem der Deflator des Bruttoinlandsproduktes an, da zur Beurteilung der Lohnerhöhungen für die Beschäftigtenentwicklung nicht nur die Konsumentenlöhne, sondern auch die realen Produzentenlöhne entscheidend sind. So hat sich in Deutschland beispielsweise der Abstand zwischen Konsumenten- und Produzentenlohn wegen der zunehmenden Abgabenbelastung von Arbeitnehmern und Unternehmen sowie der Differenz der Steigerungsraten des Verbraucherpreisindex und des Deflators des Bruttoinlandsproduktes deutlich erhöht (Jahresgutachten 2003/2004, S. 367). Die Produzentenpreise sind eine geeignete Orientierungsgröße für die Absatzchancen der Produkte und damit auch über die Höhe der Beschäftigung. Ein Ausgleich für erwartete Preissteigerungen kann jedoch nur partiell erfolgen, da der Staat und das Ausland den Verteilungsspielraum mit Hilfe von Preissteigerungen einengen können, beispielsweise durch Anhebung indirekter Steuern oder höhere Preise für importierte Rohstoffe. Dies gilt auch für Konkurrenzsituationen auf den Weltmärkten, um die internationale Wettbewerbsfähigkeit und damit die Beschäftigung nicht zu gefährden.

Um den lohnpolitischen Verteilungsspielraum zu berechnen, hat der Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung in Deutschland das Konzept einer produktivitätsorientierten Lohnpolitik vorgeschlagen. Theoretische Grundlage ist eine Cobb-Douglas-Produktionsfunktion. Zur Quantifizierung des lohnpolitischen Verteilungsspielraums wird die empirisch

nicht beobachtbare Zuwachsrate der Grenzproduktivität aus der Durchschnittsproduktivität abgeleitet. Die Zuwachsrate der Durchschnittsproduktivität ergibt sich zu:

$$\Delta \ln \left(\frac{Y_t}{L_t} \right) = \Delta \ln A_t + \Delta \alpha_t (\ln L_t - \ln K_t) + (1 - \alpha_t) (\Delta \ln K_t - \Delta \ln L_t) \quad (1)$$

mit Y_t : Güterangebot

A_t : Technischer Fortschritt

L_t : Arbeitseinsatz

K_t : Kapitaleinsatz

α_t : Produktionselastizität

Die Zuwachsrate der Grenzproduktivität lautet:

$$\Delta \ln \left(\frac{\partial Y_t}{\partial L_t} \right) = \Delta \ln \alpha_t + \Delta \ln \left(\frac{Y_t}{L_t} \right) \quad (2)$$

Wie aus Gleichung (1) ersichtlich ist, führt wegen $\alpha_t < 1$ ein Rückgang der Beschäftigung zu einem Anstieg der Durchschnittsproduktivität und damit der Grenzproduktivität in Gleichung (2), der für beschäftigungsneutrale Lohnerhöhungen nicht zur Verfügung stehen sollte („Entlassungsproduktivität“).

Die um die Beschäftigungsänderungen bereinigte Durchschnittsproduktivität berechnet sich dann zu:

$$\Delta \ln \left(\frac{Y_t}{L_t} \right)_{ber} = \Delta \ln \left(\frac{Y_t}{L_t} \right) + (1 - \alpha_t) \Delta \ln L_t \quad (3)$$

Daraus ergibt sich die bereinigte Grenzproduktivitätsentwicklung:

$$\Delta \ln \left(\frac{\partial Y_t}{\partial L_t} \right) = \Delta \ln \alpha_t + \Delta \ln \left(\frac{Y_t}{L_t} \right) + (1 - \alpha_t) \Delta \ln L_t \quad (4)$$

Daraus lässt sich der Ansatz für die Lohnfindung ableiten:

$$\Delta \ln W_t = \Delta \ln \alpha_t + \Delta \ln \left(\frac{Y_t}{L_t} \right) + (1 - \alpha_t) \Delta \ln L_t + \Delta \ln P_t \quad (5)$$

mit W_t = Lohn und P_t = Preisindex

Zur Messung der Produktionselastizität und der Änderungsraten verwendet der Sachverständigenrat (SVR) die Lohnquote, wobei für die Änderungsraten eine über 7 Jahre gemittelte Änderungsrate ermittelt wird, um kurzfristige Effekte zu isolieren. Der Verteilungsspielraum wird als Differenz zwischen den realen Tarif- bzw. Effektivlöhnen und der beschäftigungsbereinigten Grenzproduktivität der Arbeit ermittelt. Als Indikator für die Preissteigerungsrate wird die Wachstumsrate des Deflators des Bruttoinlandsprodukts verwendet.

Aufgrund der um die Beschäftigungsänderungen bereinigten Grenzproduktivität ergibt sich ein Abschlag auf den Verteilungsspielraum, wenn die Beschäftigung sinkt. Steigt die Beschäftigung, so führt dies zu einem Zuschlag, sodass der Verteilungsspielraum für die nächste Lohnrunde größer wird. Fritsche, et al. (2005) wenden gegen die Bereinigung ein: „Eine Erhöhung der Produktivität durch einen Beschäftigungsrückgang, der auf einen Nachfragemangel zurückzuführen ist, kann nicht durch eine entsprechende Lohnzurückhaltung kompensiert werden. Im Gegenteil, der Nachfragemangel würde sich sogar verstärken.“(S.46) Sie schlagen deshalb vor, die unbereinigte Durchschnittsproduktivität als Bewertungsmaßstab zu verwenden, da unter der Annahme einer langfristigen Konstanz der Produktionselastizität die Entwicklung der unbereinigten Durchschnittsproduktivität der Grenzproduktivität bei einer Cobb-Douglas-Produktionsfunktion entspricht. Um zusätzliche Schwankungen auszuschalten, soll die trendmäßige Änderung der Produktivität als Maßstab gewählt werden. Fritsche, et al. (2005) schlagen weiterhin vor, die maximale Obergrenze von 2% als Zielinflationsrate der EZB zu verwenden. Dies führt zu folgender Lohnanpassung (zur Anwendung, siehe Fritsche et al. (2005), S. 71):

$$\Delta \ln W_t = \Delta \ln \left(\frac{Y_t}{L_t} \right)^{Trend} + 2\% \quad (6)$$

Das methodische Konzept des SVR soll nun im Folgenden verwendet werden, um einen Vergleich des lohnpolitischen Verteilungsspielraums für Luxemburg und die Vergleichsländer zu ermitteln. Als Datenbasis werden Zeitreihen der OECD verwendet. In der Tabelle 6.1 sind die Ergebnisse für Luxemburg für 2000 bis 2005 zu finden.

Tabelle 6.1: Lohnpolitischer Verteilungsspielraum für Luxemburg (Veränderungen in %)

Ergebnisse						
Jahr	Durchschnittsproduktivität der Arbeit (unbereinigt) (1)	Durchschnittsproduktivität der Arbeit, beschäftigungsbereinigt (1) + (5) * (1-(6)/100) (2)	Grenzproduktivität der Arbeit, beschäftigungsbereinigt (7Jahre) (2) + (8) (3)	Reale Stundenlöhne (9) - (10) (4)	„Verteilungsspielraum“ (+) nicht aus-geschöpft (-) überzogen (3) - (4) Prozentpunkte	
2000	2.90	5,46	5,56	1,58	3,98	
2001	-1.90	0,10	0,33	5,10	-4,77	
2002	1.50	2,55	2,83	0,66	2,17	
2003	0.80	1,04	1,34	-0,86	2,19	
2004	3.60	3,58	3,87	1,47	2,40	
2005	0.90	2,28	2,57	0,12	2,45	

Grunddaten							
Jahr	Arbeitsvolumen	Lohnquote	Trendmässige Veränderung der Lohnquote über die letzten 7 Jahre	Stundenlöhne	Deflator des Bruttoinlandsprodukts	Verbraucher-Preisindex	
	Niveau (5)	v.H. (6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
2000	5,31	51,78	1,34	0,10	5,31	2.02	3.15
2001	4,44	54,94	6,11	0,23	4,44	0.08	2.66
2002	2,34	54,93	-0,01	0,28	2,34	2.74	2.07
2003	0,52	53,67	-2,31	0,29	0,52	4.92	2.05
2004	-0,05	54,81	2,13	0,30	-0,05	1.73	2.23
2005	2,97	53,52	-2,35	0,29	2,97	4.74	2.49

Als Datengrundlage werden Daten der OECD für die einzelnen Länder bis 2005 verwendet. In der Spalte (1) werden die Veränderungen der jährlichen durchschnittlichen Arbeitsproduktivität erfasst („Gross Domestic Product per Hour Worked“). Die Spalte (2) beinhaltet die beschäftigungsbereinigte Durchschnittsproduktivität der Arbeit, die gemäß Gleichung (3) berechnet wird. Für die Produktionselastizität α_t und ihrer Veränderungsrate wird approximativ die Lohnquote („Compensation of Employees / Gross Value Added“) aus der Spalte (6) verwendet. Weiterhin werden die Wachstumsraten des Arbeitsvolumens („Average Annual Hours per Worker * Total Employment“) aus Spalte (5)

berücksichtigt. Zur Berechnung der beschäftigungsbereinigten Grenzproduktivität in Spalte (3) wird die trendmäßige Veränderungsrate der Lohnquote über die letzten sieben Jahre aus Spalte (8) herangezogen, um langfristige Effekte zu isolieren. In der Spalte (9) werden schließlich die Wachstumsraten der jährlichen Stundenlöhne („Labour Compensation of Employee per Total Hours Worked“) ausgewiesen. Der BIP-Deflator in Spalte (10) wird von diesen Wachstumsraten abgezogen, sodass man in Spalte (4) die realen Einkommen erhält. Die Differenz zwischen beschäftigungsbereinigter Grenzproduktivität und dem realen Einkommen stellt den Verteilungsspielraum dar. Das bedeutet, dass bei (+) der Verteilungsspielraum nicht ausgeschöpft wurde, bei (-) dieser überzogen wurde. Nach dem Konzept des deutschen SVR ergibt sich für Luxemburg, dass wegen der mit Ausnahme von 2001 positiven Wachstumsraten der Arbeitsproduktivität und des steigenden Arbeitsvolumens der Verteilungsspielraum – mit Ausnahme von 2001 – nicht ausgeschöpft wurde.

Tabelle 6.2: Lohnpolitischer Verteilungsspielraum für Deutschland (Veränderungen in %)

Jahr	Durchschnittsproduktivität der Arbeit (unbereinigt) (1)	Durchschnittsproduktivität der Arbeit, beschäftigungsbereinigt (1) + (5) * (1-(6)/100) (2)	Grenzproduktivität der Arbeit, beschäftigungsbereinigt (7Jahre) (2) + (8) (3)	Reale Stundenlöhne (9) - (10) (4)	„Verteilungsspielraum“ (+) nicht ausgeschöpft (-) überzogen (3) - (4) Prozentpunkte
2000	2.60	2,77	2,33	4,00	-1,67
2001	1.80	1,77	1,29	1,24	0,05
2002	1.50	0,99	0,47	0,65	-0,18
2003	1.20	0,70	0,13	0,91	-0,78
2004	0.70	1,23	0,63	-0,70	1,32
2005	1.30	2,12	1,49	-0,21	1,70

Jahr	Arbeitsvolumen	Lohnquote	Trend-mässige Veränderung der Lohnquote über die letzten 7 Jahre	Stundenlöhne	Deflator des Bruttoinlandsprodukts	Verbraucherpreisindex	
	Niveau	v.H.					
	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
2000	-0.73	59,35	1.28	-0.44	3.33	-0.68	1.47
2001	-0.68	58,92	-0.72	-0.47	2.44	1.20	1.97

2002	-1.79	58,43	-0.84	-0.52	2.07	1.42	1.37
2003	-1.53	58,18	-0.44	-0.57	1.95	1.04	1.05
2004	0.38	57,04	-1.96	-0.61	0.16	0.86	1.67
2005	1.37	55,88	-2.02	-0.63	0.40	0.62	1.95

Für Deutschland zeigt sich in Tabelle 6.2 ein etwas anderes Bild. Für die Jahre 2000, 2002 und 2003 wird der Verteilungsspielraum überzogen. Dies liegt vor allem darin begründet, dass das Wachstum des Arbeitsvolumens in diesen Jahren negativ war und bei der Berechnung der bereinigten Grenzproduktivität berücksichtigt wurde. Für 2004 und 2005 wurde dagegen der Verteilungsspielraum nicht ausgeschöpft.

Tabelle 6.3: Lohnpolitischer Verteilungsspielraum für Vergleichsländer
(in Prozentpunkten)

Jahr	Belgien	Deutschland	Frankreich	Luxemburg	Spanien
2000	3,85	-1,67	-1,21	3,98	1,81
2001	-2,77	0,05	-2,00	-4,77	1,60
2002	0,13	-0,18	0,91	2,17	0,47
2003	0,97	-0,78	0,97	2,19	1,87
2004	3,93	1,32	-0,02	2,40	2,27
2005	2,19	1,70	0,50	2,45	2,94

Vergleicht man die Verteilungsspielräume von Belgien, Frankreich und Spanien im Zeitraum von von 2000 bis 2005 (siehe Tabelle 6.3), so fällt auf, dass für Belgien der Verteilungsspielraum nur für 2001 überzogen, für die übrigen Jahre dagegen nicht ausgeschöpft wurde. Für Frankreich werden für 2000 und 2001 deutliche Überschreitungen des Verteilungsspielraums festgestellt, während in Spanien zwischen 2000 und 2005 der Verteilungsspielraum trotz relativ niedriger Wachstumsraten der Arbeitsproduktivität nicht ausgeschöpft wurde. Dies ist jedoch vor allem in dem hohen Wachstum des Arbeitsvolumens in diesem Zeitraum begründet.

Fritsche, et al. (2005) verwenden in ihrer vergleichenden Analyse das Lohnanpassungskonzept ohne Beschäftigungsberichtigung gemäß Gleichung (6) für die Zeiträume 1996/1998 und 1999/2003 (Tabelle 6.4). Die Ergebnisse unterscheiden sich deutlich von denen nach dem SVR-Konzept, insbesondere für Deutschland und Spanien.

Tabelle 6.4: Stabilitätsgerechter Verteilungsspielraum

	Jahresdurchschnitt: 1996/1998	1999/2003
Nominallohnzuwächse (1)		
Belgien	1,8	3,2
Deutschland	1,0	1,6
Frankreich	1,8	2,5
Luxemburg	2,1	3,6
Spanien	3,3	3,7
EWU	1,8	2,4
Arbeitsproduktivität (2)		
Belgien	1,2	1,0
Deutschland	1,2	0,8
Frankreich	1,4	0,7
Luxemburg	2,7	0,5
Spanien	0,9	0,6
EWU	1,1	0,6
Verteilungsspielraum (3)		
Belgien	3,2	3,0
Deutschland	3,2	2,8
Frankreich	3,4	2,7
Luxemburg	4,7	2,5
Spanien	2,9	2,6
EWU	3,1	2,6
Stabilitätsverfehlung (4)		
Belgien	1,4	-0,2
Deutschland	2,1	1,2
Frankreich	1,5	0,3
Luxemburg	2,7	-1,1
Spanien	-0,5	-1,1
EWU	1,4	0,2

1) Nominallöhne je abhängig Beschäftigten.

2) Reales Bruttoinlandsprodukt je Erwerbstätigen.

3) Stabilitätsgerechter Verteilungsspielraum = durchschnittliche Arbeitsproduktivität+EZB-Zielinflationsrate (2%).

4) Stabilitätsverfehlung = Stabilitätsgerechter Lohnerhöhungsspielraum - Nominallohnzuwachs (positive Werte bedeuten Lohnzurückhaltung).

Quelle: Fritsche, et al. (2005), S.71.

7. Wirtschaftspolitische Implikationen

Die theoretischen Analysen zum Zusammenhang von Lohnindexierung und Inflationsrate haben gezeigt, dass zu erwarten ist, dass die Variabilität der Preise steigt und auch eine Erhöhung der gesamtwirtschaftlichen Inflationsrate bei verzögerter Anpassung wahrscheinlich ist (Calmfors, Johansson (2006), Jadresic (2002)). Aufgrund der empirischen Analysen für Luxemburg ergibt sich, dass bei einer Lohnindexierung am Verbraucherpreisindex die Lohnentwicklung Granger-kausal für die gesamtwirtschaftliche Inflationsentwicklung ist. Eine differenzierte Untersuchung der Produktgruppen weist auf einen signifikanten Einfluss der Lohnindexierung auf die jeweiligen Preisindizes von 7 (von 12) Produktgruppen und 19 (von 40) Untergruppen hin.

Um die internationale Wettbewerbsfähigkeit und gesamtwirtschaftliche Ziele zu sichern, ist es notwendig, die Lohnentwicklung an der gesamtwirtschaftlichen Arbeitsproduktivität zu orientieren. Deshalb bietet es sich an, einen konzeptionellen Rahmen für die Lohnpolitik zu entwickeln, der die Vorteile der Lohnindexierung, z.B. geringe Verhandlungskosten, Sicherung des sozialen Friedens, mit den ökonomischen Notwendigkeiten einer Produktivitätsorientierung verbindet. So könnte die Lohnindexierung in der derzeitigen Ausgestaltung grundsätzlich beibehalten werden, jedoch sollte bei jeder Anpassung geprüft werden, ob der Verteilungsspielraum nicht überschritten wird. Dieser sollte an der jährlichen Wachstumsrate der Grenzproduktivität und der Wachstumsrate des Deflators des Bruttoinlandsproduktes, der jedoch den Besonderheiten Luxemburgs (z.B. Bedeutung des Bankensektors) angepasst werden muss, bemessen werden. Um kurzfristige Schwankungen zu isolieren, bietet sich als alternatives Meßkonzept an, einen jeweils gleitenden Drei-Jahres-Durchschnitt der Grenzproduktivitäten zu verwenden. Eine Orientierung an diesem Konzept ermöglicht es, die Absatzchancen der Produkte und somit die Höhe der Beschäftigung zu berücksichtigen, und damit auch die Konkurrenzfähigkeit auf den Weltmärkten zu sichern.

Literaturverzeichnis

Adam, F. und Da Costa, Z. (2002): "Le phenomene d'auto-allumage dans le contexte de l'indexation des salaires", Bulletin du Statec No.2-02

Álvarez, L.J.; Burriel, P. und I. Hernando (2005): "Price Setting Behaviour in Spain. Evidence from Micro PPI Data", ECB Working Paper No. 522.

Álvarez, L.J. und I. Hernando (2005): "The Price Setting Behaviour of Spanish Firms: Evidence from Survey Data", ECB Working Paper No. 538.

Álvarez, L. und I. Hernando (2004): "Price Setting Behaviour in Spain. Stylised Facts Using Consumer Price Micro Data", ECB Working Paper No. 416.

Aka, B.F. (2006): 'Modelisation de la formation de l'indice general des prix a la consommation, des salaires et de l'emploi : Application au Luxembourg', Rapport

Aucremagne, L. und M. Druant (2005): "Price-Setting Behaviour in Belgium: What Can Be Learned from an ad hoc Survey?", ECB Working Paper No. 448.

Aucremagne, L. und E. Dhyne (2004): "How Frequently Do Prices Change? Evidence Based on the Micro Data Underlying the Belgian CPI", ECB Working Paper No. 331.

Azariadis, C. (1975): "Implicit Contracts and Underemployment Equilibria", Journal of Political Economy, 1183-1202.

Baudry, L.; Le Bihan, H.; Sevestre, P. und S. Tarrieu (2004): "Price Rigidity in France - Evidence from Consumer Price Micro-Data", ECB Working Paper No. 384.

Baily, M. (1974): "Wages and Employment under Uncertain Demand", Review of Economic Studies, 37-50.

Ball, L. und S. Cecchetti (1991): "Wage Indexation and Discretionary Monetary Policy", American Economic Review, 1310-1319.

Barro, R. und Gordon, D. (1983): "A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model", *Journal of Political Economy*, 589-610.

Calmfors, L. und A. Johansson (2006): "Nominal Wage Flexibility, Wage Indexation and Monetary Union", *The Economic Journal*, 283-308.

Cornille, D. und M. Dossche (2006): "The Patterns and Determinants of Price Setting in the Belgian Industry", ECB Working Paper No. 618.

Crosby, M. (1995): "Wage Indexation and the Time Consistency of Government Policy", *Scandinavian Journal of Economics*, 105-121.

Dhyne, E.; Alvarez, L.; Le Bihan, H.; Veronese, G.; Dias, D.; Hoffman, J.; Jonker, N.; Lünnemann, P.; Rumler, F. und J. Vilmunen (2005): "Price Setting in the Euro Area: Some Stylised Facts from Individual Consumer Price Data", ECB Working Paper No. 524.

Dornbusch, R. (1976): "Expectations and Exchange Rate Dynamics", *Journal of Political Economy*, 1161-1176.

European Economic Advisory Group (2007): "The EEAG Report on the European Economy", Munich

Fischer, S. (1977): "Wage Indexation and Macroeconomic Stability", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 107-148.

Fischer, S. und L. Summers (1989): "Should Governments Learn to Live with Inflation", *American Economic Review*, 382-387.

Fabiani, S.; Druant, D.; Hernando, I.; Kwapil, C.; Landau, B.; Loupias, C.; Martins, F.; Mathä, T.; Sabbatini, R. und A. Stokman, (2006): "The Pricing Behaviour of Firms in the Euro Area: New Survey Evidence", ECB Working Paper No. 535.

Fleming, J. M. (1962): "Domestic Financial Policies under Fixed and Floating Exchange Rates", *IMF Staff Papers*, 369-379.

- Fritsche, U; Logeay, C.; Lommatzsch, K; Rietzler, K.; Stephan, S. und R. Zwiener (2005): „Auswirkungen von länderspezifischen Differenzen in der Lohn-, Preisniveau- und Produktivitätsentwicklung auf Wachstum und Beschäftigung in den Ländern des Euroraums“, DIW Berlin
- Gautier, E. (2006): “The Behaviour of Producer Prices: Some Evidence from the French PPI Data”, ECB Working Paper No. 699.
- Goldstein, H. (2003): “Multilevel Statistical Models”, Edward Arnold, London
- Gordon, D. (1974): “A Neoclassical Theory of Keynesian Unemployment”, *Economic Inquiry*, 431-459.
- Gray, J. A. (1976): “Wage Indexation – A Macroeconomic Approach”, *Journal of Monetary Economics*, 439-469.
- Hamilton, J. D. (1994): “Time Series Analysis”, Princeton University Press
- Hayashi, F. (2000): “Econometrics”, Princeton University Press
- Hoffmann, J. und J.-R. Kurz-Kim (2006): “Consumer Price Adjustment under the Microscope: Germany in a Period of Low Inflation”, Deutsche Bundesbank Working Paper No. 16.
- Hox, J.J. (2002): “Multilevel Analysis: Techniques and Applications, NJ:Erlbaum, Mahwah
- Jadresic, E. (1991): “Wages, Indexation and Aggregate Supply”, Ph.D. Dissertation, Harvard University.
- Jadresic, E. (1998): “Macroeconomic Performance under Alternative Exchange Rate Regimes: Does Wage Indexation Matter?”, IMF Working Paper 118.
- Jadresic, E. (2002): “The Macroeconomic Consequences of Wage Indexation Revisited”, in *Indexation, Inflation and Monetary Policy*, F. Lefort, und K. Schmidt-Hebbel (Hrsg.), Central Bank of Chile.
- Kirchgässner, G. und J. Wolters (2006): „Einführung in die moderne Zeitreihenanalyse“, Vahlen
- Klingen, C.(1993): ”Theorie der Lohnindexierung – Eine Übersicht”, in: *Lohnindexierung: Formen, Verbreitung und Wirkungen*, N.Blattner, W.Hess, M.Jeger, und C.Klingen (Hrsg.), Verlag Rüegger, Zürich.

Layard, R.; Nickell, S. und R. Jackman (1991): *Macroeconomic Performance and the Labour Market*. Oxford University Press, Oxford.

Lenderretche, O.; Lefort F. und R. Valdés (2002): “Causes and Consequences of Indexation: A Review of the Literature”, in *Indexation, Inflation and Monetary Policy*, F. Lefort, und K. Schmidt-Hebbel (Hrsg.), Central Bank of Chile.

Loupias, C. und R. Ricart (2004), “Price Setting in France: New Evidence from Survey Data”, ECB Working Paper No. 423.

Lünnemann, P. und T. Mathä (2004): “Inflation Persistence in Luxembourg: A Comparison with EU Countries at a Disaggregate Level“, Banque Centrale du Luxembourg, Working Paper No. 12

Lünnemann, P. und T. Mathä (2006): “New Survey Evidence on the Pricing Behaviour of Luxembourg Firms”, ECB Working Paper No. 617.

Lünnemann, P. and T. Mathä (2005): “Consumer Price Behaviour in Luxembourg: Evidence From Micro CPI Data”, Banque Centrale du Luxembourg, Working Paper No. 17.

Lütkepohl, H. (2005): “New Introduction to Multiple Time Series Analysis”, Springer

Lütkepohl, H. und M. Krätzig (2004): “Applied Time Series Econometrics“, Cambridge University Press

McDonald, I. und R. Solow (1981): “Wage Bargaining and Employment”, *American Economic Review*, 896-909.

Milesi-Ferretti, G. M. (1994): “Wage Indexation and Time Consistency”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 941-950.

Mundell, R. A. (1963): “Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates”, *Canadian Journal of Economics and Political Science*, 475-485.

Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung: „Jahresgutachten 2003/2004 und 2006/2007“, Wiesbaden

Raudenbush, S.W.; Bryk, A.S. (2002): “Hierarchical Linear Models: Applications and Data”, Sage Publications, Thousand Oaks

Stahl, H. (2005): "Price Setting in German Manufacturing: New Evidence from a New Survey", Deutsche Bundesbank, Disc. Paper No. 43.

Stahl, H. (2006): "Producer Price Adjustment at the Micro Level: Evidence from Individual Price Records Underlying the German PPI", Deutsche Bundesbank, mimeo.

Statistisches Bundesamt (2006): "Deutschland in der EU 2006", Wiesbaden

Warren, D. (1986): "The Microfoundations of Wage Indexation", Dissertation, Purdue University.

Anhang

A.1. Ökonometrische Modellbildung

1. Ökonometrische Modelle: Vector Autoregressive Modelle (VAR) und Vector Error Correction Modelle (VECM)

VAR-Modelle sind geeignet, den datengenerierenden Prozess von Zeitreihen in ihrer dynamischen Entwicklung zu beschreiben. Liegen kointegrierte Variablen vor, d.h. die Zeitreihen haben einen gemeinsamen stochastischen Trend, so ist es zweckmäßig, die Kointegrations-Struktur zu analysieren. Dies ist durch Verwendung von VECM möglich.

Ein VAR-Modell der Ordnung p ist für K Zeitreihen-Variablen wie folgt formuliert:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + B_0 x_t + \dots + B_q x_{t-q} + CD_t + u_t$$

Dabei ist $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{Kt})'$ ein Vektor von K beobachtbaren endogenen Variablen, $x_t = (x_{1t}, \dots, x_{Mt})'$ ein Vektor von M beobachtbaren exogenen Variablen und D_t beinhaltet alle deterministischen Variablen, die aus einer Konstanten, einem linearen Trend oder einer saisonalen Dummy-Variablen bestehen können. u_t ist ein K -dimensionaler White-Noise-Prozess mit positiv definiter Kovarianzmatrix $E(u_t u_t') = \Sigma_u$.

Das VEC(p-1)-Modell hat folgende Form:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + B_0 x_t + \dots + B_q x_{t-q} + CD_t + u_t$$

Dabei gilt $\Pi = -(I_K - A_1 - \dots - A_p)$ und $\Gamma_i = -(A_{i+1} + \dots + A_p)$ für $i = 1, \dots, p-1$.

Der Rang der Matrix Π ist r und $\Pi = \alpha\beta'$, wobei β die Kointegrationsmatrix ist. Die Parameter Π_j erfassen die kurzfristigen Beziehungen, der Term Πy_{t-1} erfasst die langfristigen Relationen.

Für ein System mit drei endogenen Variablen mit zwei Kointegrationsbeziehungen ergibt sich:

$$\Pi y_{t-1} = \alpha \beta' y_{t-1} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{21} & \beta_{31} \\ \beta_{12} & \beta_{22} & \beta_{32} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \\ y_{3,t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} ec_{1,t-1} + \alpha_{12} ec_{2,t-1} \\ \alpha_{21} ec_{1,t-1} + \alpha_{22} ec_{2,t-1} \\ \alpha_{31} ec_{1,t-1} + \alpha_{32} ec_{2,t-1} \end{bmatrix}$$

mit $ec_{1,t-1} = \beta_{11}y_{1,t-1} + \beta_{21}y_{2,t-1} + \beta_{31}y_{3,t-1}$ und $ec_{2,t-1} = \beta_{12}y_{1,t-1} + \beta_{22}y_{2,t-1} + \beta_{32}y_{3,t-1}$.

Die Matrix α enthält die sogenannten Ladungskoeffizienten.

2. Modellspezifikation

Ziel ist die Spezifikation der Lag-Ordnungen für die endogenen und exogenen Variablen sowie Nullrestriktionen in den Parameter-Matrizen. Die Lag-Ordnungen der exogenen Variablen und die deterministischen Terme müssen vom Anwender spezifiziert werden. Modellselektionskriterien unterstützen die Wahl von p . Dazu werden folgende Informationskriterien für VAR- und VEC-Modelle zur Bestimmung der Lag-Ordnung n verwendet:

$$\text{Akaike: } AIC(n) = \log \det(\tilde{\Sigma}_u(n)) + \frac{2}{T} nK^2$$

$$\text{Hannan/Quinn: } HQ(n) = \log \det(\tilde{\Sigma}_u(n)) + \frac{2 \log \log T}{T} nK^2$$

$$\text{Schwarz: } SC(n) = \log \det(\tilde{\Sigma}_u(n)) + \frac{\log T}{T} nK^2$$

$$\text{mit } \tilde{\Sigma}_u = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t \hat{u}_t'$$

Für den Kointegrationstest der VEC-Modelle werden die Ansätze von Johansen (1995) und Saikkonen, Lütkepohl (2000) verwendet.

3. Schätzmethoden

Die VAR-Modelle werden mit Hilfe der „Feasible Generalized-Least-Squares“-Methode geschätzt. Zunächst werden die einzelnen Gleichungen des Systems mit OLS geschätzt. Die Residuen werden verwendet, um die White-Noise-Kovarianz-Matrix

$$\hat{\Sigma}_u = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t \hat{u}_t'$$

zu ermitteln. Dieser Schätzer wird verwendet, um im nächsten Schritt den GLS-Schätzer zu berechnen. Das VEC-Modell wird mit einer zweistufigen Methode geschätzt. Im ersten Schritt wird die Kointegrationsmatrix β spezifiziert und mit OLS geschätzt. Alternativ kann auch die S2S (Simple Two Step) – Methode oder der Johanssen RR-Ansatz verwendet werden. Auf der zweiten Stufe können die exogenen Variablen berücksichtigt werden. Als Schätzmethode können entweder OLS für jede Gleichung oder der Ansatz der Feasible GLS verwendet werden.

4. Granger Kausalität

Ein bivariates VAR(p)-Modell lautet:

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \sum_{i=1}^p \begin{bmatrix} \alpha_{11,i} & \alpha_{12,i} \\ \alpha_{21,i} & \alpha_{22,i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-i} \\ y_{2t-i} \end{bmatrix} + CD_t + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix}$$

In diesem Modell ist y_{1t} nicht Granger-Kausal für y_{2t} wenn $\alpha_{21,i} = 0$, $i = 1, 2, \dots, p$. Die Nullhypothese wird gegen die Alternative getestet, dass wenigstens ein $\alpha_{21,i}$ ungleich null ist. Dazu wird eine Wald-Test-Statistik, dividiert durch die Zahl der Restriktionen pK_1K_2 in Verbindung mit einer $F(pK_1K_2, KT - n^*)$ -Verteilung verwendet, wobei n^* die Gesamtzahl der Parameter im System ist. Werden exogene Variablen im Modell berücksichtigt, so wird die Analyse bedingt auf die Variablen durchgeführt. Es wird folgendes Modell betrachtet:

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \sum_{i=1}^p \begin{bmatrix} \alpha_{11,i} & \alpha_{12,i} \\ \alpha_{21,i} & \alpha_{22,i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-i} \\ y_{2t-i} \end{bmatrix} + B_0 x_t + \dots + B_q x_{t-q} + CD_t + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix}$$

Für das VEC-Modell ergibt sich für den bivariaten Ansatz:

$$\begin{bmatrix} \Delta y_{1t} \\ \Delta y_{2t} \end{bmatrix} = \alpha \beta' \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{p-1} \begin{bmatrix} \gamma_{11,i} & \gamma_{12,i} \\ \gamma_{21,i} & \gamma_{22,i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta y_{1t-i} \\ \Delta y_{2t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix}$$

Als Nullhypothese gilt, dass $\gamma_{12,i} = 0$ für $i = 1, \dots, p-1$. Wenn der Rang $r = 1$ gilt für den langfristigen Term:

$$\alpha \beta' = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 & \beta_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \beta_1 & \alpha_1 \beta_2 \\ \alpha_2 \beta_1 & \alpha_2 \beta_2 \end{bmatrix}$$

In diesem Fall muss zusätzlich zu $\gamma_{12,i} = 0$ geprüft werden, ob $\alpha_1 \beta_2 = 0$.

5. Impuls-Antwort-Funktion

Mit Hilfe der Impuls-Antwort-Funktion können die dynamischen Beziehungen zwischen den endogenen Variablen eines VAR(p)-Prozesses analysiert werden. Dabei werden die exogenen und deterministischen Variablen als fix behandelt und deshalb im System nicht berücksichtigt. Der stationäre Prozess y_t hat folgende Moving Average (MA) -Repräsentation:

$$y_t = \Phi_0 u_t + \Phi_1 u_{t-1} + \Phi_2 u_{t-2} + \dots,$$

wobei $\Phi_0 = I_K$ und Φ_s rekursiv berechnet werden kann aus

$$\Phi_s = \sum_{j=1}^s \Phi_{s-j} A_j, \quad s = 1, 2, \dots, \quad \text{mit } \Phi_0 = I_K \text{ und } A_j = 0 \text{ für } j > p.$$

Die Formulierung des VAR(p)-Prozesses in der Form einer MA-Repräsentation ermöglicht es, die Wirkung eines isolierten Schocks auf den Zeitpfad einer Variablen zu untersuchen. Die (i,j) -ten Elemente der Matrizen Φ_s geben die erwartete Wirkung von $y_{i,t+s}$ auf eine Änderung in $y_{j,t}$ um eine Einheit an, wobei alle anderen Variablen in t konstant sind. Die Elemente von Φ_s repräsentieren die Impuls-

Antworten der Komponenten von y_t in Bezug auf u_t Innovationen. Dieser Ansatz beinhaltet jedoch das Problem, dass die Komponenten von u_t im allgemeinen korrelieren, sodass die Wirkung eines bestimmten $u_{j,z}$ in der Regel nicht isoliert analysiert werden kann. Deshalb werden die Innovationen im VAR-Modell mit Hilfe der Cholesky-Dekomposition der Kovarianz-Matrix Σ_u orthogonalisiert. Bezeichnet man mit P eine trianguläre Matrix mit $\Sigma_u = P \cdot P'$, dann sind die orthogonalisierten Schocks gegeben mit $\varepsilon_t = P^{-1} u_t$.

Wir erhalten dann

$$y_t = \Psi_0 \varepsilon_t + \Psi_1 \varepsilon_{t-1} + \dots, \quad \text{mit } \Psi_i = \Phi_i P (i = 0, 1, 2, \dots)$$

A.2. Ergebnisse für Belgien

Für Belgien liegen Daten für den Zeitraum vom ersten Quartal 1996 bis zum dritten Quartal 2006 vor. Für die Schätzung werden die Zeitreihen für den Konsumentenpreisindex, den Lohnindex, die Arbeitsproduktivität, die Arbeitslosenrate und den Importpreisindex verwendet. Der Verlauf des Logarithmus der Zeitreihen wird in den Abbildungen A.1 bis A.5 dargestellt.

Abb. A.1: Zeitlicher Verlauf des Konsumentenpreisindex für Belgien



Abb. A.2: Zeitlicher Verlauf des Lohnkostenindex für Belgien

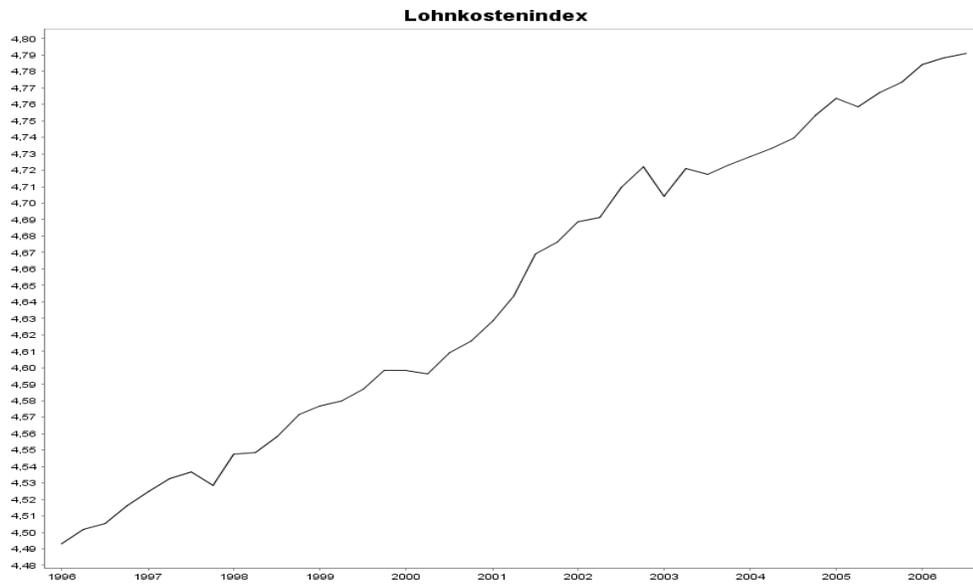


Abb. A.3: Zeitlicher Verlauf der Arbeitslosenrate für Belgien

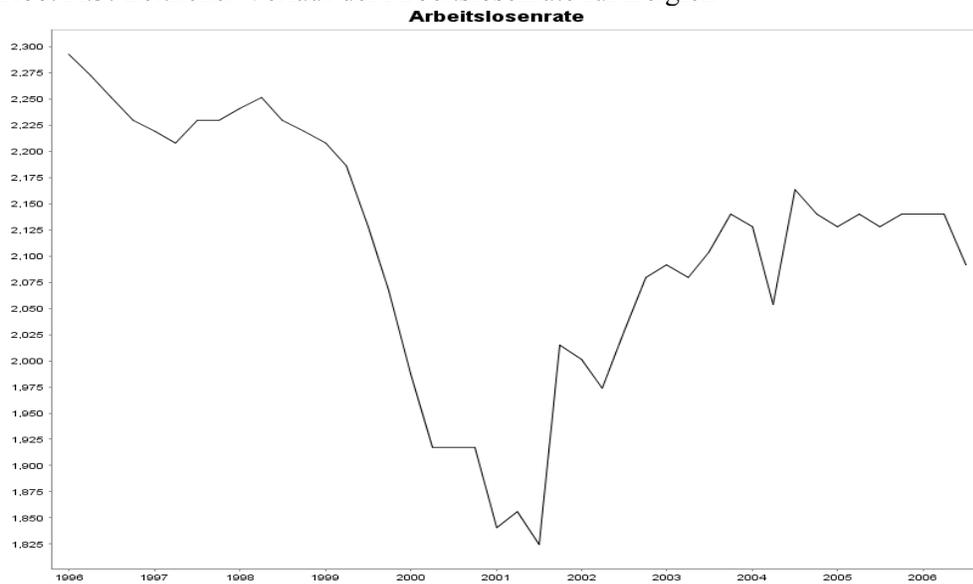


Abb. A.4: Zeitlicher Verlauf der Arbeitsproduktivität für Belgien

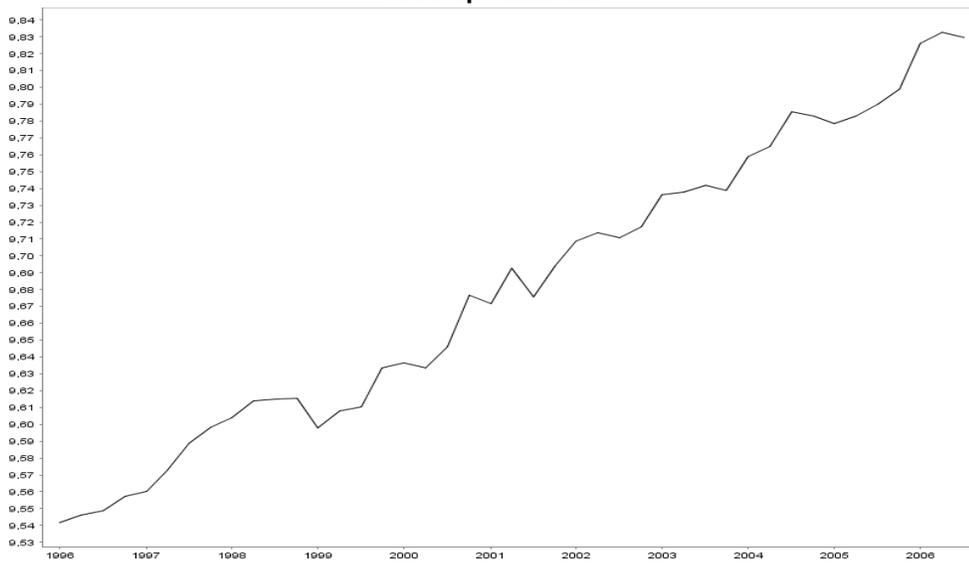
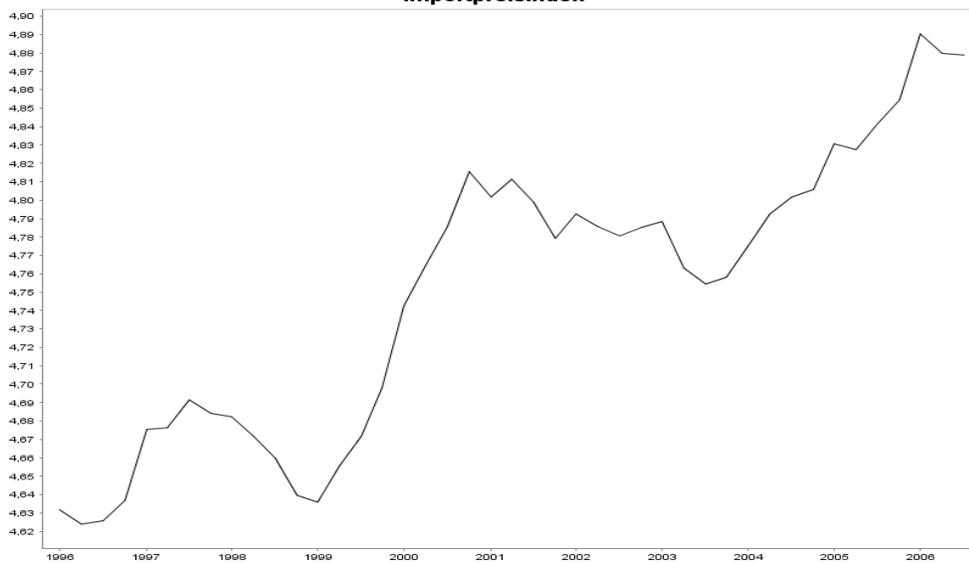


Abb. A.5: Zeitlicher Verlauf des Importpreisindex für Belgien



Der Konsumentenpreisindex in Abb.A.1 zeigt deutlich einen Aufwärtstrend über die gesamte Beobachtungsperiode. Dies gilt auch für die Zeitreihe des Lohnindex in Abb.A.2. Die Arbeitslosenrate fällt für den Zeitraum von 1996 bis 2001 und steigt für die Jahre 2001 bis 2006. Die Arbeitsproduktivität weist einen steigenden Verlauf für den gesamten Beobachtungszeitraum auf. Der Importpreisindex steigt zunächst für das Jahr 1996 bis 1997 an und weist für die Jahre 1997 bis 1999 einen Rückgang auf. Er

steigt in den Jahren 1999 bis 2001 stark an, während er in den Jahren 2001 bis 2004 leicht rückläufig ist. In den Jahren zwischen 2004 bis 2006 steigt der Index jedoch wieder an.

Der Verlauf aller fünf Zeitreihen lässt vermuten, dass diese nicht stationär sind. Tabelle A.1 enthält der Ergebnisse des Einheitswurzeltests für alle fünf Zeitreihen. Die Ergebnisse zeigen, dass die Hypothese nicht-stationärer Zeitreihen nicht abgelehnt wird.

Tabelle A.1: Einheitswurzeltests für die Niveaus der Zeitreihen für Belgien

Variable	Lags	t-Wert	Kritische Werte	Portmanteau Test
			1% / 5% / 10%	p-Wert
Konsumentenpreisindex	4	-2.8383	-3.96 / -3.41 / -3.13	0.6212
Lohnkostenindex	0	-2.1791	-3.96 / -3.41 / -3.13	0.7524
Arbeitslosenrate	0	-1.6788	-3.43 / -2.86 / -2.57	0.4904
Arbeitsproduktivität	1	-0.1159	-3.43 / -2.86 / -2.57	0.2875
Importpreisindex	1	-1.1220	-3.43 / -2.86 / -2.57	0.5774

Da die Nullhypothese für die Einheitswurzeltests nach Dickey und Fuller ist, dass die Zeitreihen nicht stationär sind, müssen die t-Werte in der zweiten Spalte der Tabelle 5.6 kleiner sein als die kritischen Werte aus der dritten Spalte. Dies ist für keine Zeitreihe und für kein Signifikanzniveau gegeben, so dass die Hypothese nicht-stationärer Zeitreihen nicht abgelehnt werden kann. Die Nullhypothese der Portmanteau Tests (Spalte vier) wird für keine gewählte Spezifikation abgelehnt.

Daher untersuchen wir die ersten Differenzen der verwendeten Zeitreihen. Wenn die Annahme nicht-stationärer Zeitreihen für die ersten Differenzen der Zeitreihen abgelehnt werden kann, so liegt eine Zeitreihe vom Integrationsgrad eins vor. Die Abbildungen A.6 bis A.10 zeigen den Verlauf der ersten Differenzen der Zeitreihen.

Abb. A.6: Erste Differenzen des Konsumentenpreisindex für Belgien
Konsumentenpreisindex (in ersten Differenzen)

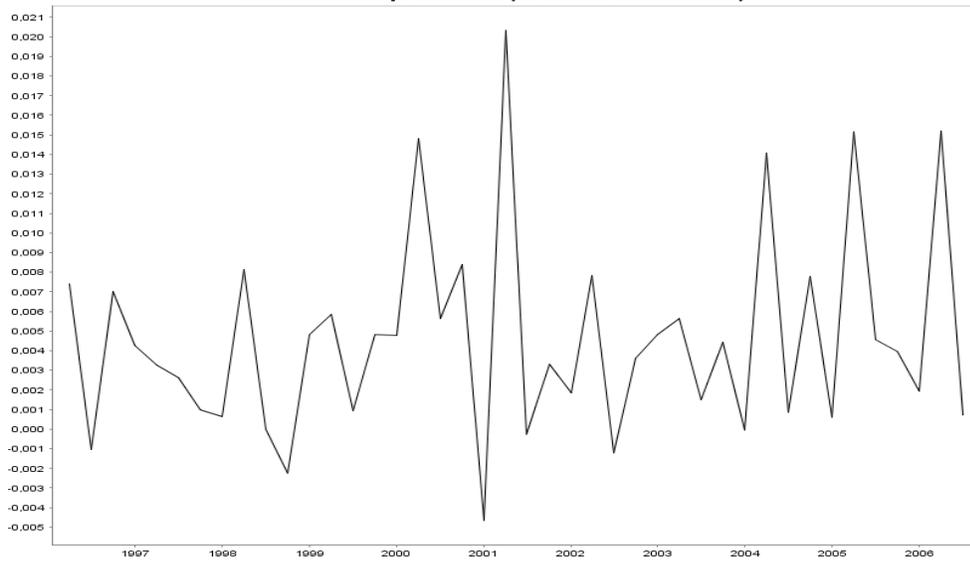


Abb. A.7: Erste Differenzen des Lohnkostenindex für Belgien
Lohnkostenindex (in ersten Differenzen)



Abb. A.8: Erste Differenzen der Arbeitslosenrate für Belgien
Arbeitslosenrate (in ersten Differenzen)

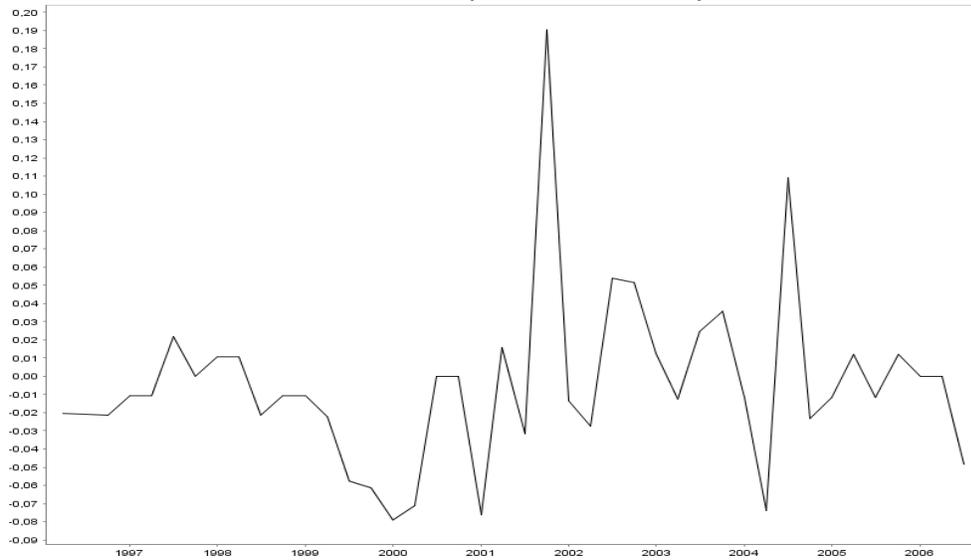


Abb. A.9: Erste Differenzen der Arbeitsproduktivität für Belgien
Arbeitsproduktivität (in ersten Differenzen)

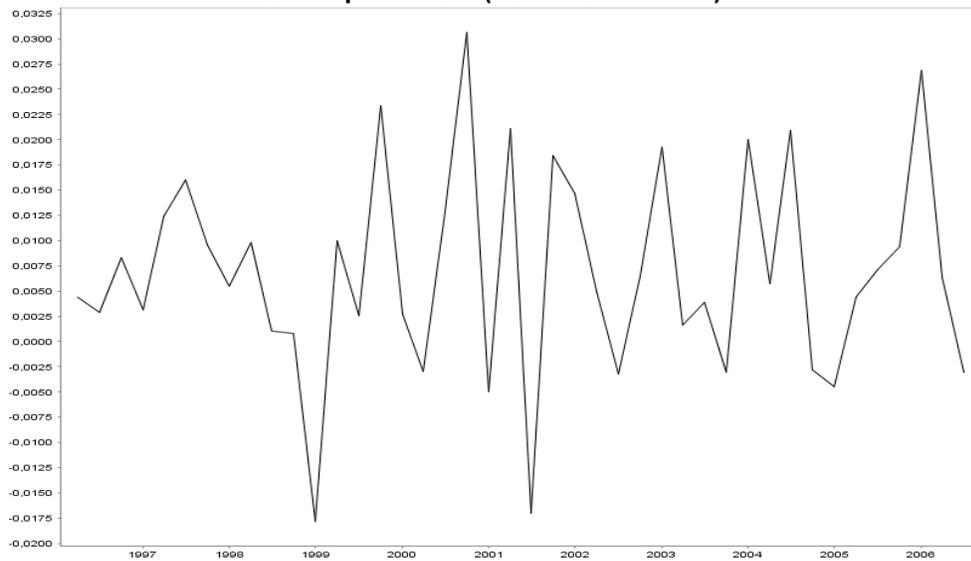


Abb. A.10: Erste Differenzen des Importpreisindex für Belgien
Importpreisindex (in ersten Differenzen)



Die Tabelle A.2 enthält die Ergebnisse der Dickey-Fuller Tests auf Stationarität für die ersten Differenzen der Zeitreihen. Alle t-Werte sind deutlich kleiner als die kritischen Werte auf dem 1% Signifikanzniveau. Somit kann die Hypothese nicht-stationärer Zeitreihen abgelehnt werden. Daraus folgt, dass die Zeitreihen integriert der Ordnung eins sind.

Tabelle A.2: Einheitswurzeltests für die ersten Differenzen der Zeitreihen für Belgien

Variable	Lags	t-Wert	Kritische Werte	Portmanteau Test p-Wert
			1% / 5% / 10%	
Konsumentenpreisindex	2	-4.8867	-3.96 / -3.41 / -3.13	0.2255
Lohnkostenindex	0	-7.9636	-3.43 / -2.86 / -2.57	0.9754
Arbeitslosenrate	0	-6.3131	-3.43 / -2.86 / -2.57	0.5551
Arbeitsproduktivität	1	-4.9900	-3.43 / -2.86 / -2.57	0.2913
Importpreisindex	0	-4.6238	-3.43 / -2.86 / -2.57	0.6996

Der nächste Schritt der Kointegrationsanalyse besteht in der Überprüfung, ob die beiden endogenen Variablen kointegriert sind (vgl. Tabelle A.3) .

Tabelle A.3: Test auf Kointegration für Belgien

Nullhypothese:

Saikkonen & Lütkepohl

Johansen

Rang <=	Teststatistik	p-Wert	Teststatistik	p-Wert
0	35.25	0.0000	55.95	0.0000
1	2.93	0.1029	7.23	0.1176

In der ersten Spalte wird die Nullhypothese des Tests dargestellt. Diese besagt, dass der Kointegrationsrang kleiner oder gleich 0 oder 1 ist. Aufgrund der ersten Zeile wird die Nullhypothese der beiden Tests abgelehnt, die Tests in der zweiten Zeile lehnen die Nullhypothese nicht ab. Somit kann von einer Kointegrationsbeziehung zwischen beiden Variablen ausgegangen werden kann.

In der Schätzung des VEC-Modells wird wiederum eine Lohngleichung und eine Preisgleichung berücksichtigt. In der Tabelle A.4 sind die Schätzergebnisse für das VEC-Modell zusammengefasst.

Tabelle A.4: Schätzergebnisse für das VEC-Modell für Belgien

Einflussgröße	Gleichung	Erste Differenzen des Lohnkostenindex		Erste Differenzen des Preisindex	
		Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert
Endogene Variablen (1. Differenzen)					
Lohn (t-1)		0.006	0.046	0.003	0.079
Preis (t-1)		-0.476	-0.667	-1.069	-4.977
Lohn (t-2)		-0.192	-1.185	0.091	1.859
Preis (t-2)		-0.806	-1.281	-0.548	-2.893
Lohn (t-3)		0.097	0.619	0.038	0.800
Preis (t-3)		-0.236	-0.380	-0.315	-1.686
Lohn (t-4)		-0.196	-1.252	0.141	2.988
Preis (t-4)		-0.601	-1.380	0.094	0.718
Exogene Variablen					
Arbeitslosenrate (t)		0.053	1.896	-0.013	-1.479
Arbeitsproduktivität (t)		-0.444	-2.507	0.126	2.360
Importpreisindex (t)		0.212	1.898	-0.044	-1.300

Arbeitslosenrate (t-1)	-0.075	-2.101	-0.024	-2.200
Arbeitsproduktivität (t-1)	0.611	3.354	-0.122	-2.218
Importpreisindex (t-1)	-0.305	-2.177	0.008	0.189
Arbeitslosenrate (t-2)	0.017	0.416	-0.006	-0.449
Arbeitsproduktivität (t-2)	-0.302	-1.762	-0.027	-0.515
Importpreisindex (t-2)	0.173	1.081	0.048	0.999
Arbeitslosenrate (t-3)	-0.029	-0.905	-0.060	-1.546
Arbeitsproduktivität (t-3)	0.315	1.814	0.160	3.054
Importpreisindex (t-3)	-0.454	-2.407	0.046	0.813
Arbeitslosenrate (t-4)	-0.049	-1.539	0.033	3.465
Arbeitsproduktivität (t-4)	-0.114	-0.604	-0.038	-0.670
Importpreisindex (t-4)	0.260	1.762	-0.134	-3.008
Ladungskoeffizient	-0.713	-3.486	-0.087	-1.406

Der Test auf Granger-Kausalität ergibt eine Teststatistik von 8.563 und einen p-Wert von 0.0012. Damit wird die Nullhypothese, dass keine Granger-Kausalität besteht, abgelehnt. Der Test zeigt, dass die Löhne in Belgien einen kausalen Einfluss auf den Verbraucherpreisindex haben.

Zusammenfassend kann für Belgien festgestellt werden, dass der Lohnprozess Granger-kausal für den Preisprozess ist.

A.3. Ergebnisse für Spanien

Für Spanien liegen Daten für den Zeitraum vom ersten Quartal 1996 bis zum dritten Quartal 2006 vor. Der Verlauf des Logarithmus der verwendeten Zeitreihen wird in den Abbildungen A.11 bis A.15 dargestellt.

Abb. A.11: Zeitlicher Verlauf des Konsumentenpreisindex für Spanien



Abb. A.12: Zeitlicher Verlauf des Lohnkostenindex für Spanien

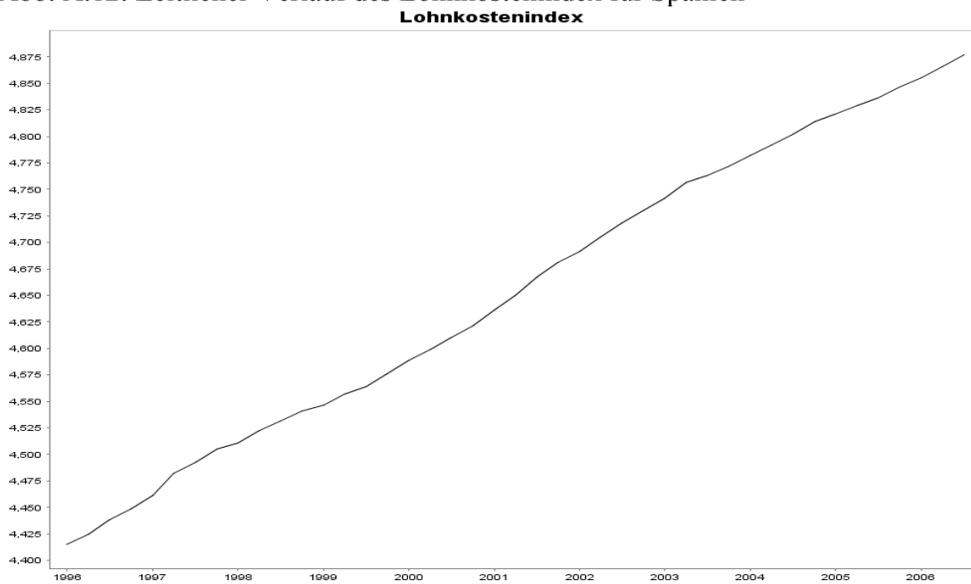


Abb. A.13: Zeitlicher Verlauf der Arbeitslosenrate für Spanien

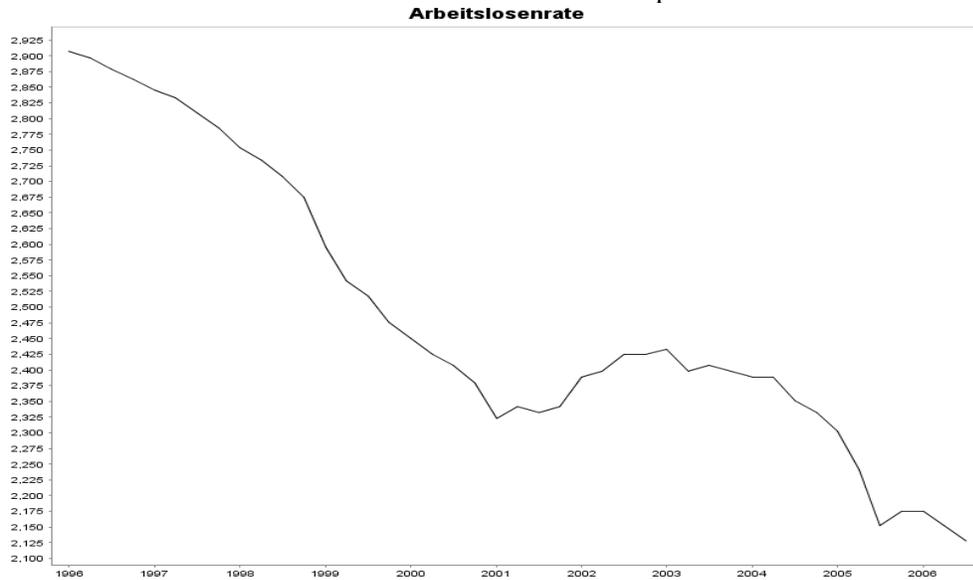


Abb. A.14: Zeitlicher Verlauf der Arbeitsproduktivität für Spanien

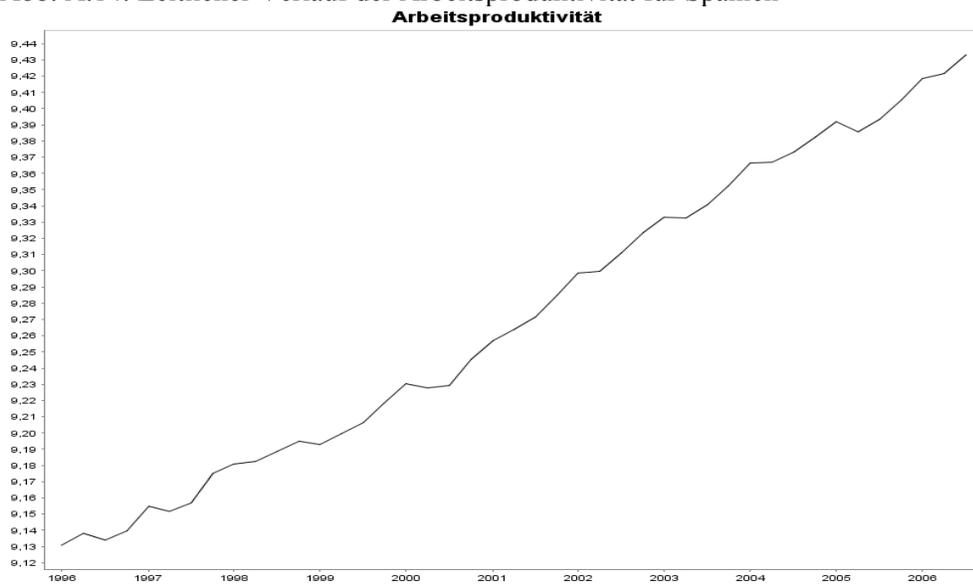
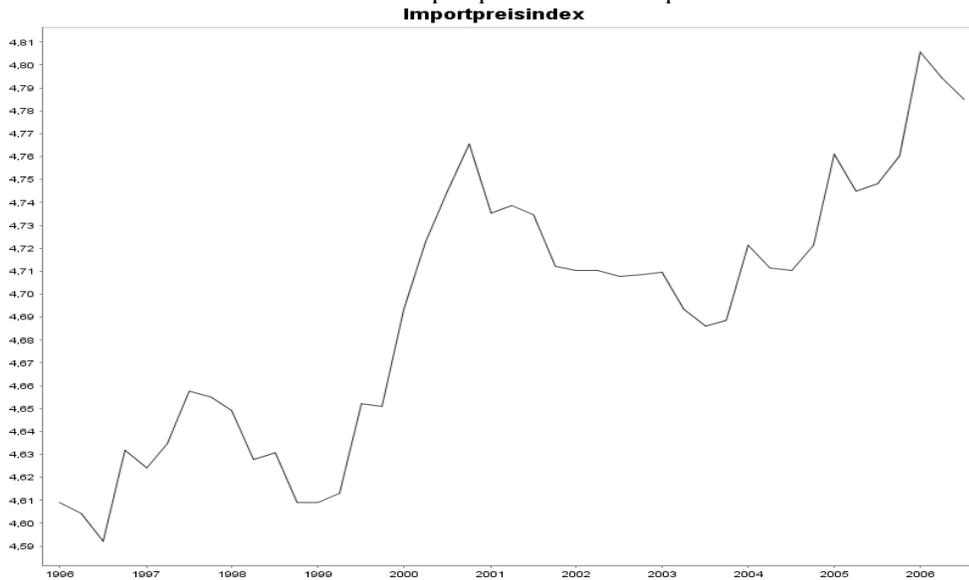


Abb. A.15: Zeitlicher Verlauf des Importpreisindex für Spanien



Sowohl der Konsumentenpreisindex als auch der Lohnkostenindex und die Arbeitsproduktivität weisen einen steigenden Verlauf über die gesamte Beobachtungsperiode auf. Die Arbeitslosenrate fällt über den gesamten Beobachtungszeitraum. Lediglich für die Jahre 2001 bis 2005 ist diese Tendenz etwas schwächer.

Tabelle A.5 enthält die Ergebnisse des Einheitswurzeltests für alle fünf Zeitreihen. Sie zeigen, dass die Hypothese nicht-stationärer Zeitreihen nicht abgelehnt wird.

Tabelle A.5: Einheitswurzeltests für die Niveaus der Zeitreihen für Spanien

Variable	Lags	t-Wert	Kritische Werte	Portmanteau Test
			1% / 5% / 10%	
Konsumentenpreisindex	1	-2.0958	-3.96 / -3.41 / -3.13	0.1686
Lohnkostenindex	1	-1.1576	-3.96 / -3.41 / -3.13	0.2721
Arbeitslosenrate	1	-1.1494	-3.43 / -2.86 / -2.57	0.8757
Arbeitsproduktivität	2	-1.8138	-3.96 / -3.41 / -3.13	0.5105
Importpreisindex	0	-1.1070	-3.43 / -2.86 / -2.57	0.8137

In den Abbildungen A.16 bis A.20 werden die Verläufe der ersten Differenzen der Zeitreihen dargestellt.

Abb. A.16: Erste Differenzen des Konsumentenpreisindex für Spanien
Konsumentenpreisindex (in ersten Differenzen)

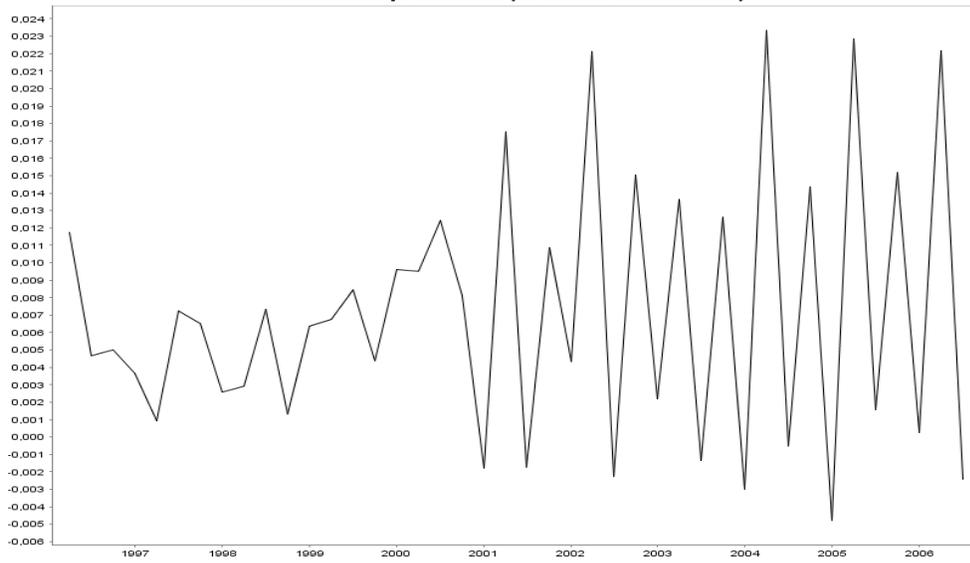


Abb. A.17: Erste Differenzen des Lohnkostenindex für Spanien
Lohnkostenindex (in ersten Differenzen)

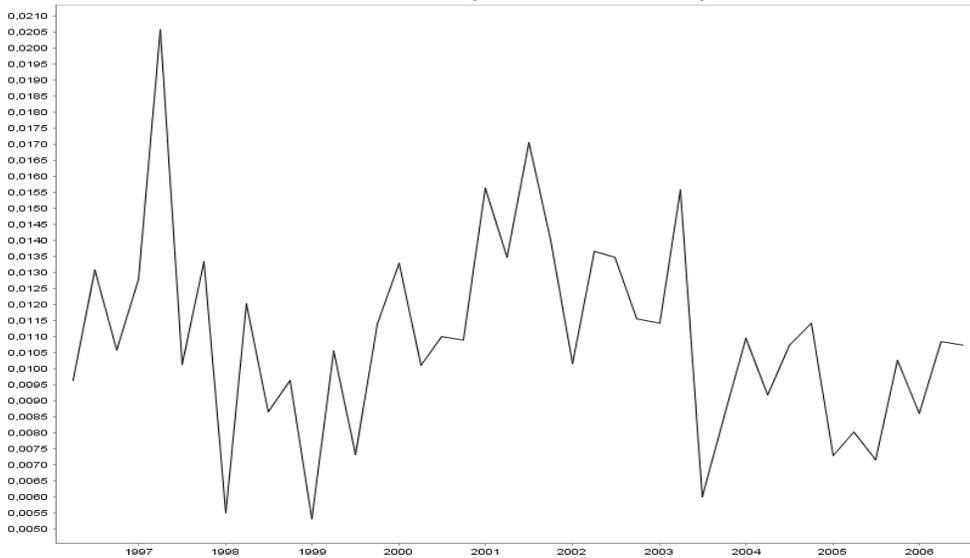


Abb. A.18: Erste Differenzen der Arbeitslosenrate für Spanien
Arbeitslosenrate (in ersten Differenzen)



Abb. A.19: Erste Differenzen der Arbeitsproduktivität für Spanien
Arbeitsproduktivität (in ersten Differenzen)

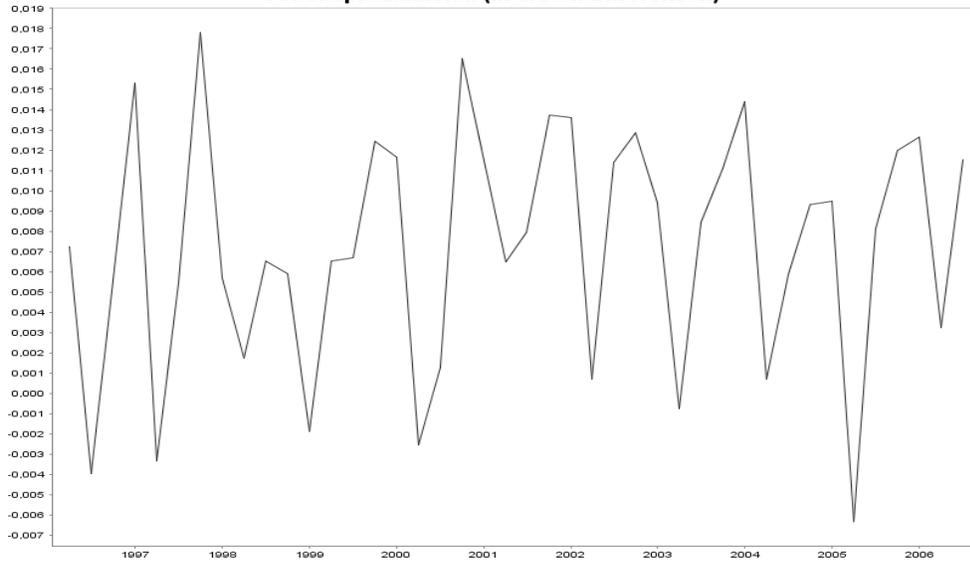
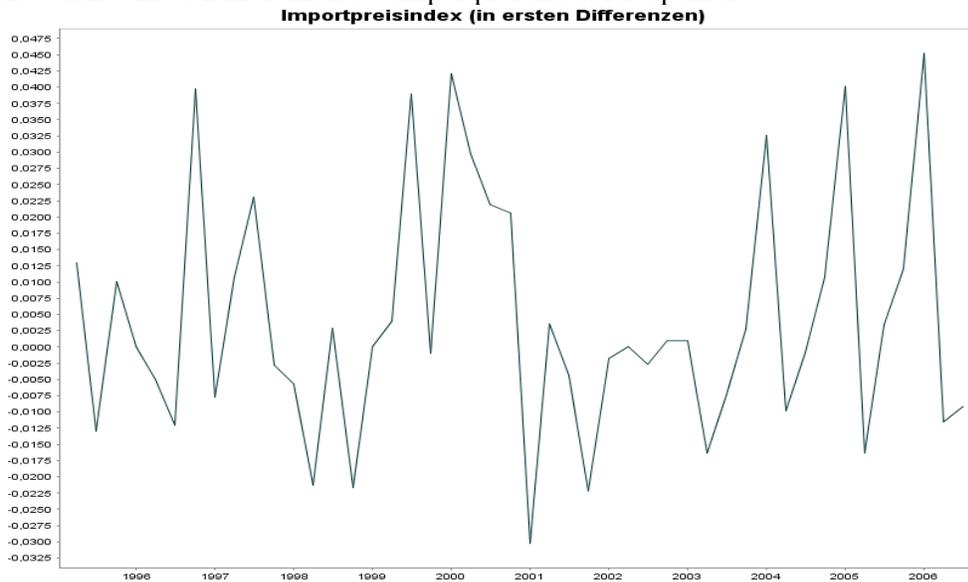


Abb. A.20: Erste Differenzen des Importpreisindex für Spanien



Die Tabelle A.6 enthält die Ergebnisse der Dickey-Fuller Tests auf Stationarität für die ersten Differenzen der Zeitreihen. Alle t-Werte sind deutlich kleiner als die kritischen Werte auf dem 1% Signifikanzniveau. Somit kann die Hypothese nicht-stationärer Zeitreihen abgelehnt werden .

Tabelle A.6: Einheitswurzeltests für die ersten Differenzen der Zeitreihen für Spanien

Variable	Lags	t-Wert	Kritische Werte	Portmanteau Test p-Wert
			1% / 5% / 10%	
Konsumentenpreisindex	2	-5.6407	-3.96 / -3.41 / -3.13	0.5805
Lohnkostenindex	0	-5.3623	-3.43 / -2.86 / -2.57	0.3400
Arbeitslosenrate	0	-4.3606	-3.43 / -2.86 / -2.57	0.8283
Arbeitsproduktivität	1	-7.9841	-3.43 / -2.86 / -2.57	0.4409
Importpreisindex	0	-6.1699	-3.43 / -2.86 / -2.57	0.8899

Tabelle A.7 enthält die Ergebnisse für die Tests auf Vorliegen einer Kointegrationsbeziehung .

Tabelle A.7: Test auf Kointegration für Spanien

Nullhypothese:		Saikkonen & Lütkepohl		Johansen	
Rang <=	Teststatistik	p-Wert	Teststatistik	p-Wert	
0	13.86	0.0260	20.60	0.0433	
1	0.24	0.6821	6.56	0.1565	

Tabelle A.8 gibt die Schätzergebnisse für das VEC-Modell wieder.

Tabelle A.8: Schätzergebnisse für das VEC-Modell für Spanien

Einflussgröße	Gleichung	Erste Differenzen des Lohnkostenindex		Erste Differenzen des Preisindex	
		Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert
Endogene Variablen (1.Differenzen)					
Lohn (t-1)		0.233	1.571	-0.441	-2.070
Preis (t-1)		0.542	4.266	-0.770	-4.222
Lohn (t-2)		0.183	1.272	-0.180	-0.871
Preis (t-2)		0.333	2.777	-0.400	-2.328
Lohn (t-3)		-0.359	-2.229	-0.101	-0.439
Preis (t-3)		0.085	0.748	-0.591	-3.623
Lohn (t-4)		0.080	0.468	-0.570	-2.322
Preis (t-4)		0.575	4.887	-0.145	-0.856
Exogene Variablen					
Arbeitslosenrate (t)		0.010	0.523	0.059	2.114
Arbeitsproduktivität (t)		0.336	3.089	0.006	0.036
Importpreisindex (t)		0.019	0.572	0.055	1.138
Arbeitslosenrate (t-1)		-0.008	-0.336	-0.014	-0.430
Arbeitsproduktivität (t-1)		-0.394	-2.149	-0.333	-1.268
Importpreisindex (t-1)		-0.090	-2.059	0.046	0.741
Arbeitslosenrate (t-2)		0.000	0.003	-0.025	-0.661
Arbeitsproduktivität (t-2)		0.258	1.643	0.120	0.535
Importpreisindex (t-2)		0.085	2.375	0.018	0.344
Arbeitslosenrate (t-3)		-0.011	-0.406	0.012	0.296
Arbeitsproduktivität (t-3)		-0.221	-1.739	0.070	0.384
Importpreisindex (t-3)		-0.060	-2.072	0.003	0.078
Arbeitslosenrate (t-4)		0.015	0.807	-0.038	-1.433
Arbeitsproduktivität (t-4)		0.013	0.134	0.081	0.587

Importpreisindex (t-4)	0.045	1.999	-0.056	-1.749
Ladungskoeffizient	-0.049	-0.883	0.214	2.696

Der Test auf Granger-Kausalität ergibt eine Teststatistik von 5.6934 und einen p-Wert von 0.0064. Damit wird die Nullhypothese, dass keine Granger-Kausalität besteht, abgelehnt. Wir stellen fest, dass die Löhne in Spanien einen kausalen Einfluss auf den Inflationsindex haben.

Zusammenfassend kann für Spanien festgestellt werden, dass der Lohnprozess Granger-kausal für den Preisprozess ist.

A.4. Ergebnisse für Frankreich

Für Frankreich liegen Daten für den Zeitraum vom ersten Quartal 1996 bis zum dritten Quartal 2006 vor. Für die Schätzung werden die Zeitreihen für den Konsumentenpreisindex, den Lohnindex, die Arbeitsproduktivität, die Arbeitslosenrate und den Importpreisindex verwendet. Der Verlauf des Logarithmus der Zeitreihen wird in den Abbildungen A.21 bis A.25 dargestellt.

Abb. A.21: Zeitlicher Verlauf des Konsumentenpreisindex für Frankreich

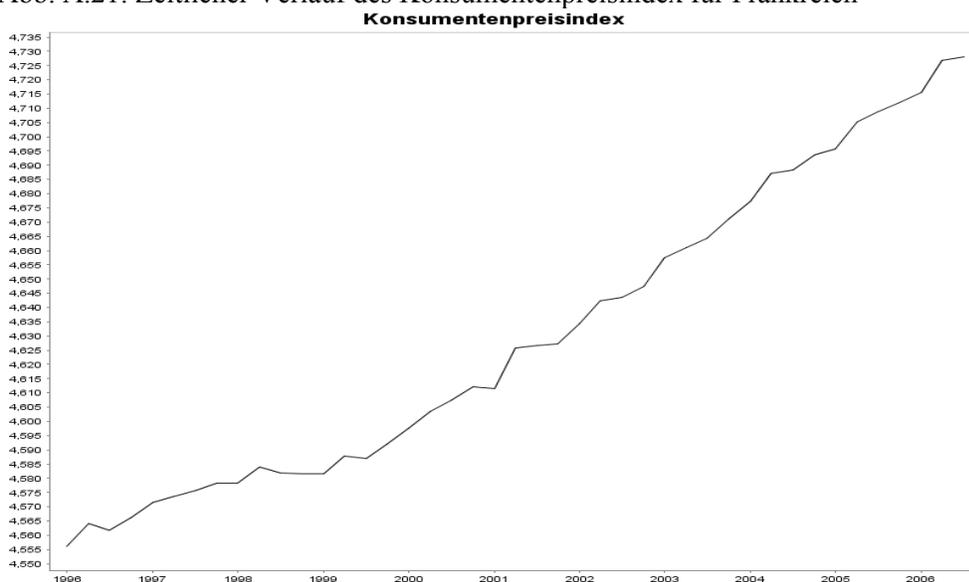


Abb. A.22: Zeitlicher Verlauf des Lohnkostenindex für Frankreich

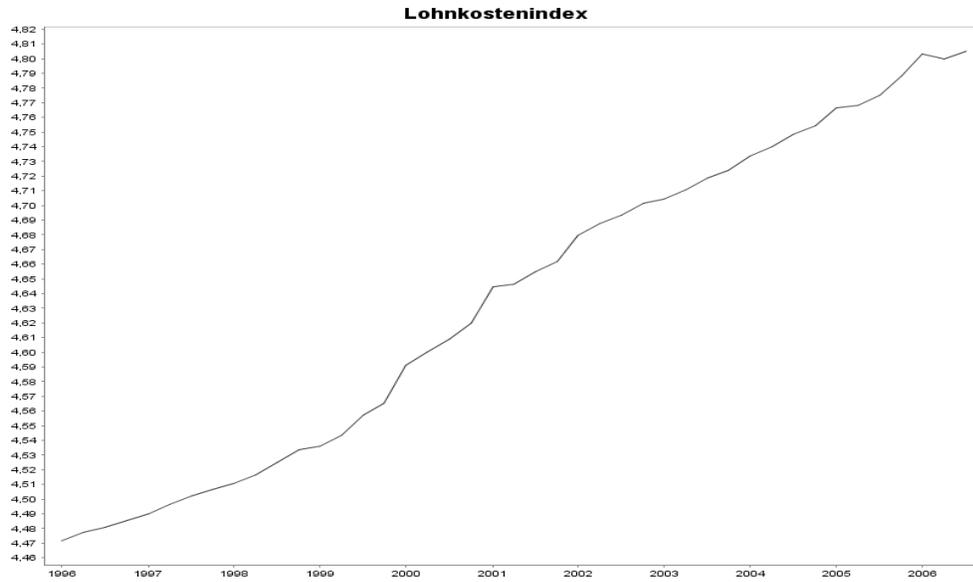


Abb. A.23: Zeitlicher Verlauf der Arbeitslosenrate für Frankreich

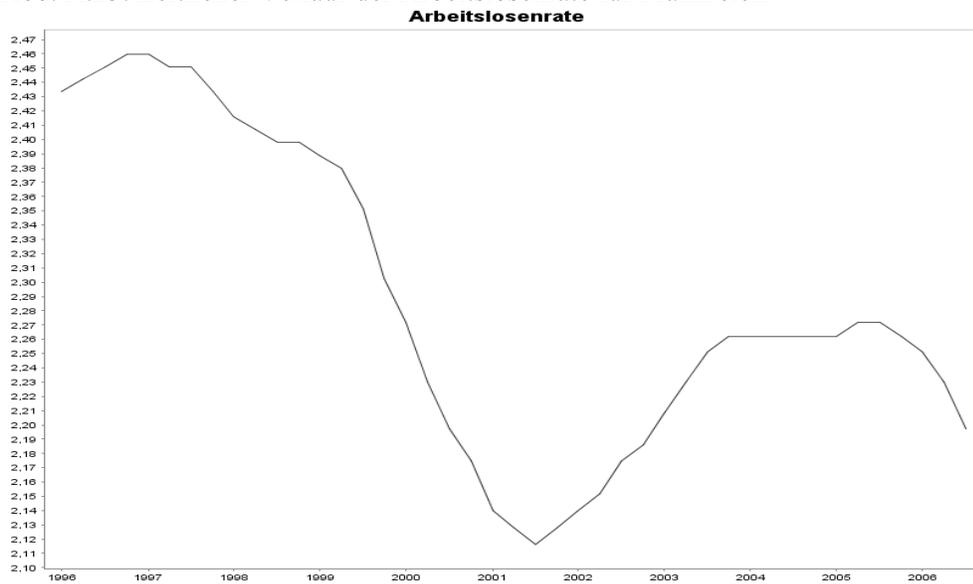


Abb. A.24: Zeitlicher Verlauf der Arbeitsproduktivität für Frankreich

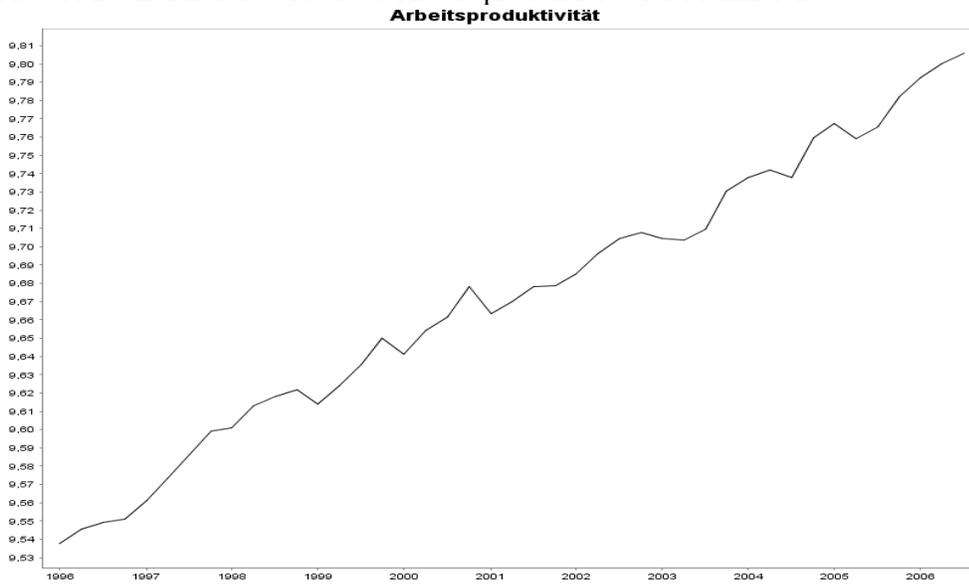
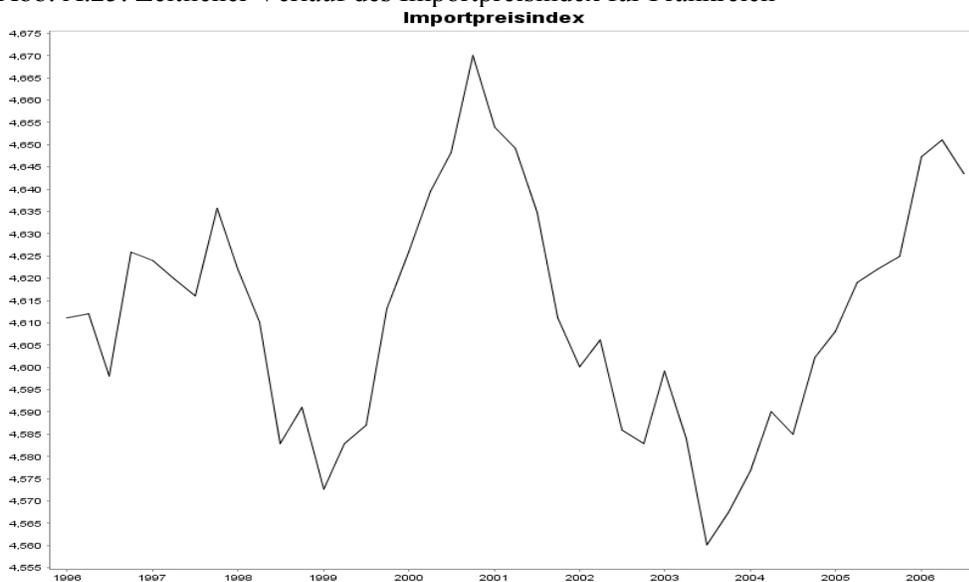


Abb. A.25: Zeitlicher Verlauf des Importpreisindex für Frankreich



Der Konsumentenpreisindex in Abb.A.21 zeigt einen steigenden Verlauf über die gesamte Beobachtungsperiode. Dies trifft auch für die Zeitreihe des Lohnindex in Abb.A.22 zu. Für die Arbeitslosenrate kann festgestellt werden, dass eine fallende Tendenz für den Zeitraum von 1996 bis 2001 und ein steigender Verlauf für die Jahre 2001 bis 2006 zu beobachten ist. Die Arbeitsproduktivität steigt im gesamten Beobachtungszeitraum. Der Importpreisindex nimmt zunächst für das Jahr 1996 bis 1997 zu

und fällt dann für die Jahre 1997 bis 1999. Die Jahre 1999 bis 2001 sind von einem starken Ansteigen des Importpreisindex gekennzeichnet, während für die Jahre 2001 bis 2003 ein rückläufiger Verlauf zu beobachten ist. Zwischen 2003 bis 2006 steigt der Index dann wieder.

Tabelle A.9 enthält die Ergebnisse des Einheitswurzeltests für alle fünf Zeitreihen. Die Ergebnisse zeigen, dass die Hypothese nicht-stationärer Zeitreihen nicht abgelehnt wird.

Tabelle A.9: Einheitswurzeltests für die Niveaus der Zeitreihen für Frankreich

Variable	Lags	t-Wert	Kritische Werte	Portmanteau Test p-Wert
			1% / 5% / 10%	
Konsumentenpreisindex	2	-1.2901	-3.96 / -3.41 / -3.13	0.4222
Lohnkostenindex	1	-1.5858	-3.96 / -3.41 / -3.13	0.1662
Arbeitslosenrate	1	-2.0378	-3.43 / -2.86 / -2.57	0.0591
Arbeitsproduktivität	3	-0.4496	-3.43 / -2.86 / -2.57	0.9552
Importpreisindex	2	-2.4044	-3.43 / -2.86 / -2.57	0.3714

Das Ergebnis des Einheitswurzeltests nach Dickey und Fuller ist, dass die Hypothese nicht-stationärer Zeitreihen nicht abgelehnt werden kann. Die Nullhypothese der Portmanteau Tests wird für keine gewählte Spezifikation abgelehnt.

Die Abbildungen A.26 bis A.30 stellen den Verlauf der ersten Differenzen der Zeitreihen dar.

Abb. A.26: Erste Differenzen des Konsumentenpreisindex für Frankreich

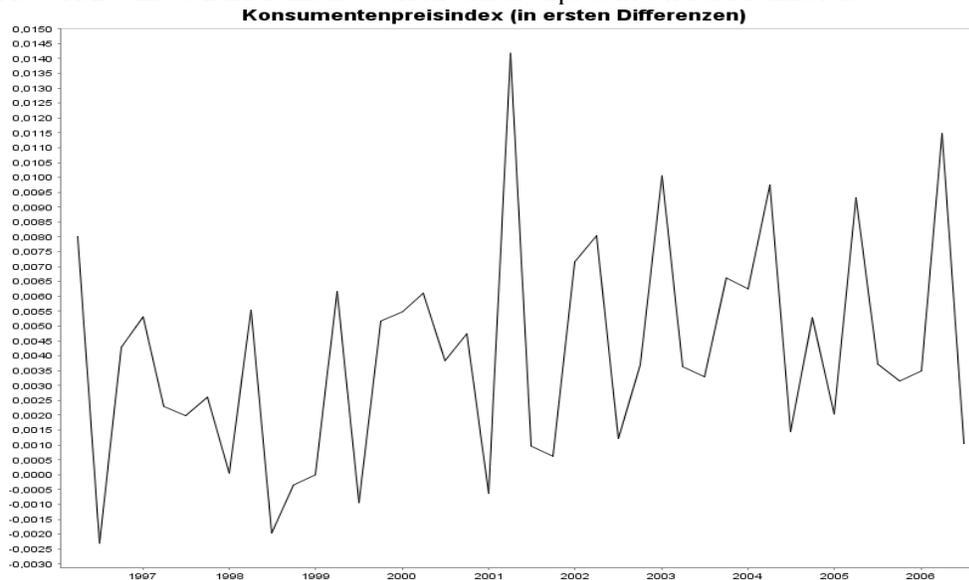


Abb. A.27: Erste Differenzen des Lohnkostenindex für Frankreich

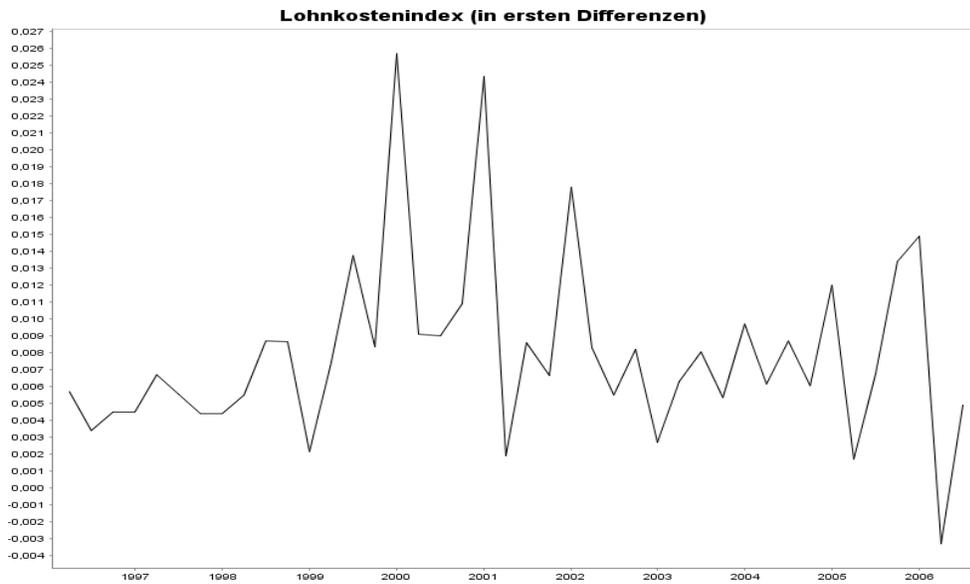


Abb. A.28: Erste Differenzen der Arbeitslosenrate für Frankreich



Abb. A.29: Erste Differenzen der Arbeitsproduktivität für Frankreich
Arbeitsproduktivität (in ersten Differenzen)

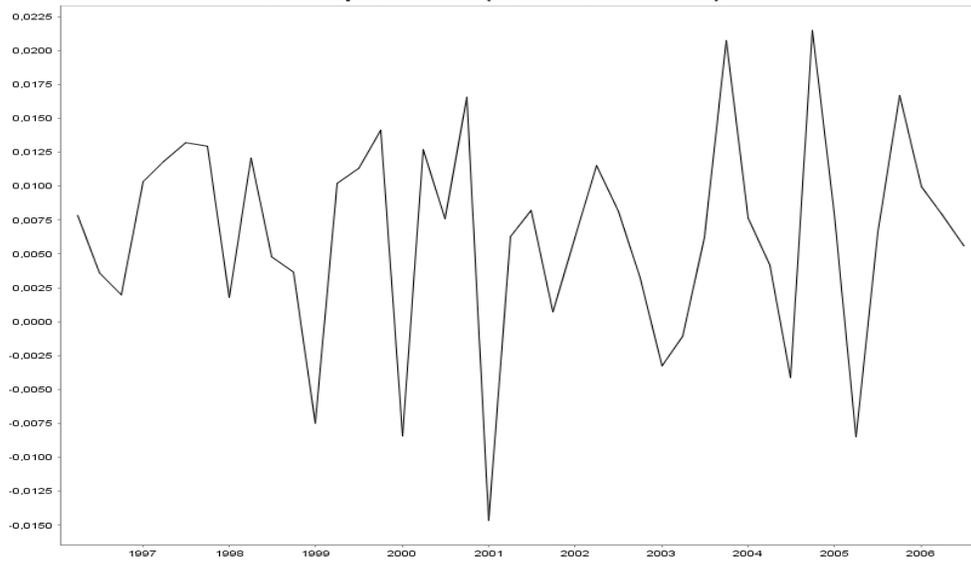
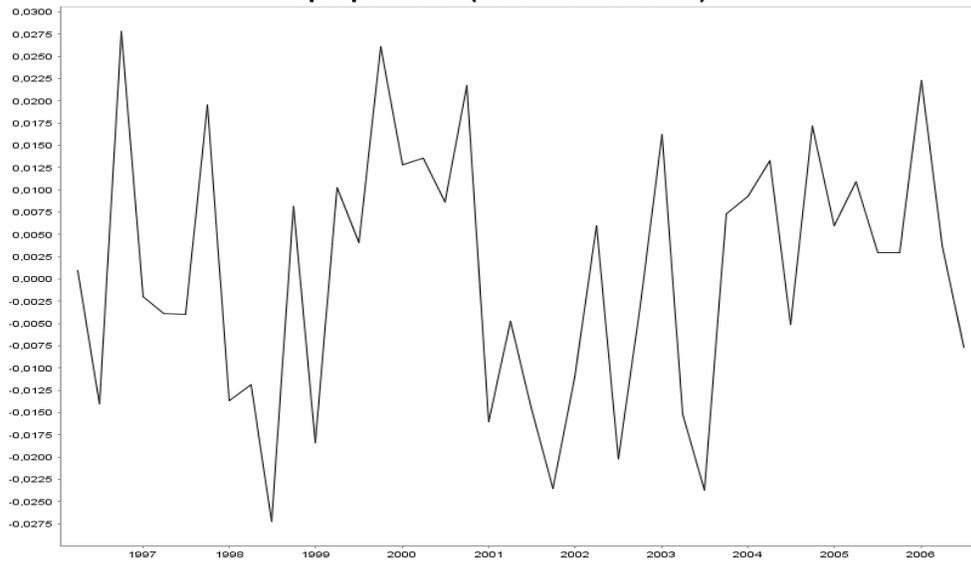


Abb. A.30: Erste Differenzen des Importpreises für Frankreich
Importpreisindex (in ersten Differenzen)



Die Tabelle A.10 enthält die Ergebnisse der Dickey-Fuller Tests auf Stationarität für die ersten Differenzen der Zeitreihen. Alle t-Werte sind deutlich kleiner als die kritischen Werte auf dem 1%

Signifikanzniveau. Somit kann die Hypothese nicht stationärer Zeitreihen abgelehnt werden, d. h. die Zeitreihen sind integriert der Ordnung eins.

Tabelle A. 10 Einheitswurzeltests für die ersten Differenzen der Zeitreihen für Frankreich

Variable	Lags	t-Wert	Kritische Werte	Portmanteau Test
			1% / 5% / 10%	p-Wert
Konsumentenpreisindex	1	-6.3744	-3.96 / -3.41 / -3.13	0.3089
Lohnkostenindex	0	-6.2588	-3.43 / -2.86 / -2.57	0.2041
Arbeitslosenrate	3	-2.0708	-2.56 / -1.94 / -1.62	0.5850
Arbeitsproduktivität	2	-6.1894	-3.43 / -2.86 / -2.57	0.9516
Importpreisindex	1	-3.6345	-3.43 / -2.86 / -2.57	0.5673

Tabelle A.11 enthält die Tests auf Kointegration. Sie bestätigen das Vorliegen einer Kointegrationsbeziehung.

Tabelle A. 11 Test auf Kointegration für Frankreich

Nullhypothese: Rank <=	Saikkonen & Lütkepohl		Johansen	
	Teststatistik	p-Wert	Teststatistik	p-Wert
0	56.74	0.0000	0.5673	0.0000
1	0.47	0.5511	2.79	0.6279

Tabelle A.12 gibt die Schätzergebnisse für das VEC-Modell wieder.

Tabelle A. 12 Schätzergebnisse für das VEC-Modell für Frankreich

Einflussgröße	Gleichung	Erste Differenzen des Lohnkostenindex		Erste Differenzen des Preisindex	
		Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert
Endogene Variablen (1.Differenzen)					
	Lohn (t-1)	-0.143	-0.526	-0.522	-5.860
	Preis (t-1)	-0.271	-0.551	0.004	0.023
	Lohn (t-2)	-0.573	-2.066	-0.395	-4.364

Preis (t-2)	-0.291	-0.893	0.029	0.271
Lohn (t-3)	-0.632	-3.362	-0.243	-3.954
Preis (t-3)	-0.933	-2.610	0.138	1.181
Lohn (t-4)	-0.490	-2.984	-0.130	-2.430
Preis (t-4)	-0.954	-3.447	0.059	0.656
Exogene Variablen				
Arbeitslosenrate (t)	-0.072	-0.735	0.065	2.034
Arbeitsproduktivität (t)	-0.059	-0.591	0.106	3.280
Importpreisindex (t)	0.186	3.152	0.067	3.496
Arbeitslosenrate (t-1)	0.077	0.611	-0.137	-3.329
Arbeitsproduktivität (t-1)	0.293	2.990	-0.085	-2.647
Importpreisindex (t-1)	-0.223	-2.997	-0.038	-1.548
Arbeitslosenrate (t-2)	-0.336	-3.050	0.118	3.287
Arbeitsproduktivität (t-2)	-0.323	-2.347	0.027	0.606
Importpreisindex (t-2)	0.153	1.897	0.004	0.164
Arbeitslosenrate (t-3)	0.051	0.397	0.021	0.507
Arbeitsproduktivität (t-3)	0.162	1.148	0.035	0.753
Importpreisindex (t-3)	-0.064	-0.592	0.015	0.430
Arbeitslosenrate (t-4)	0.056	0.571	0.032	0.997
Arbeitsproduktivität (t-4)	-0.058	-0.530	-0.147	-4.135
Importpreisindex (t-4)	-0.201	-2.145	0.041	1.328
Ladungskoeffizient	-0.595	-1.758	0.611	5.529

Der Test auf Granger-Kausalität ergibt eine Teststatistik von 22.2771 und einen p-Wert von 0.0000. Damit wird die Nullhypothese, dass keine Granger-Kausalität besteht, abgelehnt. Daraus folgt, dass die Löhne in Frankreich einen kausalen Einfluss auf den Inflationsindex haben.

Zusammenfassend kann für Frankreich festgestellt werden, dass der Lohnprozess Granger-kausal für den Preisprozess ist.

A.5. Analyse für 40 Produktgruppen – Weitere Ergebnisse

In diesem Abschnitt werden die weiteren Ergebnisse der Analyse die in Abschnitt 5.3 behandelt wird präsentiert. Die Interpretation der Ergebnisse ist analog zu Abschnitt 5.3.

Tabelle A.13: VAR-Modell: Alkoholische Getränke und Tabakwaren

Gleichung Einflussgröße	Cote d'application		PI-Alkoholische Getränke		PI-Tabakwaren	
	Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert
Cote d'application (t-1)	0.858	20.701	0.051	1.63	0.071	0.93
Alkoholische Getränke (t-1)	0.063	1.698	0.943	33.828	0.13	1.915
Tabakwaren (t-1)	0.034	2.27	0	-0.023	0.935	33.82

Tabelle A.14: VAR-Modell: Bekleidung und Schuhe

Gleichung Einflussgröße	Cote d'application		PI- Bekleidung		PI-Schuhe	
	Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert
Cote d'application (t-1)	0.999	70.539	0.595	9.67	0.616	10.609
Bekleidung (t-1)	0.023	0.639	0.346	2.255	-0.108	-0.744
Schuhe (t-1)	-0.018	-0.465	-0.523	-3.053	-0.022	-0.139

Tabelle A.15: VAR-Modell: Miete, Wohnungsinstandhaltung usw.

Gleichung Einflussgröße	Cote d'application		PI-Miete		PI- Wohnungsinstandhaltung	
	Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert
Cote d'application (t-1)	0.821	14.424	0.011	0.769	0.433	4.026
Miete (t-1)	0.125	4.086	0.996	131.907	0.241	4.171
Wohnungsinstandhaltung (t-1)	-0.081	-1.867	-0.004	-0.342	0.132	1.604
Wasserversorgung (t-1)	0.059	2.834	-0.008	-1.587	0.054	1.369
Strom, Gas u.a. (t-1)	0.009	1.23	0.002	1.052	-0.004	-0.27

	PI-Wasserversorgung		PI-Strom, Gas u.a.	
	Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert
Cote d'application (t-1)	0.025	0.387	0.141	0.69
Miete (t-1)	-0.007	-0.198	0.009	0.086
Wohnungsinstandhaltung (t-1)	-0.008	-0.168	-0.029	-0.185
Wasserversorgung (t-1)	0.989	41.544	-0.017	-0.225
Strom, Gas u.a. (t-1)	0.016	1.842	0.958	35.706

Tabelle A.16: VAR-Modell: Innenausstattung, Heimtextilien usw.

Gleichung Einflussgröße	Cote d'application		PI-Innenausstattung		PI-Heimtextilien	
	Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert
Cote d'application (t-1)	0.838	18.343	0.448	3.83	0.499	2.743
Innenausstattung (t-1)	0.066	0.871	0.251	1.29	-0.329	-1.09
Heimtextilien (t-1)	-0.027	-0.386	-0.185	-1.051	0.361	1.316
Haushaltsgeräte (t-1)	0.055	1.024	0.151	1.105	0.115	0.54
Haushaltsgebrauchsgüter (t-1)	-0.063	-0.991	-0.065	-0.402	-0.331	-1.31
Werkzeuge, Geräte (t-1)	0.015	0.24	-0.415	-2.572	-0.373	-1.485
Haushalts-waren, Dienstl. (t-1)	0.129	2.563	0.365	2.84	0.423	2.119
	PI-Haushaltsgeräte		PI-Haushaltsgebrauchsgüter		PI-Werkzeuge, Geräte	
	Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert
Cote d'application (t-1)	0.286	3.243	0.366	2.178	0.11	2.689
Innenausstattung (t-1)	-0.042	-0.287	-0.129	-0.463	-0.038	-0.558
Heimtextilien (t-1)	-0.229	-1.727	-0.298	-1.178	-0.071	-1.153
Haushaltsgeräte (t-1)	0.881	8.576	-0.029	-0.149	0	-0.008
Haushaltsgebrauchsgüter (t-1)	-0.197	-1.605	0.316	1.351	-0.115	-2.021
Werkzeuge, Geräte (t-1)	-0.074	-0.605	-0.171	-0.738	0.934	16.552
Haushalts-waren, Dienstl. (t-1)	0.074	0.76	0.417	2.259	0.068	1.506

	PI-Haushaltswaren, Dienstl.	
	Parameter	t-Wert
Cote d'application (t-1)	0.076	1.842
Innenausstattung (t-1)	0.069	1.007
Heimtextilien (t-1)	-0.052	-0.838
Haushaltsgeräte (t-1)	-0.083	-1.715
Haushaltsgebrauchsgüter (t-1)	-0.057	-0.983
Werkzeuge, Geräte (t-1)	0.102	1.794
Haushalts-waren, Dienstl. (t-1)	0.933	20.58

Tabelle A.17: VAR-Modell: Gesundheit

Gleichung Einflussgröße	Cote d'application		PI-Medizinische Erzeugnisse		PI-Amb. Gesundheitsdienstl.		PI-Staatl. Gesundheitsdienstl.	
	Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert
Cote d'application (t-1)	0.911	23.922	0.037	0.789	0.113	0.517	0.183	2.763
Medizinische Erzeugnisse (t-1)	0.006	0.329	0.975	46.822	-0.1	-1.021	0.039	1.298
Amb. Gesundheitsdienstl. (t-1)	-0.003	-0.546	0.007	1.098	0.958	33.758	-0.007	-0.827
Stat. Gesundheitsdienstl. (t-1)	0.054	2.263	0.028	-0.975	0.004	0.028	0.891	21.5

Tabelle A.18: VAR-Modell: Verpflegungsdienstl. und Beherbergungsdienstl.

Gleichung Einflussgröße	Cote d'application		PI-Verpflegungsdienstl.		PI-Beherbergungsdienstl.	
	Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert
Cote d'application (t-1)	0.774	14.274	0.054	2.446	0.112	1.429
Verpflegungsdienstl. (t-1)	0.172	3.538	0.954	47.855	0.01	0.149
Beherber- gungsdienstl. (t-1)	-0.003	-0.138	0.009	0.97	0.933	29.526

Tabelle A.19: VAR-Modell: Informationsverarbeitungsgeräte usw.

Gleichung Einflussgröße	Cote d'application		PI-Informations-verarbeitungsgeräte	
	Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert
Cote d'application (t-1)	0.811	16.811	0.136	2.065
Informations-verarbeitungsgeräte (t-1)	-0.036	-1.361	0.893	24.402
langlebige Gebrauchs-güter für Freizeit (t-1)	-0.053	-1.054	-0.295	-4.261
Andere Geräte für Freizeit und Garten (t-1)	0.012	0.446	-0.013	-0.355
Freizeit-, Kulturdienstl. (t-1)	0.088	1.285	0.179	1.906
Zeitungen, Bücher, Schreibwaren (t-1)	0.03	0.805	-0.221	-4.271
Pauschal-reisen (t-1)	0.01	0.345	-0.017	-0.432
	PI-Freizeit-, Kulturdienstl.		PI-Zeitungen, Bücher, Schreibwaren	
	Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert
Cote d'application (t-1)	0.02	0.621	0.183	1.804
Informations-verarbeitungsgeräte (t-1)	-0.006	-0.354	-0.096	-1.704
langlebige Gebrauchs-güter für Freizeit (t-1)	0.089	2.661	-0.459	-4.317
Andere Geräte für Freizeit und Garten (t-1)	0.034	1.928	0.057	1.012
Freizeit-, Kulturdienstl. (t-1)	0.833	18.342	0.533	3.69
Zeitungen, Bücher, Schreibwaren (t-1)	0.005	0.206	0.493	6.199
Pauschal-reisen (t-1)	0.054	2.775	-0.076	-1.234

	PI-Andere Geräte für Freizeit und Garten		PI-langlebige Gebrauchsgüter für Freizeit	
	Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert
Cote d'application (t-1)	0.278	2.227	0.066	1.108
Informations-verarbeitungsgeräte (t-1)	-0.07	-1.017	-0.112	-3.361
langlebige Gebrauchsgüter für Freizeit (t-1)	-0.189	-1.443	0.619	9.854
Andere Geräte für Freizeit und Garten (t-1)	0.668	9.675	0	0.01
Freizeit-, Kulturdienstl. (t-1)	0.13	0.73	0.178	2.085
Zeitungen, Bücher, Schreibwaren (t-1)	-0.138	-1.413	-0.082	-1.751
Pauschal-reisen (t-1)	0.048	0.627	-0.044	-1.206
	PI-Pauschalreisen			
	Parameter	t-Wert		
Cote d'application (t-1)	-0.001	-0.014		
Informations-verarbeitungsgeräte (t-1)	0.01	0.405		
langlebige Gebrauchsgüter für Freizeit (t-1)	0.098	2.016		
Andere Geräte für Freizeit und Garten (t-1)	-0.031	-1.206		
Freizeit-, Kulturdienstl. (t-1)	0.025	0.377		
Zeitungen, Bücher, Schreibwaren (t-1)	-0.021	-0.568		
Pauschal-reisen (t-1)	0.968	34.031		

Tabelle A.20:VAR-Modell: Körperpflege, Gebrauchsgegenstände usw.

Gleichung Einflussgröße	Cote d'application		PI-Körperpflege	
	Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert
Cote d'application (t-1)	0.753	11.968	0.017	0.389
Körperpflege (t-1)	0.035	0.499	0.679	13.663
Pers. Gebrauchs-gegenstände (t-1)	-0.015	-0.675	-0.11	-7.135
Soziale Dienstl. (t-1)	0.108	2.291	0.154	4.61
Versicherungsdienstl. (t-1)	0.075	2.1	0.048	1.89
Finanzdienstl. (t-1)	0.017	2.119	0.026	4.453
Andere Dienstl. (t-1)	0.002	0.044	0.062	2.16
	PI-Versicherungsdienstl.		PI-Finanzdienstl.	
	Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert
Cote d'application (t-1)	0.045	0.9	-0.041	-0.213
Körperpflege (t-1)	0.06	1.091	0.335	1.55
Pers. Gebrauchs-gegenstände (t-1)	0.008	0.471	0.078	1.163
Soziale Dienstl. (t-1)	-0.017	-0.46	-0.101	-0.691
Versicherungsdienstl. (t-1)	0.981	35.08	0.007	0.059
Finanzdienstl. (t-1)	-0.002	-0.32	0.966	38.531
Andere Dienstl. (t-1)	-0.059	-1.877	-0.162	-1.304
	PI-Pers. Gebrauchs- gegenstände		PI-Soziale Dienstl.	
	Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert
Cote d'application (t-1)	-0.112	-0.499	0.13	2.287
Körperpflege (t-1)	-1.086	-4.373	-0.031	-0.5
Pers. Gebrauchs-gegenstände (t-1)	0.214	2.778	0.017	0.866
Soziale Dienstl. (t-1)	0.949	5.664	0.895	21.066
Versicherungsdienstl. (t-1)	0.083	0.66	-0.034	-1.049
Finanzdienstl. (t-1)	0.071	2.457	-0.002	-0.254
Andere Dienstl. (t-1)	0.175	1.229	0.053	1.458

	PI-Andere Dienstl.	
	Parameter	t-Wert
Cote d'application (t-1)	0.015	0.215
Körperpflege (t-1)	0.045	0.577
Pers. Gebrauchs-gegenstände (t-1)	0.011	0.471
Soziale Dienstl. (t-1)	0.078	1.487
Versicherungsdienstl. (t-1)	0.116	2.931
Finanzdienstl. (t-1)	-0.01	-1.106
Andere Dienstl. (t-1)	0.808	17.984

A.6. Verteilungsspielraum für Belgien, Spanien und Frankreich

Tabelle A.21: Lohnpolitischer Verteilungsspielraum für Belgien (Veränderungen in %)

Jahr	Durchschnittsproduktivität der Arbeit (unbereinigt)	Durchschnittsproduktivität der Arbeit, beschäftigungsbereinigt (1) + (5) * (1-(6)/100)	Grenzproduktivität der Arbeit, beschäftigungsbereinigt (7Jahre) (2) + (8)	Reale Stundenlöhne (9) - (10)	„Verteilungsspielraum“ (+) nicht ausgeschöpft (-) überzogen (3) - (4)
	(1)	(2)	(3)	(4)	Prozentpunkte
2000	1,80	2,72	2,83	0,19	3,85
2001	-0,50	-0,82	-0,72	1,60	-2,77
2002	1,60	1,77	1,83	1,93	0,13
2003	1,30	1,15	1,17	0,00	0,97
2004	3,20	3,34	3,34	-0,40	3,93
2005	-0,50	0,83	0,82	0,39	2,19

Jahr	Arbeitsvolumen	Lohnquote	Trend-mässige Veränderung der Lohnquote über die letzten 7 Jahre		Deflator des Bruttoinlandsprodukts	Verbraucherpreisindex	
			Niveau	v.H.			
	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
2000	2,15	57,13	-0,92	0,10	2,04	1,85	2,55
2001	-0,77	58,31	2,06	0,09	3,63	2,03	2,47
2002	0,41	58,62	0,54	0,06	3,78	1,85	1,64
2003	-0,36	58,04	-1,00	0,03	1,61	1,61	1,59
2004	0,33	56,90	-1,96	0,00	1,98	2,38	2,08
2005	3,11	57,08	0,31	-0,01	2,42	2,03	2,80

Tabelle A.22: Lohnpolitischer Verteilungsspielraum für Spanien (Veränderungen in %)

Jahr	Durchschnittsproduktivität der Arbeit (unbereinigt)	Durchschnittsproduktivität der Arbeit, beschäftigungsbereinigt (1) + (5) * (1-(6)/100)	Grenzproduktivität der Arbeit, beschäftigungsbereinigt (7Jahre) (2) + (8)	Reale Stundenlöhne (9) - (10)	„Verteilungsspielraum“ (+) nicht ausgeschöpft (-) überzogen (3) - (4)
	(1)	(2)	(3)	(4)	Prozentpunkte
2000	0,05	2,41	2,28	0,47	1,81
2001	0,74	2,55	2,35	0,75	1,60
2002	0,47	1,26	1,00	0,53	0,47
2003	0,47	2,37	2,07	0,20	1,87
2004	0,60	2,41	2,07	-0,20	2,27
2005	0,68	2,50	2,15	-0,79	2,94

Jahr	Arbeitsvolumen	Lohnquote	Trend-mässige Veränderung der Lohnquote über die letzten 7 Jahre		Deflator des Bruttoinlandsprodukts	Verbraucherpreisindex	
			Niveau	v.H.			
	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
2000	5.19	54,71	-0.05	-0.13	3.92	3.45	3.43
2001	3.93	54,14	-1.05	-0.20	4.95	4.20	3.59
2002	1.70	53,70	-0.80	-0.26	4.83	4.31	3.07
2003	4.10	53,58	-0.23	-0.31	4.34	4.14	3.04
2004	3.85	53,08	-0.94	-0.34	3.79	3.99	3.04
2005	3.83	52,51	-1.06	-0.35	3.31	4.10	3.37

Tabelle A.23: Lohnpolitischer Verteilungsspielraum für Frankreich (Veränderungen in %)

Jahr	Durchschnittsproduktivität der Arbeit (unbereinigt)	Durchschnittsproduktivität der Arbeit, beschäftigungsbereinigt (1) + (5) * (1-(6)/100)	Grenzproduktivität der Arbeit, beschäftigungsbereinigt (7Jahre) (2) + (8)	Reale Stundenlöhne (9) - (10)	„Verteilungsspielraum“ (+) nicht ausgeschöpft (-) überzogen (3) - (4)
	(1)	(2)	(3)	(4)	Prozentpunkte
2000	3.48	3,54	3,60	4,81	-1,21
2001	0.81	1,20	1,27	3,27	-2,00
2002	3.08	2,21	2,29	1,37	0,91
2003	1.22	1,14	1,22	0,25	0,97
2004	0.71	1,03	1,10	1,12	-0,02
2005	1.71	1,60	1,67	1,17	0,50

Jahr	Arbeits-Volumen	Lohnquote	Trend-mässige Veränderung der Lohnquote über die letzten 7 Jahre		Deflator des Bruttoinlandsprodukts	Verbraucher-Preisindex	
			Niveau	v.H.			
	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
2000	0.14	57,93	-0.31	0.07	6.21	1.40	1.69
2001	0.92	58,12	0.34	0.08	5.25	1.98	1.63
2002	-2.10	58,44	0.54	0.08	3.75	2.38	1.92
2003	-0.19	58,37	-0.11	0.08	2.13	1.88	2.11
2004	0.76	58,16	-0.36	0.07	2.71	1.59	2.13
2005	-0.26	58,21	0.10	0.07	2.90	1.74	1.74

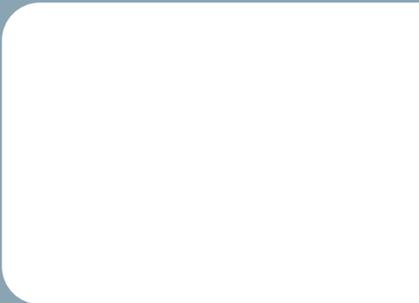
A.7. VAR-Analyse

Tabelle A.24: Schätzergebnisse für das VAR-Modell für Luxemburg

Einflussgröße	Lohnkostenindex		Preisindex	
	Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert
Endogene Variablen				
Lohn (t-1)	0.020	0.000	0.139	0.000
Preis (t-1)	0.915	0.000	0.081	0.000
Lohn (t-2)	-0.298	0.000	0.140	0.000
Preis (t-2)	0.375	0.000	0.637	0.000
Exogene Variablen				
Arbeitslosenrate (t)	-0.012	-0.422	0.002	0.196
Arbeitsproduktivität (t)	-0.127	-1.122	-0.160	-4.478]
Importpreisindex (t)	0.035	0.494	0.020	0.875
Arbeitslosenrate (t-1)	-0.060	-1.651	-0.009	-0.792
Arbeitsproduktivität (t-1)	0.227	1.551	0.212	4.612
Importpreisindex (t-1)	-0.131	-1.564	0.010	0.396
Arbeitslosenrate (t-2)	0.059	1.486	-0.013	-1.022
Arbeitsproduktivität (t-2)	0.092	0.570	-0.034	-0.679
Importpreisindex (t-2)	0.019	0.221	0.040	1.485
Arbeitslosenrate (t-3)	-0.064	-1.691	0.005	0.433
Arbeitsproduktivität (t-3)	-0.138	-0.854	0.018	0.355
Importpreisindex (t-3)	-0.174	-1.970	-0.057	-2.038
Arbeitslosenrate (t-4)	0.060	2.265	0.003	0.394
Arbeitsproduktivität (t-4)	0.063	0.571	-0.030	-0.865
Importpreisindex (t-4)	0.010	0.129	-0.023	-0.970

Tabelle A.25: Schätzergebnisse für das VAR-Modell für Deutschland

Einflussgröße	Lohnkostenindex		Preisindex	
	Parameter	t-Wert	Parameter	t-Wert
Endogene Variablen				
Lohn (t-1)	0.225		0.156	
Preis (t-1)	0.050		0.349	
Lohn (t-2)	0.067		0.195	
Preis (t-2)	-0.270		0.402	
Lohn (t-3)	0.419		-0.170	
Preis (t-3)	-0.198		-0.235	
Lohn (t-4)	-0.558		-0.152	
Preis (t-4)	0.749		-0.070	
Lohn (t-5)	0.400		0.315	
Preis (t-5)	0.198		0.146	
Exogene Variablen				
Arbeitslosenrate (t)	-0.052	-2.350	0.065	3.337
Arbeitsproduktivität (t)	0.238	4.283	0.051	1.041
Importpreisindex (t)	-0.175	-3.978	0.335	8.658
Arbeitslosenrate (t-1)	0.043	2.419	-0.028	-1.741
Arbeitsproduktivität (t-1)	0.017	0.327	-0.062	-1.370
Importpreisindex (t-1)	-0.113	-1.391	-0.115	-1.611
Arbeitslosenrate (t-2)	-0.061	-2.385	-0.027	-1.180
Arbeitsproduktivität (t-2)	0.044	0.762	-0.263	-5.121
Importpreisindex (t-2)	0.148	1.912	-0.247	-3.635
Arbeitslosenrate (t-3)	0.024	1.061	-0.060	-2.981
Arbeitsproduktivität (t-3)	0.240	3.979	-0.001	-0.020
Importpreisindex (t-3)	0.166	2.391	0.204	3.339
Arbeitslosenrate (t-4)	-0.084	-3.023	0.126	5.118
Arbeitsproduktivität (t-4)	-0.253	-4.424	0.094	1.866
Importpreisindex (t-4)	-0.352	-4.787	0.098	1.505



Ministère de l'Économie
du Grand-Duché de Luxembourg

19-21, boulevard Royal
L-2449 Luxembourg

Cette publication est téléchargeable
sur le site www.eco.public.lu

ISBN 2-919770-00-4