KOFL
Konjunkturforschungsstelle
Liechtenstein

No. 10 KOFL Working Papers

Frankenstärke und Importpreisreagibilität: Kurz-, mittel- und langfristige Effekte

Kersten Kellermann

Carsten-Henning Schlag

Oktober 2011

Das Arbeitspapier ist im Rahmen des KOFL-Forschungsprojekts „Die spezifische Struktur Liechtensteins als Kleinstvolkswirtschaft“ entstanden. Das KOFL-Forschungsprojekt wurde finanziell unterstützt durch die VP Bank Stiftung, die Neutrik® AG und den Forschungsförderungsfonds der Universität Liechtenstein.

KOFL Konjunkturforschungsstelle Liechtenstein an der Universität Liechtenstein
Fürst-Franz-Josef-Strasse, FL-9490 Vaduz, Tel. +423 265 13 29, Fax + 423 265 11 12, info@kofl.li, www.kofl.li

KOFL Working Papers No. 10

Frankenstärke und Importpreisreagibilität: Kurz-, mittel- und langfristige Effekte

Kersten Kellermann

Carsten-Henning Schlag

Download this KOFL Working Paper from our http server:

http://www.kofl.li/publikationen.asp

Die Arbeitspapiere dienen einer möglichst schnellen Verbreitung von neuen Forschungsarbeiten der KOFL. Die Beiträge liegen in alleiniger Verantwortung der Autoren und stellen nicht notwendigerweise die Meinung der KOFL dar.

Working Papers are intended to make results of KOFL research promptly available to other economists in order to encourage discussion and suggestions for revisions. The authors are solely responsible for the contents which do not necessarily represent the opinion of the KOFL.

Frankenstärke und Importpreisreagibilität: Kurz-, mittel- und langfristige Effekte

Kersten Kellermann[#]

Carsten-Henning Schlag[*]

Oktober 2011

Abstract

Seit Ausbruch der Finanzkrise im Herbst 2007 ist der Wert des Franken handelsgewichtet in nominaler Rechnung um ein Drittel gestiegen. Dennoch bleiben im Frankenraum die Importpreise in heimischer Währung relativ konstant. Im Rahmen der vorliegenden Untersuchung werden für den Zeitraum 1974 bis 2011 kurz-, mittel und langfristige Wechselkurselastizitäten der Preise importierter Güter in Liechtenstein und der Schweiz geschätzt. Unterschieden werden Übertragungseffekte (Exchange Rate Pass-Through) in Bezug auf Importpreise, Konsumentenpreise für importierte Güter sowie den gesamten Konsumgüterpreisindex. Die Preisindizes reagieren über den gesamten Untersuchungszeitraum kurzfristig nur geringfügig auf Wechselkursschwankungen. Seit 2007 nimmt die kurzfristige Preisreagibilität sogar noch ab. In der mittleren und langen Frist werden höhere Wechselkurselastizitäten beobachtet. Asymptotisch konvergieren die Elastizitäten gegen -1. Die Untersuchungsergebnisse erlauben auch Rückschlüsse, wo in der Vertriebskette zwischen dem ausländischen Produzenten und den Konsumenten im Frankenraum die Währungsvorteile absorbiert werden.

Keywords: Importpreisindex, Mittelwertindex, Landesindex der Konsumentenpreise, Aussenwert des Franken, Exchange Rate Pass-Through, Schweiz, Liechtenstein

JEL-Classification: E31; F31; F41; C22

[#] Kersten Kellermann, Konjunkturforschungsstelle Liechtenstein (KOFL) an der Universität Liechtenstein, E-Mail: kersten.kellermann@kofl.li

[*] Carsten-Henning Schlag, Konjunkturforschungsstelle Liechtenstein (KOFL) an der Universität Liechtenstein, E-Mail: carsten.schlag@kofl.li.

Inhalt

1. Starker Franken: Pain without gain? 5
2. Drei Ebenen des Exchange Rate Pass-Through 7
3. Empirische Eckdaten zum ERPT 8
4. Entwicklung des Aussenwertes des Schweizer Franken und die ungewöhnliche Reaktion der Terms of Trade 10
5. Volatilität und Stationarität des realen Aussenwerts 14
5.1. Der statistische CPI-ERPT in der kurzen Frist 14
5.2. Das CPI-ERPT in der langen Frist 17
6. Wechselkursreagibilität importierter Güter und Dienstleistungen 17
6.1. Kurz- und mittelfristiges IMP-ERPT und CPIIMP-ERPT 22
6.2. Absorptionsanteile des grenzüberschreitenden und inländischen Handels 24
6.3. Langfristiges IMP-ERPT und CPIIMP-ERPT 26
7. Zusammenfassung 28

Anhang 1: Verwendete Daten 31
Anhang 2: Empirische Volatilitäten 35
Anhang 3: ADF Unit Root Test für den realen Aussenwert 36
Anhang 4: Schätzergebnisse für den kurz- und mittelfristigen IMP-ERPT, CPIIMP-ERPT und CPI-ERPT 37
Anhang 5: ADF Unit Root Test für die Linearkombination 38
Literatur 40

KOFL Working Papers 43

Frankenstärke und Importpreisreagibilität: Kurz-, mittel und langfristige Effekte

1. Starker Franken: Pain without gain?

Der Aussenwert des Schweizerfranken (CHF) zeigt sich im Sommer 2011 so stark wie nie. Während im August 2007 ein Euro noch 1,62 CHF kostet, wird Anfang August 2011 die Parität tuschiert. Im September 2011 sieht sich die Schweizer Nationalbank gezwungen, eine Wechselkursuntergrenze von 1,20 CHF/Euro festzulegen, um die negativen Auswirkungen der Aufwertung des Franken abzumildern. Letztere rühren insbesondere aus der Verschlechterung der preislichen Wettbewerbsfähigkeit Schweizer und Liechtensteiner Produkte auf internationalen Märkten. Eine starke Währung sollte für eine Volkswirtschaft jedoch nicht nur Last sondern auch Lust sein. Konkret wäre zu erwarten, dass die Importnachfrager von der starken Währung profitieren. Dennoch klagt die Stiftung für Konsumentenschutz (SKS), dass in 2011 die Preise für Importprodukte praktisch nicht sinken und belegt dies anhand zahlreicher Beispiele aus dem Detailhandel (vgl. SKS, 2011). In der Industrie zeigt sich ein ähnliches Bild. Die Swissmem – Verband der Schweizer Maschinen-, Elektro- und Metallindustrie lässt verlauten, dass die günstigen Einkaufspreise für Vorprodukte aus dem Ausland an heimische Produzenten kaum weitergegeben würden (vgl. Hess, 2011). Wo genau in der Vertriebskette zwischen dem ausländischen Produzenten und dem Detailhandel die Währungsvorteile hängen bleiben, ist umstritten. Der Einzelhandel sieht das Problem bei den internationalen Herstellern, die die Einstandspreise in ausländischer Währung in die Höhe trieben[1]. Die vorliegende Untersuchung stützt diese Auffassung insofern, als gezeigt werden kann, dass im grenzüberschreitenden Handel kurz- und mittelfristig nur ein kleiner Teil der Wechselkursschwankungen weitergegeben werden.

Der Schweizer Bundesrat hat auf die Situation reagiert. Zukünftig sollen in der Schweiz horizontale Preis-, Mengen- und Gebietsabreden sowie vertikale Preisbindungen und Gebietsabschottungen verboten werden (vgl. EVD, 2011f). Der Bundesrat begründet die wettbewerbspolitische Massnahme explizit vor dem Hintergrund der Frankenstärke und der ungenügenden Weitergabe von Währungsvorteilen (vgl. EVD, 2011g). Die Wettbewerbskommission, die bereits seit längerem prüft, ob Verstösse gegen das Kartellrecht vorliegen, begrüsst das

[1] Der Eidgenössische Preisüberwacher und das Eidgenössische Gesundheitsdepartement (EGD) forderten im Schweizer Handel jüngst jedoch Preissenkungen für 555 Medikamente um durchschnittlich 8 Prozent ein (vgl. EFD, 2011e).

Generalverbot (vgl. WEKO, 2011). Von offizieller Seite wird die Ansicht des Verbands Schweizerischer Importeure (vgl. VSIG, 2011) also nicht geteilt, wonach die Endverbraucher bereits jetzt durchaus genügend Druck aufbrächten, um träge Preise in Bewegung zu bringen.

Die Reagibilität inländischer Preise in Bezug auf Wechselkursschwankungen wird in der wirtschaftswissenschaftlichen Literatur unter dem Begriff „Exchange Rate Pass-Through" (ERPT) diskutiert (vgl. Goldberg und Knetter, 1997). In den vergangenen Jahren sind eine Vielzahl empirischer Studien zum ERPT erschienen. Darunter befinden sich mikroorientierte Analysen, die das ERPT zwischen Firmen mit Standorten in verschiedenen Währungsgebieten untersuchen und Studien, in deren Rahmen aggregierte Daten, zumeist auf Ebene nationaler Wirtschaftsbereiche, ausgewertet werden (vgl. Engel, 1999, McCarthy, 2000, Campa und Goldberg, 2005, Campa et al., 2005). In jüngerer Zeit kommen in ERPT-Untersuchungen vor allem ökonometrische Ansätze zur Anwendung, die auf multivariaten Modellen, Kointegrationsmethoden sowie Modellen basieren, die die Abbildung asymmetrischer und nicht-linearer Beziehungen von Wechselkurs- und Preisvariablen erlauben (vgl. Sekine, 2006, Stutz, 2007, De Brandt et al., 2008, Chew et al., 2011, Tressel, 2011).

Der vorliegende Beitrag schliesst an diese ökonometrischen Untersuchungen an. Dargestellt werden die Preisentwicklungen in Liechtenstein und der Schweiz in Abhängigkeit des Aussenwerts des Franken im Zeitraum 1973 bis 2011. Der Beitrag ist wie folgt aufgebaut: Zunächst werden in Abschnitt 2 drei Ebenen des ERPT unterschieden. Abschnitt 3 listet einige empirische Eckdaten zum Thema auf. Die Entwicklung des Aussenwerts des Franken seit 1974 ist in Abschnitt 4 dargestellt. Trotz dessen massiver Aufwertung haben sich die Terms of Trade seit 2009 verschlechtert. Der ERPT in Bezug auf den gesamten Konsumentenpreisindex wird in Abschnitt 5 untersucht. Der Abschnitt 6 stellt die Wechselkursreagibilität der Preise importierter Güter im grenzüberschreitenden Handel sowie auf Konsumentenstufe dar. Dabei werden die kurze, mittlere und lange Frist unterschieden. Quantifiziert werden auch die Absorptionsanteile der einzelnen Handelsebenen in Bezug auf Wechselkursschocks. Abschnitt 7 fasst die zentralen Untersuchungsergebnisse zusammen.

2. Drei Ebenen des Exchange Rate Pass-Through

Die Reagibilität inländischer Preise in Bezug auf Wechselkursschwankungen (ERPT) kann import- und exportseitig betrachtet werden. Auf der Importseite lassen sich verschiedenen Handelsebenen unterscheiden. So übertragen sich Wechselkursschwankungen potentiell auf die Importpreise (IMP), die Konsumentenpreise importierter Güter (CPIIMP) sowie den gesamten Konsumgüterpreisindex (CPI)[2]:

- Der IMP-ERPT beschreibt ein Phänomen, das sich im grenzüberschreitenden Handel von Waren und Dienstleistungen vollzieht. Er wird oft im Zusammenhang mit wettbewerbspolitischen Fragestellungen diskutiert. So beklagt der Schweizer Detailhandel im Sommer 2011, dass ausländische Importeure von Markenartikeln ihre Marktmacht ausnutzen, um Wechselkursgewinne zu absorbieren. Die Importeure müssten demnach über Spielräume verfügen, die ihnen erlauben, Preise international zu diskriminieren. Man spricht vom Pricing-to-Market (PTM) (vgl. Krugman, 1987)[3]. Der Frage, in welcher Währung die ausländischen Produzenten ihre Preise festlegen, kommt im Zusammenhang mit dem ERPT erhebliche Bedeutung zu (vgl. Corsetti, 2007). Im Modell des Producer Currency Pricing (PCP) gilt die Annahme, dass ausländische Produzenten ihre Preise in der eigenen Währung festlegen, wodurch sich ein vollständiges ERPT ergibt (vgl. Dornbusch, 1987, Obstfeld und Rogoff, 1995, 2000b). Wird hingegen angenommen, dass ausländische Produzenten ihre Preise in der Währung des Importlandes festlegen, d.h. es gilt die Annahme des Local Currency Pricing (LCP), bleiben Preisanpassungen in Folge von nominalen Wechselkursschwankungen aus. Die Produzenten lassen in diesem Fall ihren Gewinn bzw. Mark-up frei mit den Wechselkursen schwanken. Im Modell des LCP stellt sich im Extremfall – zumindest in der kurzen Frist – kein ERPT ein (vgl. Engel, 2003).
- Auf der zweiten Ebene werden die Übertragungseffekte auf die Preise importierter Konsumgüter (CPIIMP-ERPT) untersucht. Es lassen sich verschiedene Gründe anführen, weshalb der CPIIMP-ERPT nur unvollständig erfolgt. So sind importierte und im Inland produzierte Güter und Dienstleistungen nicht eindeutig abzugrenzen. Die meisten importierten Güter werden im Inland gehandelt, transportiert, gelagert, finan-

[2] Die in der Schweizer Statistik verwendeten Abgrenzungen der drei Preisindizes werden in Anhang 1 genannt und erläutert.

[3] PTM Verhalten kann natürlich auch bei den in der Schweiz ansässigen Exporteuren auftreten. Fischer et al. (2010) zeigen, dass dies der Fall ist und insbesondere grosse Exportfirmen PTM Strategien verfolgen.

ziert oder versichert. Diese inländischen Wertschöpfungskomponenten gehen in die Preise für importierte Güter in heimischer Währung mit ein. Sie sind jedoch nicht unmittelbar von Schwankungen des nominalen Wechselkurses betroffen. Der Anteil inländischer Wertschöpfungskomponenten ist bei den importierte Verbraucherpreisen tendenziell höher als bei den Importpreisen, die an der Grenze anfallen (vgl. Burstein et al., 2003)[4]. Dazu kommt, dass der inländische Detailhandel temporäre Wechselkursschwankungen möglicherweise absorbiert, um auf diese Weise Menu-Kosten zu minimieren. Tatsächlich zeigen Froot und Klemperer (1989) anhand von US-Daten, dass sich permanente nominale Wechselkurschocks stärker auf die Preise in inländischer Währung niederschlagen als temporäre Schocks. Auch die Versicherung von Wechselkursrisiken, beispielsweise durch den Einsatz von Finanzmarktinstrumenten, kann einen Beitrag zur Glättung der Preiseschwankungen leisten.

- Die Übertragung von nominalen Wechselkursschwankungen auf den Konsumgüterpreisindex (CPI) wird als CPI-ERPT gemessen und oft im Zusammenhang mit geldpolitischen Fragestellungen untersucht (vgl. Taylor, 2000, Stulz, 2007, Campa und Goldberg, 2005). So gilt ein geringer CPI-ERPT als Ausdruck erfolgreicher geldpolitischer Steuerung (vgl. Gagnon und Ihrig, 2004). Insgesamt vollzieht sich der CPI-ERPT in komplexen Transmissionsprozessen[5].

3. Empirische Eckdaten zum ERPT

Empirisch lassen sich Übertragungs- oder ERPT-Effekte für verschiedene Handelsebenen und einzelnen Warengruppen in der kurzen und langen Frist unterscheiden. Hierzu werden ERPT-Koeffizienten geschätzt, die als Wechselkurselastizitäten verschiedener Preisindizes interpretiert werden. Zusammenfassend kommen die in der Literatur bereits vorliegenden Studien zu folgenden Ergebnissen:

- Die Importpreisindizes im grenzüberschreitenden Handel reagieren tendenziell sensitiver als die Konsumentenpreise auf Veränderungen des nominalen Wechselkurses.

[4] Burstein et al. (2003) gehen von inländischen Vertriebsfirmen aus, die sich als Oligopolisten verhalten.

[5] Sekine (2006) und Chew et al. (2011) unterscheiden „first-stage pass-through“ und „second-stage pass-through“. Unter dem ersten verstehen die Autoren die Reagibilität der Importpreise aufgrund von Veränderungen des nominalen Wechselkurses, unter dem zweiten den Einfluss der Importpreise auf das inländische Preisniveau CPI. Amstad und Fischer (2010) untersuchen den Übertragungseffekt von Importpreisen auf den Schweizer Landesindex der Konsumentenpreise (LIK) im Zeitraum 1993 bis 2008. Sie ermitteln einen Koeffizienten von 0,3.

In einer Untersuchung für die Schweiz weist Tressel (2011) für den Zeitraum 1980 bis 2010 eine langfristige Wechselkurselastizität in Bezug auf die Importpreise – je nach Spezifizierung – zwischen 0,3 und 0,6 aus, in Bezug auf den Landesindex der Konsumentenpreise LIK liegt diese zwischen 0,02 und 0,05. Stulz (2007) ermittelt im Rahmen eines VAR-Modells im Zeitraum 1976 bis 2004 nach einem Jahr einen kumulierten IMP-ERPT Effekt in Höhe von 0,5. Bei den Konsumentenpreisen (CPI-ERPT) ergibt sich ein Wert von 0,17. McCarthy (2000) sowie Gagnon und Ihrig (2004) ermitteln für die Schweiz geringe bzw. statistisch nicht signifikante CPI-ERPT Koeffizienten und im Vergleich hierzu etwas höhere IMP-ERPT Koeffizienten. Auch in der vorliegenden Untersuchung zeigt sich ein – im Vergleich zu den übrigen Handelsebenen – erheblich ausgeprägter IMP-ERPT.

- Die Wechselkursreagibilität der Importpreise unterscheidet sich erheblich zwischen verschiedene Warengruppen. Insbesondere die Importpreise von Rohwaren wie Erdöl oder Kaffee bzw. Güterkategorien mir hohem Rohstoffanteil reagieren sensitiv auf Wechselkursschwankungen. Importierte Mineralölerzeugnisse zeigen ein fast vollständiges ERPT. Eine Untersuchung der Deutschen Bundesbank (2008) kommt zu dem Ergebnis, dass sich in Deutschland – je nach Gütergruppe – Wechselkursbewegungen zu 10 % bis 80 % auf die Importpreise niederschlagen.
- Übertragungseffekte sind langfristig tendenziell höher als in der kurzen Frist. Campa und Goldberg (2005) weisen für die Schweiz im Zeitraum 1975 bis 2003 ein deutliches und in der langen Frist nahezu vollständiges IMP-ERPT aus. Die Wechselkurselastizität beträgt in der kurzen Frist 0,68 und in der langen Frist 0,93. Adolfson (2001), Heath et al. (2004), De Brandt et al. (2008) und Chew et al. (2011) verwenden in ihren Untersuchungen für verschiedene Länder Kointegrationsmethoden, um Kurz- und Langfristeffekte zu unterscheiden. Sie ermitteln für die lange Frist ein vollständiges IMP-ERPT. Im Rahmen der vorliegenden Untersuchung werden die kurze, mittlere und lange Frist unterschieden. Mit verlängertem Anpassungszeitraum nimmt der ERPT zu.
- Weitere Studien fokussieren auf die Frage, ob sich die Importpreisreagibilität im Zeitablauf verändert hat. Die Ergebnisse sind nicht eindeutig. Taylor (2000) und Goldfajn und Werlang (2000) zeigen in ihren Untersuchungen einen Rückgang des ERPT im Zeitablauf. Stulz (2007) kommt für die Schweiz zu dem Resultat, dass der ERPT in den 1990er Jahren gesunken ist. Der Rückgang der Preisreagibilität ist dabei auf Ebene der Konsumentenpreise ausgeprägter als bei den Importpreisen. Sekine

(2006) weist für sechs grosse Industrieländer im Zeitraum 1974 bis 2004 in Bezug auf beide Handelsebenen ebenfalls einen Rückgang des ERPT aus. Er führt diese Entwicklung auf eine zunehmend effektive Geldpolitik zurück. Für den Euro-Raum zeigen Campa et al. (2005), dass die Einführung der gemeinsamen Währung keine strukturellen Veränderungen in Bezug auf den ERPT verursacht hat. Im Frankenraum – so zeigen die in diesem Beitrag präsentierten Ergebnisse – haben sich die Übertragungseffekte seit 2007 auf allen Handelsebenen massiv abgeschwächt.

4. Entwicklung des Aussenwertes des Schweizer Franken und die ungewöhnliche Reaktion der Terms of Trade

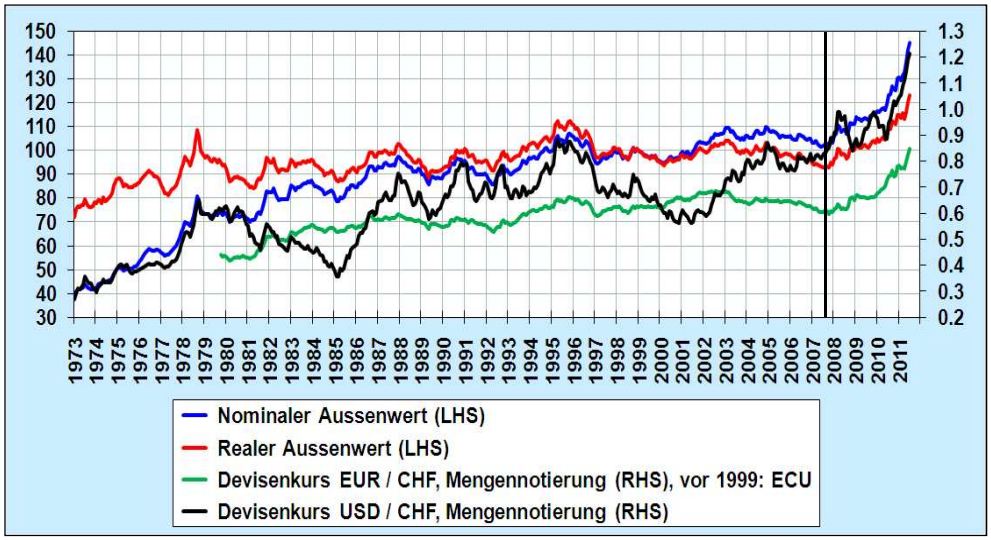
Seit dem Ende des Bretton-Woods-Systems und dem Übergang zu flexiblen Wechselkursen Anfang 1973 stiegen der Aussenwert sowie die bilateralen Devisenkurse des Schweizer Franken gegenüber dem US-Dollar und dem Euro trendmässig leicht an (vgl. Abbildung 1, Teil a)[6]. Diese Entwicklung verschärfte sich seit dem Ausbruch der Finanzkrise im Herbst 2007 erheblich. Der Wert des Schweizer Franken steigt in dieser Phase handelsgewichtet in nominaler Rechnung um über 35 % (real: 28 %) (vgl. Abbildung 1, Teil b, rechts von der vertikalen Linie). Die starke Aufwertung spiegelt sich auch in sämtlichen für Liechtenstein und die Schweiz wichtigen bilateralen Devisenkursen. Insbesondere die Werte der US-Währung und des Euros erreichen im Juli und August 2011 Tiefststände. Seit Herbst 2007 erfuhr der Franken gegenüber dem Euro eine nominale Aufwertung um gut 36 %. Gegenüber dem US-Dollar hat der Franken nominal um 34 % gewonnen. Die 17 Länder des Euro-Raums sind sowohl für die Schweiz als auch für das Fürstentum Liechtenstein die mit Abstand wichtigsten Handelspartner.

[6] Zur Berechnung des Aussenwerts des Schweizer Franken vgl. die Ausführungen im Anhang 1.

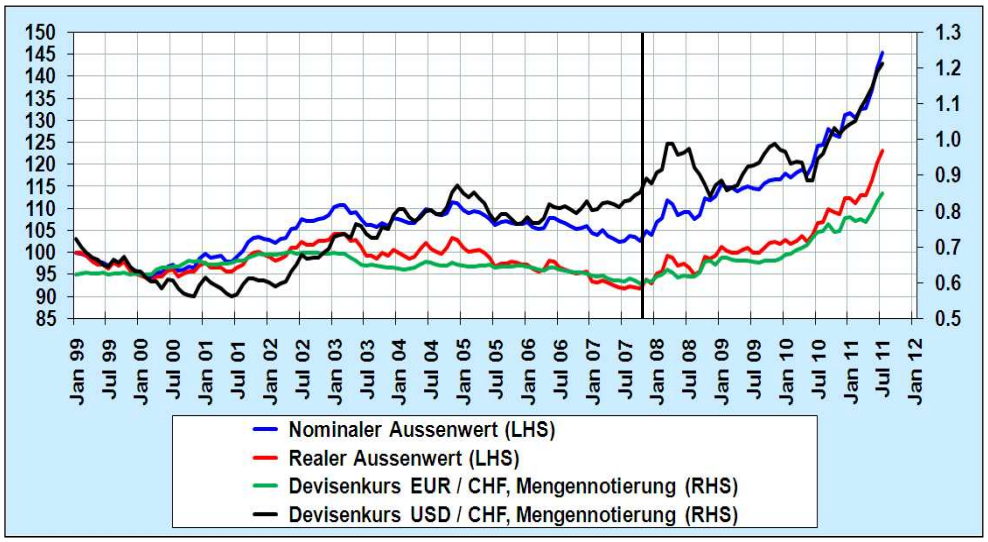
Abbildung 1

Bilaterale Devisenkurse und handelsgewichteter Aussenwert des Schweizer Frankens
Devisenkurse in Mengennotierung (RHS), Aussenwert: Index Jan 99=100 (LHS), Monatsmittel

(a) Zeitraum 1974 bis 2011



(b) Zeitraum 1999 bis 2011



Quelle: Schweizer Nationalbank (SNB).

Abbildung 2 zeigt, dass diese Aufwertung des Franken seit dem 2. Quartal 2009 mit einem Rückgang der Terms of Trade (ToT) einhergeht (vgl. Anhang 1). Die ToT messen den relativen Preis der Exporte (EXP) und Importe (IMP), hier ausgedrückt in heimischer Währung:

(1) $$ToT = \frac{EXP^{CH}}{IMP^{CH}} = \frac{EXP^{AUSL} ER(\frac{AUSL}{CHF})}{IMP^{CH}}.$$

EXP^{AUSL} bezeichnet den Preis der Exporte in ausländischer Währung, ER den nominalen Aussenwert des Franken. Dieser ist aus Sicht der heimischen Währung in Preisnotierung ausgedrückt. Vor dem Hintergrund steigender nominaler Wechselkurse ist die aktuelle Entwicklung der Schweizer ToT im zeitlichen und internationalen Vergleich ungewöhnlich (vgl. Obstfeld und Rogoff, 2000a, b). Anzunehmen wäre, dass ein Anstieg des Aussenwerts einer Währung die ToT des Landes verbessert. Diese Anpassung der Aussenhandelsposition kann als „Schokoladenseite" einer Währungsaufwertung bewertet werden, da hiervon alle Nachfrager von Importgütern potentiell profitieren[7].

Der historische Vergleich zeigt, dass die Schweizer ToT und der nominale Aussenwert in der Phase 2000 bis zum 2. Quartal 2009 weitgehend gleichgerichtet verlaufen. Die trendmässige nominale Aufwertung des Franken wird von einem Anstieg der ToT begleitet. Der Korrelationskoeffizient in Bezug auf die Veränderungen der beiden Preisindizes beträgt in diesem Zeitraum +0,4. Ab der Jahresmitte 2009 dreht sich der Zusammenhang jedoch um und der entsprechende Korrelationskoeffizient sinkt auf -0,7 ab. Abbildung 3 illustriert die Entwicklung der Schweizer Export- und Importpreise in heimischer Währung für den Zeitraum 2000 bis 2011. Es wird deutlich, dass der Rückgang der ToT seit dem 1. Quartal 2010 mit einem Einbruch der Exportpreise (Waren) einhergeht. Die Importpreise, gemessen als Mittelwertindex der Eidgenössischen Zollverwaltung (EZV), verhalten sich nach 2008 rezessionsbedingt sehr volatil, sind jedoch bis zum 2. Quartal 2011 insgesamt weniger stark gesunken als die Exportpreise.

In der Argumentation von Obstfeld und Rogoff (2000a, b) könnte das unorthodoxe Verhalten der ToT anzeigen, dass nach den Krisenjahren 2007/08 die Produzenten von Exportgütern im In- und Ausland vermehrt ihre Preise in der Währung des jeweiligen Importlandes festlegen. Damit gilt die Annahme des Local Currency Pricing (LCP). Die Margen der Produzenten schwanken bei diesem Preissetzungsverhalten mit dem nominalen Aussenwert. Da die Exportpreise der Liechtensteiner und Schweizer Produzenten – ausgedrückt in Franken – bei steigendem Aussenwert sinken, reduziert sich der Zähler der ToT-Gleichung. Die Frankenpreise der Importgüter und damit der Nenner der ToT-Gleichung bleiben hingegen trotz Aufwertung unverändert. Im Modell des LCP findet kein ERPT in Bezug auf die Importpreise

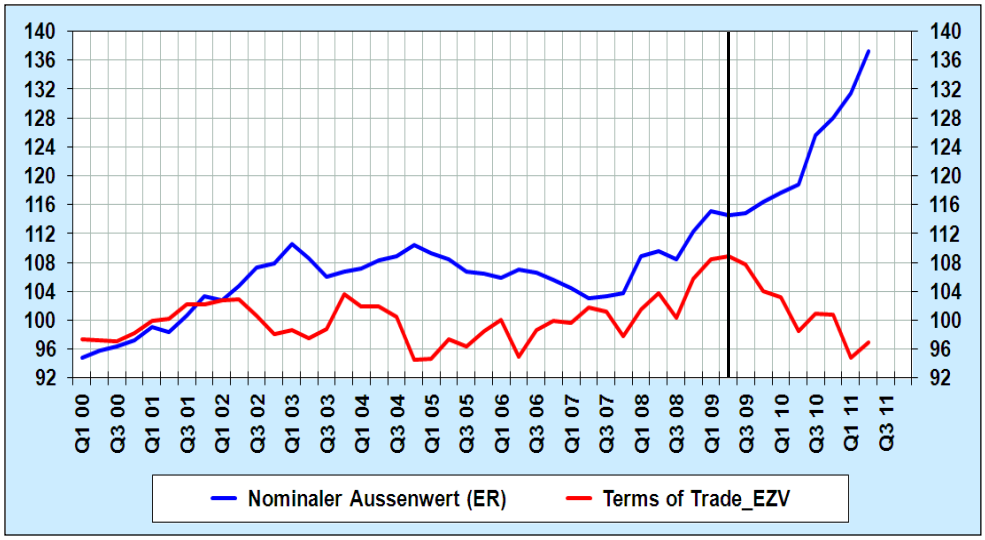
[7] Die Schattenseite einer Aufwertung der heimischen Währung ist demgegenüber in der verminderten preislichen Wettbewerbsfähigkeit der Exporteure zu suchen. Ihre Güter werden im Ausland teurer. Die nominale Aufwertung führt kurzfristig zu einer realen Aufwertung und damit potentiell zu einer Substitution ausländischer durch inländische Güter. Dadurch steigen die Importpreise in heimischer Währung wieder an, wohingegen die Exportpreise sinken.

statt. Insgesamt führt dies bei nominaler Aufwertung des Schweizer Franken zu sinkenden ToT.

Abbildung 2

Nominaler Aussenwert und Terms of Trade (Waren)

Aussenwert: Index Jan 1999=100, Terms of Trade: Vorjahresperiode = 100, Quartalswerte

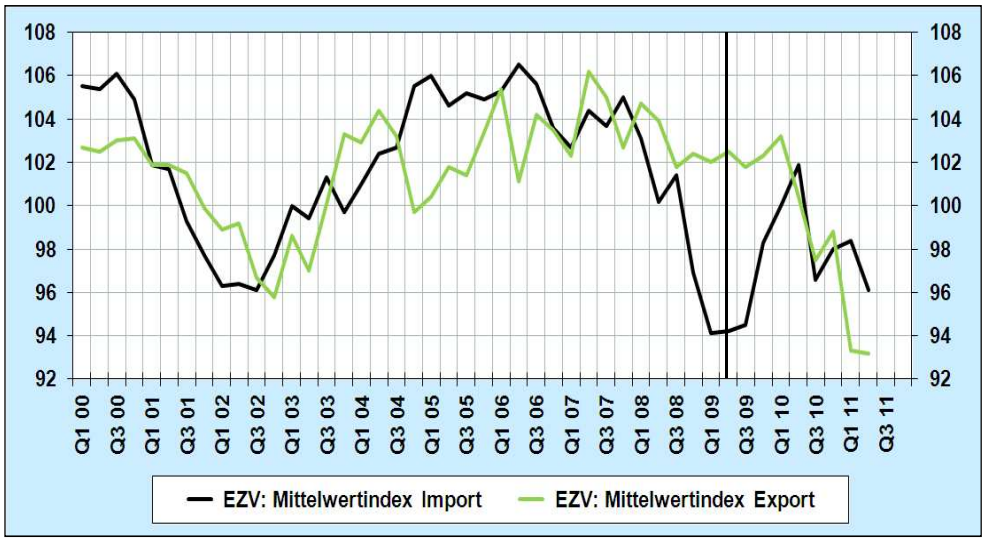


Quelle: EZV, SNB, eigene Berechnungen.

Abbildung 3

Import- und Exportpreise (Waren) in Schweizer Franken

Mittelwertindex Import und Export, Vorjahresperiode =100, Quartalswerte



Quelle: EZV.

5. Volatilität und Stationarität des realen Aussenwerts

Die Übertragung von Wechselkursschwankungen auf inländische Preise scheint sich international und seit einigen Quartalen zunehmend in der Schweiz sehr unvollständig und mit erheblicher zeitlicher Verzögerung zu vollziehen. Obstfeld und Rogoff (2000a) sprechen in diesem Zusammenhang vom „Kaufkraftparitäten-Puzzle", eine Bezeichnung, die sich wie folgt motiviert: Auf vollständig integrierten und perfekten Märkten gilt das Gesetz des einheitlichen Preises (Law of One Price, LOP) und herrscht gleichzeitig Kaufkraftparität (Purchasing Power Parity, PPP)[8]. Nominale Wechselkursschwankungen reflektieren sich in diesem Fall nicht auf den realen Wechselkurs einer Währung, sondern übertragen sich unmittelbar auf das inländische Preisniveau. Da bei Kaufkraftparität – zumindest nach einer entsprechenden Preisanpassungsphase – der CPI-ERPT vollständig ist, sollte der reale Aussenwert deutlich weniger volatil sein als der nominale Aussenwert. Dies lässt sich empirisch jedoch nicht beobachten.

5.1. Der statistische CPI-ERPT in der kurzen Frist

Aus einer einfachen Varianzkomponentenzerlegung lassen sich Aussagen über das Verhältnis der Volatilitäten des nominalen und realen Aussenwerts ableiten. Ausgangspunkt bildet der reale Aussenwert

(2) $$RER = ER(\frac{AUSL}{CHF})\frac{CPI}{CPI^*}$$

als Produkt aus nominalem Aussenwert (ER) – aus Sicht des Schweizer Franken ausgedrückt in Mengennotierung – und relativem Konsumentenpreisindex CPI/CPI^*, wobei CPI^* den Konsumentenpreisindex im Ausland bezeichnet. Die Volatilität wird anhand der Varianz (VAR) der ersten Differenz der logarithmierten Indizes gemessen. Die Varianz von RER setzt sich zusammen aus der Varianz von ER, der Varianz des relativen Preises CPI/CPI^* sowie deren Covarianz (COV) bzw. dem ERPT-Koeffizienten $\tilde{\beta}^{CPI}$:

[8] Der reale Aussenwert ist dann langfristig eins bzw. bleibt unverändert, je nachdem ob absolute bzw. relative Kaufkraftparität vorliegt. Das Balassa-Samuelson-Theorem liefert eine klassische Erklärung, wie sich Abweichungen von der Kaufkraftparität ergeben können. Es basiert auf der Annahme, dass gewisse Güter international nicht handelbar sind (vgl. Obstfeld und Rogoff, 1996).

(3) $$VAR(\Delta lnRER_t) = VAR(\Delta ln\frac{CPI_t}{CPI_t^*}) + VAR(\Delta lnER_t)(1 + 2\tilde{\beta}^{CPI})$$

$$\text{mit} \quad \tilde{\beta}^{CPI} = \frac{COV(\Delta ln\frac{CPI_t}{CPI_t^*}, \Delta lnER_t)}{VAR(\Delta lnER_t)}.$$

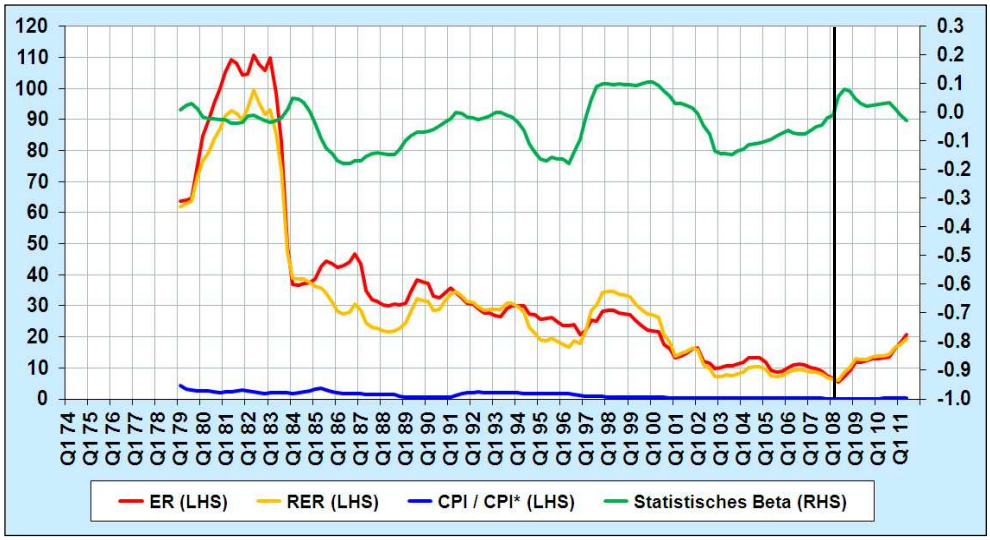
Je näher $\tilde{\beta}^{CPI}$ dem Wert -1 kommt, desto vollständiger und unverzögerter ist das CPI-ERPT. Die negative Korrelation von nominalem Aussenwert und relativem Preis senkt die Volatilität des realen Aussenwerts. Ergibt sich ein $\tilde{\beta}^{CPI}$ nahe Null, so weist dies auf einen geringen oder stark verzögerten CPI-ERPT hin. Mittelbar erlaubt der Vergleich der Volatilitäten der verschiedenen Indizes aus Gleichung (2) somit Rückschlüsse auf das CPI-ERPT. Folgen die Indizes unterschiedlichen Trends, so kann die Verwendung der Varianz als Volatilitätsmass zu Fehleinschätzungen führen. Deshalb kommt mit dem Mean Squared Error $MSE_t^i = (\sigma_t^i)^2 + (\mu_t^i)^2$ noch ein zweites Volatilitätsmass zur Anwendung (vgl. Engel, 1999). Der MSE_t^i entspricht der Summe aus Varianz und Quadrat des arithmetischem Mittels μ_t^i der jeweiligen Indizes. Im Zeitraum 1974 bis 2011 fällt die Varianz des nominalen gegenüber dem realen Aussenwert des Frankens mit 38,5 bzw. 31,5 etwas höher aus. Ersterer verfolgt jedoch einen steileren Trend, was die Volatilitätsdiskrepanz zwischen dem MSE_t^{ER} (46,5) und dem MSE_t^{RER} (32,9) vergrössert. Der statistische ERPT-Koeffizient $\tilde{\beta}^{CPI}$ von -0,16 zeigt einen geringen kurzfristigen Anpassungseffekt der relativen Preise an (vgl. Anhang 2). Werden rollende $\tilde{\beta}^{CPI}$ Koeffizienten über jeweils 20 Quartale bestimmt, so nehmen diese Werte zwischen -0,2 und +0,15 an. Abbildung 4 zeigt, wie sich die Volatilitäten sowie die rollenden Werte des statistischen ERPT-Koeffizienten im Untersuchungszeitraum entwickelt haben. Die Varianz des nominalen Aussenwerts liegt stets nur geringfügig über der des realen Aussenwerts[9]. In den Nachkrisenjahren nimmt $\tilde{\beta}^{CPI}$ positive Werte an.

[9] Bis Anfang der 1980er Jahre zeigen die rollenden Werte des MSE aufgrund des steileren Trends von ER eine deutlich höhere Volatilität des nominalen gegenüber dem realen Aussenwert an (vgl. Abbildung 4, Teil b).

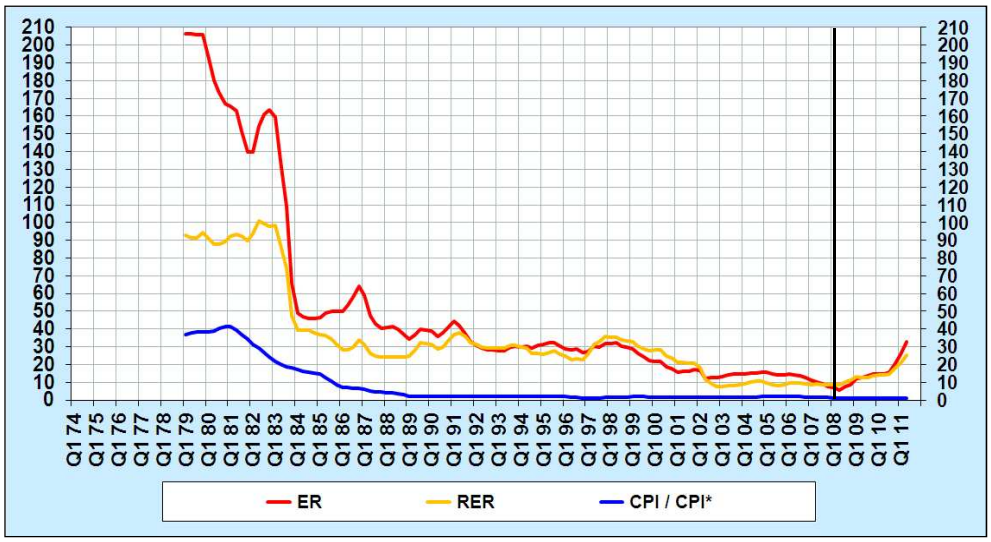
Abbildung 4

Volatilität: Aussenwert und relativer Konsumentenpreisindex
Rollende Werte über 20 Quartale, Quartalswerte[1]

(a) Varianz



(a) Mean Squared Error (MSE)



1 Basis der rollenden Werte bzgl. Varianz und MSE sind die Veränderungen gegenüber dem Vorjahresquartal. Der rollende Wert wird über 20 Quartale bzw. 5 Jahre gebildet. Auf den horizontalen Achsen der Abbildungen wird das jeweils letzte Quartal des rollenden Wertes angegeben.

Quelle: SNB, BFS, eigene Berechnungen.

Eine mögliche Erklärung für das geringe kurzfristige CPI-ERPT könnte darin bestehen, dass nicht alle im Konsumentenpreisindex erfassten Güter international gehandelt werden. Die

Preise nicht gehandelter Güter hängen weniger stark von Schwankungen des nominalen Aussenwerts ab. Der reale Aussenwert der handelbaren Güter

$$RER^T = ER\left(\frac{EUR}{CHF}\right)\frac{CPI^T}{CPI^{T,D}}. \quad (4)$$

entspricht dem Produkt aus nominalem Aussenwert des Franken gegenüber dem Euro $ER\,(EUR/CHF)$ multipliziert mit dem relativen Konsumentenpreisindex für handelbare Güter $CPI^T/CPI^{T,D}$. Letzterer wird aus der Handelsbeziehung Schweiz-Deutschland approximiert. Die Varianz von RER^T erweist sich im Vergleich zum nominalen Aussenwert als nur geringfügig tiefer (vgl. Anhang 2). Im Zeitraum 2006 bis 2011 errechnet sich ein entsprechender ERPT-Koeffizient in Höhe von -0,02.

5.2. Das CPI-ERPT in der langen Frist

Der geringe ERPT-Koeffizient $\tilde{\beta}^{CPI}$ kann anzeigen, dass sich relative Preise infolge nominaler Wechselkursschocks nur verzögert anpassen. Preisstarrheiten bauen sich dann erst sukzessive über längere Zeiträume ab, so dass der reale Wechselkurs nach einem nominalen Wechselkursschock langfristig auf sein ursprüngliches Niveau zurück konvergiert. Statistisch muss der RER damit die asymptotische Eigenschaft der Stationarität aufweisen, die durch entsprechende Tests abgeprüft werden kann. In der Literatur liegen ökonometrische Analysen für verschiedene Regionen und Zeiträume vor (vgl. Kim, 1990, Glen, 1992, Rogoff, 1996). In Bezug auf den realen Aussenwert des Schweizer Franken kann die Hypothese einer Unit Root im Zeitraum 1973 bis 2011 signifikant abgelehnt werden. Die Testergebnisse lassen sich im Sinne eines langfristig vollständigen CPI-ERPT mit einem $\beta^{CPI,LANG} = -1$ interpretieren. Dies gilt auch für den verkürzten Zeitraum bis 2007 (vgl. Anhang 3).

6. Wechselkursreagibilität importierter Güter und Dienstleistungen

In diesem Abschnitt wird der Fokus auf Übertragungseffekte im grenzüberschreitenden Handel (IMP-ERPT) gelegt. Chew et al. (2011) drücken den Importpreis in heimischer Währung

(5) $$IMP_t^{CHF} = \frac{(IMP_t^{AUSL})^{\gamma}}{ER_t^{\varepsilon}}$$

als Funktion des Preises der importierten Güter in ausländischer Währung IMP_t^{AUSL} und des nominalen Aussenwerts $ER = ER(AUSL/CHF)$ aus, wobei die Exponenten γ und ε den Einfluss weiterer Faktoren abbilden. Der Preis der Importgüter in ausländischer Währung $lnIMP_t^{AUSL} = lnMC_t^{AUSL} + lnMKUP_t^{GH}$ setzt sich aus den Herstellungskosten im Ausland $lnMC_t^{AUSL}$ sowie einem Preisaufschlag $lnMKUP_t^{GH}$ zusammen. Nach Logarithmierung ergibt sich aus (5)

(6) $$lnIMP_t^{CHF} = \beta^{IMP} \ln ER_t + \gamma(lnMC_t^{AUSL} + lnMKUP_t^{GH}) \quad \text{mit } \varepsilon = -\beta^{IMP},$$

wobei der Koeffizient β^{IMP} die Preiselastizität importierter Güter in Bezug auf Wechselkursvariationen bezeichnet (vgl. Chew et al., 2011). Gilt das Gesetz des einheitlichen Preises (LOP) für alle Importgüter, so entspricht $\gamma = 1$ und $\varepsilon = 1$. In diesem Fall ergibt sich der Importpreis in heimischer Währung als Quotient aus IMP_t^{AUSL} und $ER = ER(AUSL/CHF)$. Der Koeffizient β^{IMP} nimmt damit den Wert -1 an, was einem vollständigen IMP-ERPT entspricht. Bei Abweichungen vom LOP entfernen sich die Werte der Exponenten γ und ε von 1[10].

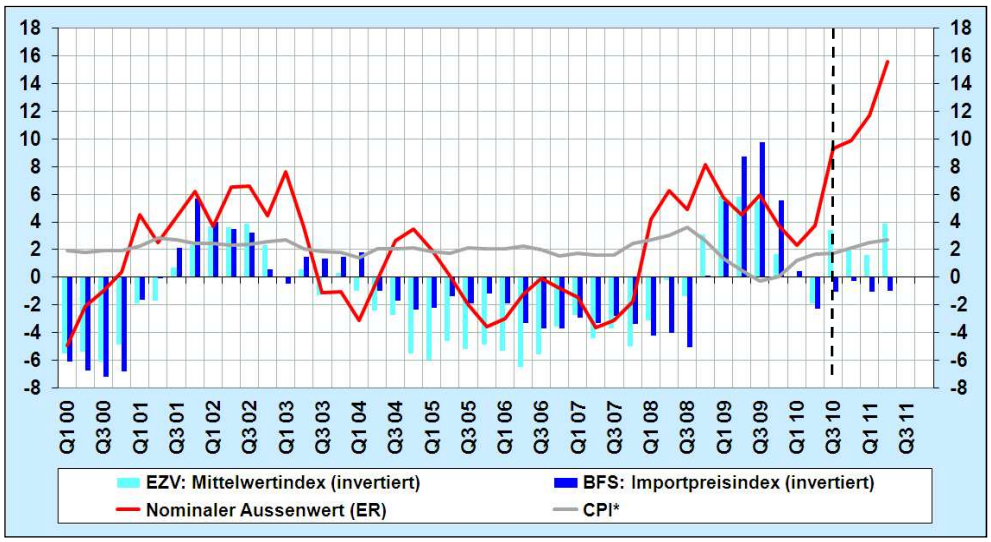
Abbildung 5 stellt den Zuwachs des Importpreisindex $\Delta lnIMP_t^{CHF}$ der Entwicklung des nominalen Aussenwerts des Franken $\Delta \ln ER_t$ sowie der Herstellungskosten der importierten Güter im Ausland $\Delta lnMC_t^{AUSL}$ gegenüber. Abgetragen sind die Zuwächse über vier Quartale. Die Importpreisentwicklung in heimischer Währung wird anhand des Importpreisindex (BFS) als dunkler Balken sowie des Mittelwertindex (EZV) als heller Balken operationalisiert (vgl. Anhang 1). Sie ist jeweils invertiert ausgewiesen, d.h. nominale Importpreisrückgänge sind positiv durch einen Balken nach oben dargestellt. Die Entwicklung der Herstellungskosten in ausländischer Währung wird anhand des Verbraucherpreisindex operationalisiert, dessen approximierte Jahreswachstumsrate entspricht in Abbildung 5 der grauen Linie. Wird die Importpreisdynamik um diese bereinigt, so ergeben sich die grünen Säulen in Abbildung 6. Die rote Linie zeigt den Zuwachs des nominalen Aussenwerts des Schweizer Frankens. In Aufwertungsphasen verläuft sie oberhalb, in Abwertungsphasen unterhalb der Null-Linie.

[10] Für $\beta^{IMP} = 1$ gilt die Annahme des Producer Currency Pricing (PCP). Für $\beta^{IMP} = 0$ gilt die Annahme des Local Currency Pricing (LCP) und Preisanpassungen in Folge von nominalen Wechselkursschwankungen bleiben aus (vgl. Campa und Goldberg, 2005).

Abbildung 5

Importpreisentwicklung, nominaler Aussenwert und Teuerung im Ausland

Veränderungen gegenüber dem Vorjahresquartal, in Prozent

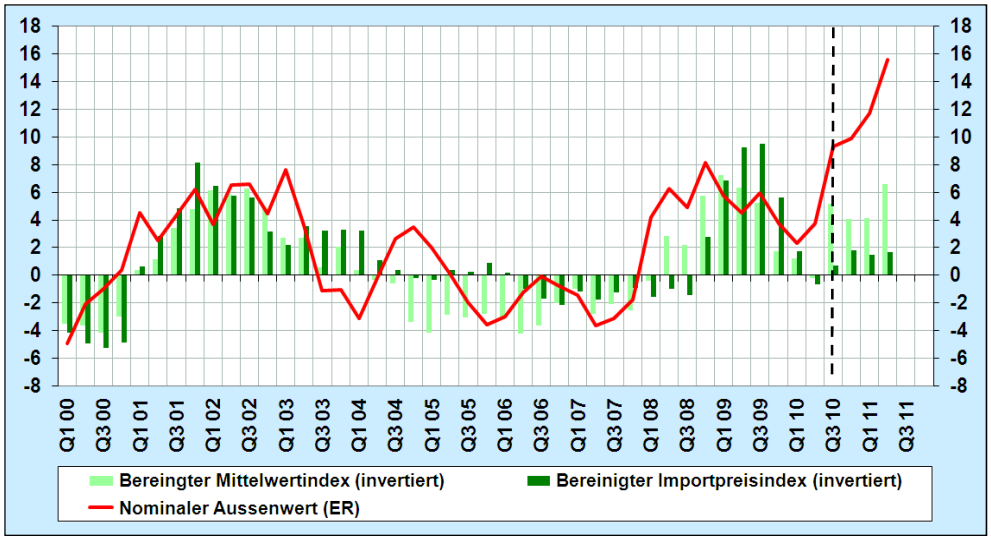


Quelle: EZV, BFS, SNB, eigene Berechnungen.

Abbildung 6

Bereinigte Importpreisentwicklung und nominaler Aussenwert

Veränderungen gegenüber dem Vorjahresquartal, in Prozent



Quelle: EZV, BFS, SNB, eigene Berechnungen.

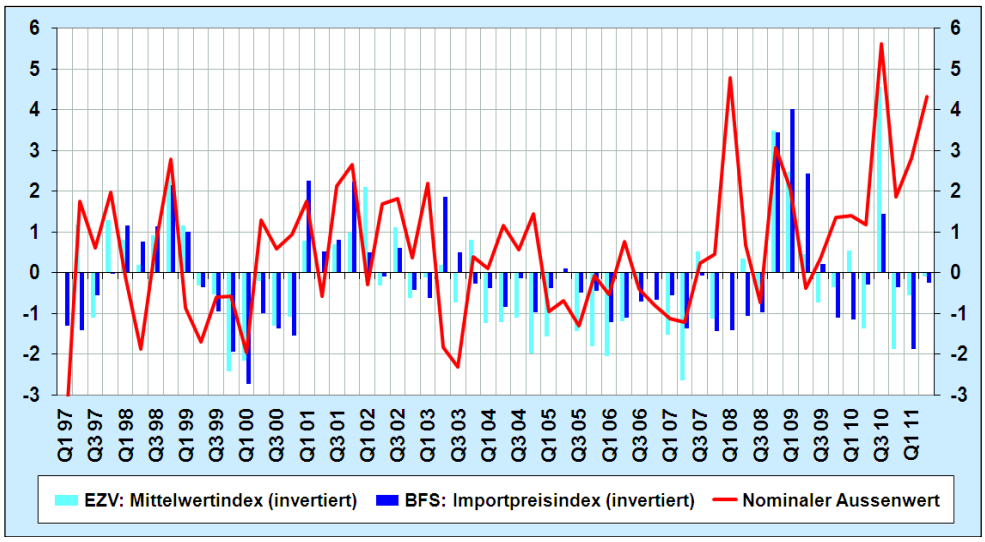
Grundsätzlich zeigen die Abbildungen 5 bzw. 6 einen gewissen Gleichlauf der Wechselkurs- und Importpreisveränderungen im Frankenraum. Deutlich wird jedoch auch, dass sich der Zusammenhang von $\Delta ln\, ER_t$ und $\Delta lnIMP_t^{CHF}$ in den letzten Jahren verändert hat:

- Die Abwertungsphasen des Franken, die sich über das Jahr 2000 sowie den Zeitraum 2003 bis 2007 erstrecken, gingen mit Importpreiszuwächsen in vergleichbarer Grössenordnung einher.
- Über die Jahre 2001 bis 2003 gewinnt der Franken an Wert. Der Vorjahreszuwachs des nominalen Aussenwerts liegt zwischen 4 % und 8 %. Parallel gehen in 8 Quartalen die Preise für Importgüter bis zu 6 % zurück. Ende 2007 setzt eine zweite Aufwertungsphase ein. Nach einer gewissen Verzögerung sind auch hier Preisrückgänge zu beobachten. Diese fallen mit bis zu 10 % im Rezessionsjahr 2009 deutlich höher aus als die Zunahme des Aussenwertes und sind vor allem durch den massiven Konjunktureinbruch zu erklären.
- Ab dem Jahr 2010 verschärft sich der Aufwertungsdruck auf den Franken erheblich, der Quartalsanstieg nimmt Werte von bis zu 16 % an (vgl. Abbildung 5, rechts von der gestrichelten vertikalen Linie). Gleichzeitig nehmen die Importpreise (gemäss Importpreisindex vom BFS) leicht um ca. 1 % gegenüber dem Vorjahresquartal zu. Der Mittelwertindex der Eidgenössischen Zollverwaltung zeigt in 2010 und 2011 Preisrückgänge von bis zu 4 % im 2. Quartal 2011 (vgl. Abbildung 5).
- Die kurzfristige Dynamik – gemessen als Zuwachs gegenüber dem jeweiligen Vorquartal – macht die Veränderung der Preisreagibilität nach 2007 noch etwas deutlicher (vgl. Abbildung 7). Der nominale Aussenwert steigt ab dem 3. Quartal 2007 – abgesehen vom 3. Quartal 2008 und 2. Quartal 2009 – kontinuierlich in 14 Quartalen an. Der Importpreisindex zeigt in 5 Quartalen Preisrückgänge und in 11 Quartalen Preisanstiege.
- Die Wechselkursreagibilitäten unterscheiden sich dabei erheblich zwischen den einzelnen Warengruppen. Abbildung 8 zeigt die im 2. Quartal 2011 beobachteten Importpreisveränderungen in zwölf Warengruppen. Im Segment „11: Präzisionsinstrumente, Uhren und Bijouterie“ wurden Preisreduktionen von über 20 % gewährt. Diese liegen über dem im selben Quartal verzeichneten Anstieg des nominalen Aussenwertes von 15,6 %. Den geringsten Preisrückgang mit 1 % weist die Warengruppe „6: Chemikalien und verwandte Erzeugnisse“ auf. Die Importpreise der Warengruppe „2: Energieträger“ sind dagegen um über 15 % angestiegen.

Abbildung 7

Importpreise und nominaler Aussenwert

Veränderungen gegenüber dem Vorquartal, saisonbereinigt, in Prozent

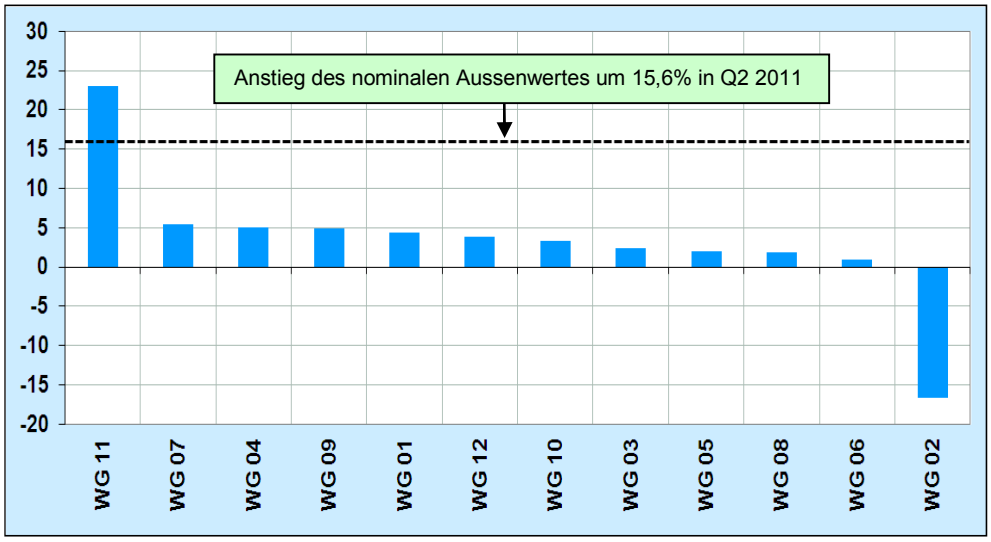


Quelle: BFS, EZV, SNB, eigene Berechnungen.

Abbildung 8

Mittelwertindex Import und nominaler Aussenwert: 2. Quartal 2011

Warengruppen 01-12, Veränderungen gegenüber dem Vorjahresquartal, in Prozent



01: Land- und forstwirtschaftliche Produkte, Fischerei (7,3%); 02: Energieträger (7,3%); 03: Textilien, Bekleidung, Schuhe (5,1%); 04: Papier, Papierwaren und Grafische Erzeugnisse (2,9%); 05: Leder, Kautschuk, Kunststoffe (3,6%); 06: Chemikalien und verwandte Erzeugnisse (21,7%); 07: Steine und Erden (1,7%); 08: Metalle (8,3%); 09: Maschinen, Apparate, Elektronik (18,1%); 10: Fahrzeuge (9,5%); 11: Präzisionsinstrumente, Uhren und Bijouterie (10,7%); 12: Wohnungseinrichtungen, Spielzeuge usw. (3%); in Klammern stehen jeweils die prozentualen Anteile an den Warenimporten insgesamt (Total 1) in 2010.

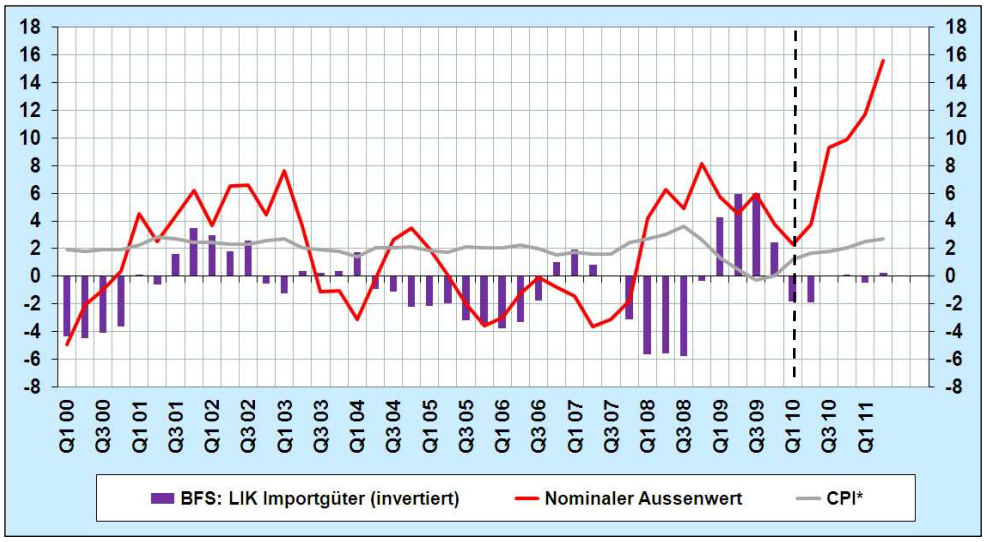
Quelle: EZV, BFS, SNB, eigene Berechnungen.

- Abbildung 9 illustriert die Preisveränderungen für importierte Güter und Dienstleistungen auf Konsumentenstufe. Herangezogen wird der Landesindex der Konsumentenpreise für Importgüter (LIK Importgüter). Die Konsumpreise für importierte Güter unterscheiden sich von den Importpreisen an der Grenze u.a. durch Vertriebskosten im Inland oder die Margen der Detailhändler. Der Teilindex der importierten Konsumgüter ist über den gesamten Untersuchungszeitraum wenig volatil. In den sechs Quartalen ab 2010 divergieren die Vorjahreswachstumsraten des nominalen Aussenwerts und des LIK Imports drastisch.

Abbildung 9

LIK Importgüter, nominaler Aussenwert und Teuerung im Ausland

Veränderungen gegenüber dem Vorjahresquartal, in Prozent



Quelle: BFS, SNB, eigene Berechnungen.

6.1. Kurz- und mittelfristiges IMP-ERPT und CPIIMP-ERPT

Campa und Goldberg (2005) sowie Campa et al. (2005) schlagen vor, kurz- und mittelfristige IMP-ERPT-Koeffizienten mit folgendem Modell zu schätzen:

(7)
$$\Delta lnIMP_t^{CHF} = \alpha^{IMP} + \sum_{i=0}^{4} \beta_{t-i}^{IMP} \Delta lnER_t + \sum_{i=0}^{4} \gamma_{t-i}^{IMP} \Delta lnMC_t^{AUSL} + \varphi^{IMP} \Delta lnBIP_t + u_t^{IMP}.$$

Die Veränderung des Importpreises im Zeitpunkt t wird dabei durch die Veränderungen des nominalen Aussenwertes $\Delta lnER_t$ sowie der Herstellungskosten im Ausland $\Delta lnMC_t^{AUSL}$ zum Zeitpunkt t und den jeweiligen Veränderungen der vier vergangenen Quartale erklärt. Darüber hinaus geht das Bruttoinlandprodukt BIP als Kontrollvariable $\Delta lnBIP_t$ in die Schätzung ein. Der kurzfristige Übertragungseffekt ergibt sich aus dem Schätzkoeffizient $\beta_t^{IMP,KURZ}$. Der mittelfristige IMP-ERPT entspricht der Summe der geschätzten Koeffizienten für den nominalen Aussenwert, d.h. $\sum_{i=0}^{4} \beta_{t-i}^{IMP} = \beta^{IMP,MITTEL}$. In analoger Weise werden die kurz- und mittelfristigen ERPT-Koeffizienten für die importierten Güter auf Ebene des Verbraucherpreisindex (CPIIMP) und für den inländischen Verbraucherpreisindex insgesamt (CPI) ermittelt:

(8) $$\Delta lnCPIIMP_t^{CHF} = \alpha^{CPIIMP} + \sum_{i=0}^{4} \beta_{t-i}^{CPIIMP} \Delta lnER_t + \sum_{i=0}^{4} \gamma_{t-i}^{CPIIMP} \Delta lnMC_t^{AUSL} + \varphi^{CPIIMP} \Delta lnBIP_t + u_t^{CPIIMP}$$

(9) $$\Delta lnCPI_t^{CHF} = \alpha^{CPI} + \sum_{i=0}^{4} \beta_{t-i}^{CPI} \Delta lnER_t + \sum_{i=0}^{4} \gamma_{t-i}^{CPI} \Delta lnMC_t^{AUSL} + \varphi^{CPI} \Delta lnBIP_t + u_t^{CPI}.$$

Die Ergebnisse der Schätzungen (7) bis (9) sind in Anhang 4 ausgewiesen. Im Untersuchungszeitraum 1980 bis 2007 wird ein kurzfristiger IMP-ERPT Koeffizient von -0,19 geschätzt. Der kurzfristige Übertragungseffekt in Bezug auf die importierten Güter auf Konsumentenstufe ist mit -0,12 etwas geringer. Werden die Krisenjahre nach 2007 in der Schätzung berücksichtigt, sinkt das IMP-ERPT leicht auf -0,15 und das CPIIMP-ERPT auf -0,1 ab. Der Konsumentenpreisindex insgesamt reagiert kurzfristig nicht auf Wechselkursschwankungen, der CPI-ERPT Koeffizient ist für beide Untersuchungszeiträume klein und statistisch nicht signifikant. Mittelfristig, d.h. wenn Anpassungszeiten von bis zu vier Quartalen zugelassen werden, steigt der ERPT an. Dies gilt insbesondere in Bezug auf die Importgüter im grenzüberschreitenden Handel. Der Koeffizient $\beta^{IMP,MITTEL}$ beträgt im kurzen Zeitraum -0,46. Die importierten Güter auf Konsumentenstufe reagieren mittelfristig mit einem CPIIMP-ERPT Koeffizienten von -0,2. Werden wiederum die Quartale nach 2007 in der Schätzung berücksichtigt, so sinkt das IMP-ERPT leicht auf -0,37 und das CPIIMP-ERPT auf -0,14 ab. Statistisch lässt sich auch mittelfristig kein signifikanter Effekt der Wechselkursschwankungen auf den CPI nachweisen.

6.2. Absorptionsanteile des grenzüberschreitenden und inländischen Handels

Die ökonometrischen Schätzungen zeigen, dass Veränderungen des Aussenwerts kurz- und mittelfristig nur geringe Preisanpassungen in Bezug auf importierte Güter nach sich ziehen. Auf- oder Abwertungsschocks werden demnach teilweise im Handel absorbiert. Die Absorption von Wechselkursschwankungen kann sowohl im grenzüberschreitenden als auch im inländischen Handel, wozu der Detailhandel zählt, erfolgen. Aus den ERPT-Koeffizienten kann ermittelt werden, wo in der Vertriebskette zwischen ausländischen Produzenten und den inländischen Konsumenten Kursschwankungen absorbiert werden. Ausgangspunkt der hierzu verwendeten Varianzkomponentenzerlegung bildet folgende Identität (vgl. Astrubali et al., 1996):

$$ER_t = \frac{ER_t}{IMP_t^{CHF}} \frac{IMP_t^{CHF}}{CPIIMP_t^{CHF}} CPIIMP_t^{CHF}. \tag{10}$$

Durch Logarithmierung, dem Bilden erster Differenzen, der Multiplikation mit $\Delta lnER_t$ sowie der Verwendung von Erwartungswerten ergibt sich

$$\begin{aligned} E(\Delta lnER_t^2) = E(\Delta lnER_t^2) &+ E\left(\Delta lnIMP_t^{CHF} \Delta lnER_t\right) \\ &- E\left((\Delta lnIMP_t^{CHF} - \Delta lnCPIIMP_t^{CHF}) \Delta lnER_t\right) \\ &- E\left(\Delta lnCPIIMP_t^{CHF} \Delta lnER_t\right) \end{aligned}$$

Dieser Ausdruck lässt sich in Abhängigkeit von Varianzen (VAR) und Kovarianzen (COV) umformulieren:

$$1 = \underbrace{1 + \frac{COV\left(\Delta lnIMP_t^{CHF}, \Delta \ln ER_t\right)}{VAR\left(\Delta \ln ER_t\right)}}_{1+\widetilde{\beta}_t^{IMP}} - \frac{COV\left(\left(\Delta \ln IMP_t - \Delta lnCPIIMP_t^{CHF}\right), \Delta \ln ER_t\right)}{VAR\left(\Delta \ln ER_t\right)} - \underbrace{\frac{COV\left(\Delta lnCPIIMP_t^{CHF}, \Delta \ln ER_t\right)}{VAR\left(\Delta \ln ER_t\right)}}_{\widetilde{\beta}_t^{CPIIMP}}$$

Die Koeffizienten $\tilde{\beta}_t^{IMP}$ und $\tilde{\beta}_t^{CPIIMP}$ stellen einfache OLS-Schätzer bzw. statistische ERPT-Koeffizienten dar[11]. Aus ihnen leiten sich die prozentualen Absorptionsanteile ab. So werden im grenzüberschreitenden Handel $\theta_t^{GH} = \left(1 + \tilde{\beta}_t^{IMP}\right) 100$ Prozent der Wechselkursschocks aufgefangen. Der nicht vom Handel absorbierte Anteil der Wechselkursschocks, der sich auf die Konsumentenpreise reflektiert, entspricht $\theta_t^{KP} = \left(-\tilde{\beta}_t^{CPIIMP}\right)100$. Der Absorptionsanteil des Binnenhandels ergibt sich damit residual als $\theta_t^{BH} = \left(-\tilde{\beta}_t^{IMP} + \tilde{\beta}_t^{CPIIMP}\right)100$ bzw. als $\theta_t^{BH} = 100 - \theta_t^{GH} - \theta_t^{KP}$. Wie sich dieser auf die inländischen Akteure – z.B. die Gross- oder Detailhändler – aufteilt, kann nicht bestimmt werden, da die Weiterverkaufspreise der Importeure in die Berechnung nicht eingehen. Darüber hinaus ist bei der Interpretation der Ergebnisse zu berücksichtigen, dass die ausgewiesenen Importpreise des Bundesamt für Statistik (BFS) nicht durchgängig Einstandspreise darstellen (vgl. Anhang 1, Importpreisindex).

Die in Tabelle 1 ausgewiesenen Absorptionsanteile wurden anstelle der OLS-Schätzer auf Basis der ERPT-Koeffizienten aus Abschnitt 6-1 errechnet. Plausibilitätsüberlegungen rechtfertigen dieses Vorgehen. Im Zeitraum 1980 bis 2007 reflektieren sich im Frankenraum kurzfristig knapp 12 % der Wechselkursschocks auf den inländischen Konsumentenpreisindex für importierte Güter. 88 % der Wechselkursveränderungen kommen im Untersuchungszeitraum also nicht beim Konsumenten an. Von diesen verbleiben gut 81 % im grenzüberschreitenden Handel, nur knapp 7 % werden durch den inländischen Handel geschluckt (vgl. Tabelle 1, Teil a). In der mittleren Frist reflektieren sich fast 20 % der Wechselkursveränderungen auf die Konsumentenpreise für importierte Güter. Die verbleibenden 80 % verteilen sich mit 54 bzw. 27 Prozentpunkten auf den grenzüberschreitenden Handel bzw. die Ebene des Binnenhandels. Im verlängerten Untersuchungszeitraum1980 bis 2011 fallen sowohl die kurz- als auch die mittelfristigen Absorptionsanteile des Handels insgesamt höher aus. Es reflektieren sich kurzfristig nur noch 10,1 % und mittelfristig 14,4 % auf die Konsumentenpreise importierter Güter (vgl. Tabelle 1, Teil b). Die Absorption im Binnenhandel geht jedoch leicht auf 5 % bzw. 22 % zurück. Gleichzeitig erhöhen sich die Absorptionsanteile im grenzüberschreitenden Handel auf knapp 85 % in der kurzen und gut 63 % in der mittleren Frist.

[11] Vgl. hierzu Campa et al (2005).

Tabelle 1

Absorptionsbeiträge nach Handelsebenen

(a) Kurzfristig

Handelsebenen		**1980: Q1 – 2011: Q2**		**1980: Q1 – 2007: Q3**	
		Absorption	**Reflektion**	**Absorption**	**Reflektion**
Grenzüberschreitender Handel	$\theta^{GH} = (1 + \beta^{IMP,KURZ})*100$	84,6 %		81,5 %	
Binnenhandel	$\theta^{BH} = 100 - \theta^{GH} - \theta^{KP}$	5,3 %		6,8 %	
Konsumenten	$\theta^{KP} = -\beta^{CPIIMP,KURZ}*100$		**10,1 %**		**11,7 %**
Summe Absorption + Reflektion		100 %		100 %	

(b) Mittelfristig

Handelsebenen		**1980: Q1 – 2011: Q2**		**1980: Q1 – 2007: Q3**	
		Absorption	**Reflektion**	**Absorption**	**Reflektion**
Grenzüberschreitender Handel	$\theta^{GH} = (1 + \beta^{IMP,MITTEL})*100$	63,2 %		53,6 %	
Binnenhandel	$\theta^{BH} = 100 - \theta^{GH} - \theta^{KP}$	22,4 %		27,2 %	
Konsumenten	$\theta^{KP} = -\beta^{CPIIMP,MITTEL}*100$		**14,4 %**		**19,2 %**
Summe Absorption + Reflektion		100 %		100 %	

6.3. Langfristiges IMP-ERPT und CPIIMP-ERPT

Ein langfristig vollständiger IMP-ERPT wird durch einen Koeffizienten $\beta^{IMP,LANG} = -1$ angezeigt. Beim Anstieg des nominalen Aussenwerts um ein Prozent sinkt ceteris paribus und nach Ablauf einer entsprechend langen Anpassungszeit der Importpreisindex um ebenfalls ein Prozent. Der reale Aussenwert ist in der langen Frist damit unabhängig vom nominalen Aussenwert. Um zu ermitteln, ob der langfristige IMP-ERPT Koeffizient $\beta^{IMP,LANG}$ tatsächlich den Wert -1 annimmt, wird eine Kointegrationsuntersuchung nach Engle und Granger (1987) durchgeführt. Engle und Granger (1987) zeigen, dass die Linearkombination

zweier nicht-stationärer Zeitreihen ebenfalls nicht-stationär ist[12], es sei denn, sie sind kointegriert. In diesem Fall weist die Linearkombination der Variablen einen niedrigeren Integrationsgrad auf. Dieser Zusammenhang kann auch auf die Langfristbeziehung zwischen $lnIMP_t^{CHF}$ und $lnER_t$ angewendet werden. Die entsprechende Linearkombination ist für $\Phi = -1$ gegeben durch

(11) $$lnIMP_t^{CHF} - \Phi lnER_t = lnIMP_t^{CHF} + lnER_t.$$

Kann die Hypothese, wonach $lnIMP_t^{CHF}$ und $lnER_t$ I(1)-Variablen darstellen, nicht signifikant abgelehnt werden und ist die Linearkombination beider Variablen stationär, d.h. eine I(0)-Variable, so sind die beiden Zeitreihen mit einem Koeffizienten von $\Phi = -1$ kointegriert (vgl. Kirchgässner und Wolters, 2006). Das langfristige ERPT ist in diesem Fall vollständig und der IMP-ERPT Koeffizient wird zu $\beta^{IMP,LANG} = -1$. In Anhang 5 sind die Ergebnisse der Unit Root Tests für die Variablen $lnIMP_t^{CHF}$ und $ln\,ER_t$ sowie für deren Summe ausgewiesen. Im Untersuchungszeitraum 1973 bis 2007 kann die Unit-Root-Hypothese für $lnIMP_t^{CHF}$ und $lnER_t$ nicht abgelehnt werden. Die Linearkombination der beiden Zeitreihen ist jedoch stationär. In der langen Frist übertragen sich nominale Wechselkursschocks damit vollständig auf die Preise importierter Güter im grenzüberschreitenden Handel. Die entsprechende Halbwertszeit beträgt gut 14 Quartale (vgl. Anhang 5). Hiernach verstreichen nach einem Wechselkursschock statistisch 3,5 Jahre, bis sich die Importpreise in heimischer Währung soweit angepasst haben, dass die Lücke zwischen dem ursprünglichen und dem langfristigen Wert zur Hälfte geschlossen ist. Für den Zeitraum 1973 bis 2011 kann die Unit-Root-Hypothese in Bezug auf die Zeitreihe $lnIMP_t^{CHF}$ signifikant abgelehnt werden. Die Kointegrationsbeziehung zwischen $lnIMP_t^{CHF}$ und $lnER_t$ ist also in den Jahren nach 2007 abgebrochen.

Die gleiche Untersuchung wird auch in Bezug auf die Preise importierter Güter und Dienstleistungen auf Konsumentenstufe (CPIIMP-ERPT) durchgeführt. In Gleichung (11) werden hierfür die Variable $lnIMP_t^{CHF}$ durch die Variable $lnCPIIMP_t^{CHF}$ ersetzt. Die Linearkombination wird zu $lnCPIIMP_t^{CHF} + lnER_t$. Die Ergebnisse der Unit Root Tests finden sich wiederum in Anhang 5. Im Untersuchungszeitraum 1973 bis 2007 kann die Unit-Root-Hypothese für $lnCPIIMP_t^{CHF}$ nicht signifikant abgelehnt werden. Die Summe aus

[12] Nach Engle und Granger (1987, S. 253) gilt folgender Zusammenhang: "If x(t) and y(t) are both I(d), then it is generally true that the linear combination z(t) = x(t) - Øy(t) will also be I(d)."

$lnCPIIMP_t^{CHF}$ und $lnER_t$ ist stationär, so dass sich auch hier ein Koeffizient $\beta^{CPIIMP,LANG} = -1$ ergibt. Bei den importierten Gütern findet nicht nur im grenzüberschreitenden Handel sondern auch auf der Konsumentenstufe langfristig ein vollständiger ERPT statt. Die Halbwertszeit beträgt gut 9,7 Quartale (vgl. Anhang 5). Im Gegensatz zum grenzüberschreitenden Handel bleibt auf Konsumentenstufe die Kointegrationsbeziehung auch im verlängerten Zeitraum bis 2011 bestehen. Die Halbwertszeit verlängert sich auf 11,6 Quartale.

7. Zusammenfassung

Seit Ausbruch der Finanzkrise im Herbst 2007 ist der Aussenwert des Schweizer Franken stark angestiegen. Es wäre zu erwarten, dass die Nachfrager von importierten Gütern und Dienstleistungen hiervon profitieren. Die Preisstatistiken für den Frankenraum zeigen jedoch, dass die Aufwertung seit dem 2. Quartal 2009 mit einem Rückgang der Terms of Trade (ToT) einhergeht. Dies ist im historischen und internationalen Vergleich ungewöhnlich und bringt den Frankenraum um die Vorzüge der Währungsaufwertung. Gleichzeitig deutet diese Beobachtung auf eine geringe Wechselkursreagibilität der Importpreise. Im Rahmen der vorliegenden Untersuchung wird der Exchange Rate Pass-Through (ERPT) im Frankenraum in der kurzen, mittleren und langen Frist in Bezug auf Importpreise (IMP-ERPT), Konsumentenpreise für importierter Güter (CPIIMP-ERPT) sowie den gesamten Konsumgüterpreisindex (CPI-ERPT) explizit untersucht. Bei der Schätzung der kurz- und mittelfristigen Zusammenhänge kommt ein von Campa und Goldberg (2005) vorgeschlagener Ansatz zur Anwendung. Zur Quantifizierung der Übertragungseffekte in der langen Frist werden Kointegrationsmethoden angewendet.

Die Resultate der empirischen Untersuchungen sind in Tabelle 2 zusammengefasst. Insgesamt zeigt sich, dass der ERPT in der mittleren und langen Frist erheblich ausgeprägter ist als in der kurzen Frist. Dazu kommt, dass der Untersuchungszeitraum, der insgesamt die Jahre 1974 bis 2011 umfasst, in 2007 einen Bruch aufweist, der einen rückläufigen ERPT anzeigt. Dies könnte darauf deuten, dass die ausländischen Produzenten ihre Preise zunehmend in der eigenen Währung festlegen. Im System des Local Currency Pricing (LCP) nutzen die internationalen Hersteller den Anstieg des Aussenwerts des Schweizer Franken, um die Einstandspreise in ihrer Währung anzuheben. Dies gilt insbesondere in Bezug auf Markenwaren. Im Untersuchungszeitraum 1980 bis 2007 wird ein kurzfristiger IMP-ERPT Koeffizient von -

0,19 geschätzt. Der kurzfristige Übertragungseffekt in Bezug auf die importierten Güter auf Konsumentenstufe ist mit -0,12 etwas geringer. Werden die Krisenjahre nach 2007 in der Schätzung berücksichtigt, gehen die Koeffizienten dem Betrag nach zurück. Die CPI-ERPT Koeffizienten sind für beide Untersuchungszeiträume klein und statistisch nicht signifikant.

Tabelle 2

Zusammenfassende Darstellung der Ergebnisse

ERPT Ebenen		Ergebnisse					
		β^{KURZ}		β^{MITTEL}		β^{LANG}	
		1980 - 2007	1980 - 2011	1980 - 2007	1980 - 2011	1980 - 2007	1980 - 2011
Grenzüberschreitender Handel	IMP-ERPT	-0.19	-0.15	-0.46	-0.37	-1	keine Kointegration
	Halbwertszeit (in Quartale)					20	
Konsumgüter Import	CPIIMP-ERPT	-0.12	-0.10	-0.19	-0.14	-1	-1
	Halbwertszeit (in Quartale)					20	29
Konsumgüter	CPI-ERPT	-0.02 nicht signifikant	-0.03 nicht signifikant	-0.04 nicht signifikant	-0.05 nicht signifikant		

Werden Anpassungszeiten von bis zu vier Quartalen zugelassen, steigt der ERPT an. Dies gilt insbesondere für den grenzüberschreitenden Handel. Der Koeffizient beträgt im kurzen Zeitraum -0,46. Die importierten Güter auf Konsumentenstufe reagieren mittelfristig mit einem CPIIMP-ERPT Koeffizienten von -0,2. Im Zeitraum 1980 bis 2011 nimmt das ERPT wiederum leicht ab. Statistisch lässt sich auch mittelfristig kein signifikanter Effekt der Wechselkursschwankungen auf den CPI nachweisen. Langfristig ist der ERPT im Zeitraum 1980 bis 2007 auf allen Handelsebenen vollständig. Werden die Quartale nach dem Krisenjahr 2007 mit in die Untersuchung aufgenommen, lässt sich im grenzüberschreitenden Handel jedoch kein vollständiges ERPT mehr nachweisen. In Bezug auf die anderen Handelsebenen verlängern sich die Anpassungsphasen – gemessen als Halbwertszeit – der inländischen Preise. Engel und Kim (1999) führen dies auf die langfristige Anpassung der Preise nicht-handelbarer Güter zurück.

Die Schätzergebnisse erlauben gewisse Rückschlüsse, wo in der Vertriebskette zwischen dem ausländischen Produzenten und dem Schweizer Konsumenten die Währungsschwankungen

absorbiert werden. Im Zeitraum 1980 bis 2007 glättet der grenzüberschreitenden Handel gut 81 % der Wechselkursschocks, nur knapp 7 % bleiben beim Binnenhandel. Diese Ergebnisse stützen in der aktuell geführten Verteilungsdiskussion die Position des Schweizer Detailhandels, wonach die aufwertungsbedingten Währungsvorteile der vergangenen Quartale im grenzüberschreitenden Handel versanden. In der mittleren Frist nimmt der Absorptionsanteil der Importpreise jedoch auf 54 % ab, der Binnenhandel schluckt 27 %. Im verlängerten Untersuchungszeitraum 1980 bis 2011 erhöht sich die Absorption im grenzüberschreitenden Handel auf knapp 85 % in der kurzen und gut 63 % in der mittleren Frist. Die Absorption im Inland beträgt 5 % bzw. 22 %.

Anhang 1: Verwendete Daten

Nominaler Aussenwert des Schweizer Franken (ER)

Verwendet wird der nominale exportgewichtete Aussenwert des Schweizer Franken (24 Länder). Dieser wird von der Schweizer Nationalbank (SNB) berechnet. Die Länderauswahl erfolgt nach zwei Kriterien, wovon mindestens eines erfüllt sein muss: (i) Mitglied der Europäischen Union; (ii) Anteil von mehr als 0,5 % am Schweizer Export. Die Exportanteile der einzelnen Länder dienen dazu, die im Gesamtindex berücksichtigen Währungen zu gewichten. Als Basisperiode (Indexwert = 100) hat die SNB wegen der Bedeutung des Euro-Raums für die Schweizer Exportwirtschaft den Monat Januar 1999 gewählt (vgl. Fluri und Müller, 2001). Für die Analyse werden die Monatsdaten im Zeitraum 1973:1 bis 2011:6 zu Quartalswerten zusammengefasst (Quelle: SNB, KOF ETH Datenportal).

Realer Aussenwert des Schweizer Franken (RER)

Zur Deflationierung des nominalen Wechselkursindex (24 Länder) bzw. der bilateralen nominalen Wechselkurse verwendet die SNB den Verbraucherpreisindex der Schweiz (Landesindex der Konsumentenpreise, LIK) und die Verbraucherpreisindizes der Handelspartner. Für die vorliegende Analyse werden die Monatsdaten im Zeitraum 1973:1 bis 2011:6 zu Quartalswerten zusammengefasst (Quelle: SNB, KOF ETH Datenportal). Der Verbraucherpreisindex ist jedoch nicht der einzige Preisindex, der potentiell zur Deflationierung benutzt werden kann. In der Literatur gibt es eine breite Diskussion zu den Vor- und Nachteilen unterschiedlicher Preisindizes und deren Verwendbarkeit zur Deflationierung der nominalen Wechselkurse (vgl. Lipschitz und MacDonald, 1992, Turner und Van't dack, 1993, Clostermann, 1998, Chinn, 2006 sowie Klau und Fung, 2006).

Nominaler Aussenwert des Schweizer Franken gegenüber Deutschland

Der nominale Aussenwert des Schweizer Franken gegenüber Deutschland wird von der SNB veröffentlicht. Für die Analyse werden die Monatsdaten im Zeitraum 1973:1 bis 2011:6 zu Quartalswerten zusammengefasst (Quelle: SNB).

Realer Aussenwert des Schweizer Franken gegenüber Deutschland (handelbare Güter)

Der Anteil der handelbaren Güter im Verbraucherpreisindex muss approximiert werden, da offiziellen Statistiken keine Aufteilung in handelbare und nicht-handelbare Güter anbieten. Für die Analyse wird davon ausgegangen, dass der Index ohne Wohnungsmiete eine

Approximation des Verbraucherpreisindex handelbarer Güter darstellt. In der Schweiz macht der Index ohne Wohnungsmiete 81,1 % des gesamten Landesindex der Konsumentenpreise aus. In Deutschland umfasst der Gesamtindex ohne Nettokaltmieten 76,3 % des gesamten Verbraucherpreisindex. Der Zeitraum umfasst die Monatsdaten von 2006:1 bis 2011:6 (Quelle: BFS, Destatis).

Verbraucherpreisindex im Inland (CPI)

Für den Verbraucherpreisindex im Inland (CPI) wird der Schweizer Landesindex der Konsumentenpreise verwendet. Basis: Dezember 2010=100, Monatsdaten, Zeitraum: 1950:1 – 2011:6 (Quelle: BFS, KOF ETH Datenportal).

Relativer Verbraucherpreisindex (CPI/CPI^*)

Für die Analyse wird der relative Verbraucherpreisindex (CPI/CPI^*) aus der Berechnung des realen Aussenwertes der SNB übernommen. Die Relation CPI/CPI^* entspricht der Relation vom realen Aussenwert RER und nominalen Aussenwert ER.

Gewichteter Verbraucherpreisindex im Ausland (CPI^*)

Der gewichtete Verbraucherpreisindex des Auslands ergibt sich als: $CPI^* = CPI(ER/RER)$.

Importpreisindex

Der Importpreisindex wird vom Bundesamt für Statistik (BFS) publiziert. Er bezieht sich auf Waren und Dienstleistungen. Bei den Einkäufern (Importeure) werden dabei nicht die Listenpreise sondern die Einkaufspreise cif abgefragt. Hierunter werden Importpreise franko unverzollt an der Schweizer Grenze, exklusive Mehrwertsteuer und anderer staatlicher Abgaben wie Verbrauchssteuern und nach Abzug sämtlicher Rabatte verstanden. Nach Angaben des BFS (2011, S. 12) können dabei gewisse Fehler auftreten: „Eine eher kleine Abweichung entsteht dann, wenn ein Importeur seinen Einkaufspreis franko Domizil statt franko Grenze meldet. Eine grössere Abweichung entsteht, wenn eine importierende Firma nicht bereit ist, ihre Importpreise (das heisst ihre Einstandspreise), sondern lediglich ihre Grosshandelsverkaufspreise (ihre Weiterverkaufspreise) zu melden.“ Der Importpreisindex hat die Basis Dezember 2010=100, für die Analyse werden die Monatsdaten im Zeitraum 1963:1 bis 2011:6 zu Quartalswerten zusammengefasst (Quelle: BFS, KOF ETH Datenportal).

Mittelwertindex

Die Eidgenössische Zollverwaltung (EZV) veröffentlicht monatlich die Aussenhandelsstatistik für die Schweizer und Liechtensteiner Wirtschaft. Diese erfasst jedoch nur den Warenhandel, nicht erfasst ist der internationale Dienstleistungshandel[13]. Daten zum Warenimport liegen als absolute Grössen, d.h. als Wert in Franken und Menge in Kilo vor. Weiter werden durch die EZV auch Indizes, respektive der Wertindex, der Mittelwertindex und der Volumenindex publiziert. Der Wertindex zeigt die Veränderung des nominalen absoluten Frankenwerts der Warenimporte zwischen zwei Vergleichsperioden an. Der Mittelwertindex entspricht einem Preisindex. Er misst die Entwicklung der Importpreise in heimischer Währung[14]. Der Volumenindex bildet die reale Entwicklung der Importe zu konstanten Preisen und damit preisbereinigt ab. Der nominale Wert der Importe ergibt sich als Produkt aus Importvolumen und Importpreise, ausgedrückt in Schweizer Franken. Ein Anstieg der Preise für Importgüter in heimischer Währung führt ceteris paribus zum Anstieg des Importwerts. Der von der EZV publizierte Mittelwertindex (Vorjahresperiode=100) bezieht sich im Vergleich zum Importpreisindex des BFS nur auf Warenimporte. Der Mittelwertindex wird monatlich von der EZV ausgewiesen und ist in der Datenbank Swiss Impex der EZV abrufbar. Verwendet werden Quartalswerte im Zeitraum 1998:Q1 – 2011:Q2 (Quelle: EZV).

Landesindex der Konsumentenpreise, Teilindex importierte Güter (CPIIMP)

Landesindex der Konsumentenpreise, Teilindex importierte Güter, Dezember 2010=100, Monatsdaten, Zeitraum: 1966:1 – 2011:6 (Quelle: BFS, KOF ETH Datenportal).

---

[13] Der Warenhandel, d.h. Importe und Exporte werden in zwei Abgrenzungen publiziert: Total 1 und Total 2. Total 2 ist die Gesamtgrösse, in Total 1 sind die nicht-konjunkturrelevanten Ausfuhren von Wertsachen, d.h. die Warengruppen „13 Edelmetalle, Edel- und Schmucksteine“ sowie „14 Kunstgegenstände und Antiquitäten“ ausgeklammert. Sowohl die Konjunkturforschungsstelle Liechtenstein (KOFL) als auch diverse Schweizer Ökonomen verwenden für die Konjunkturanalyse die Daten in der Abgrenzung Total 1. Auch die EZV interpretiert die aktuellen Daten zum Schweizer Aussenhandel in ihrer monatlichen Pressemitteilung auf der Basis von Total 1.

[14] Die Eidgenössische Zollverwaltung erhebt über die ein- und ausgeführten Waren keine Preise. Hingegen sind in den Zolldeklarationen die Art der Waren, die Mengen und der Wert erfasst. Waren vergleichbarer Gattung werden unter einer Zollposition (Zolltarifnummer) zusammengefasst. Für jede Zollposition wird die Preisentwicklung der Im- und Exporte auf der Grundlage der Durchschnittswerte geschätzt, nämlich als das Verhältnis zwischen Wert und Menge. Somit ist der Mittelwert kein echter Preis, sondern bloss ein Durchschnittspreis je Kilo je Zollposition. Gemäss empirischen Untersuchungen entwickeln sich Preise und Mittelwerte langfristig in etwa gleich, derweil kurzfristig Abweichungen möglich sind. Die Mittelwertindizes ermöglichen es, Zeitreihen zu deflationieren, d.h. Preisschwankungen zu beseitigen. Sie erlauben eine Schätzung über die Preisentwicklung der ein- und ausgeführten Güter. Diese Indizes liegen für den Gesamthandel sowie für die Untergruppen gemäss Gliederung nach Warenart und Verwendung vor. Dagegen sind Indizes weder für einzelne Länder noch für Zolltarifnummern verfügbar (vgl. EZV, 2006).

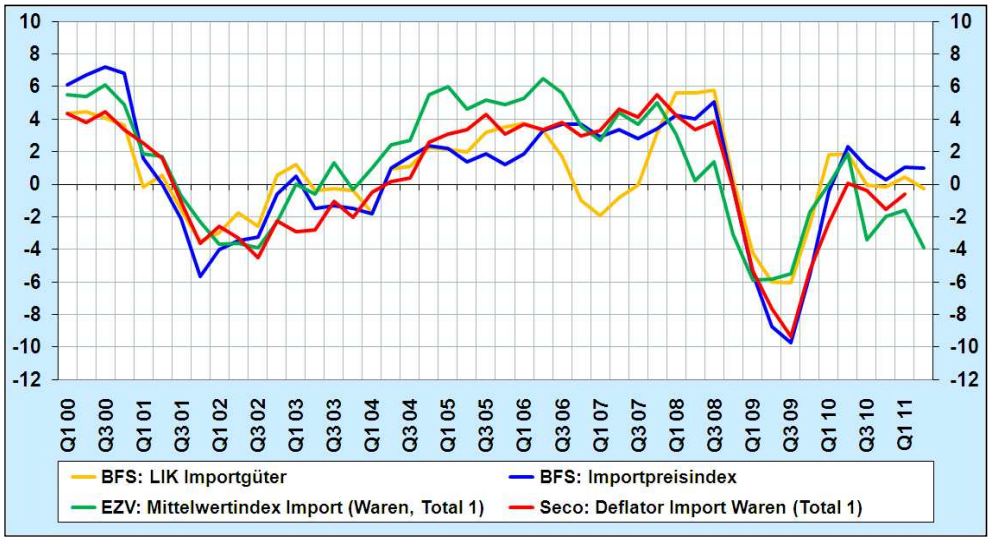
Deflator Warenimporte Total 1

Der Deflator der Warenimporte Total 1 wird vom Staatssekretariat für Wirtschaft (seco) im Rahmen der BIP-Quartalsschätzungen ausgewiesen. Er liegt nur auf Quartalsbasis vor, Zeitraum 1980:Q1 – 2011:Q1 (Quelle: seco). Die folgende Abbildung A1-1 stellt die Entwicklung der relevanten Preisindizes für Schweizer Warenimporte im Zeitraum 2000 bis 2011 dar. Sämtliche Preisindizes weisen einen relativ ähnlichen Verlauf auf. Auffallend ist der extreme Einbruch der Preise im Krisenjahr 2009.

Abbildung A1-1

Alternative Preisindizes in heimischer Währung für die Warenimporte

Veränderungen gegenüber dem Vorjahr, in Prozent, Quartalsdaten



Quelle: EZV, BFS, seco, eigene Berechnungen.

Terms of Trade (TOT)

Die ToT stellen ein Mass für den relativen Preis der Exporte und Importe eines Landes dar. Sie ergeben sind, indem der Preisindex der Exporte durch den Preisindex der Importe in heimischer Währung geteilt wird. Gemessen werden also die relativen Preise im grenzüberschreitenden Handel. Zur Bestimmung der ToT werden die von der Eidgenössischen Zollverwaltung (EZV) berechneten Mittwertindizes für den Export und Import verwendet. Diese beziehen sich nur auf den Aussenhandel mit Waren (Abgrenzung Total 1).

Anhang 2: Empirische Volatilitäten

Volatilität: Aussenwert und verschiedene Preisindizes

Veränderungen gegenüber dem Vorjahresquartal, Quartalswerte

(a) Varianz

	Variable	Insgesamt	Verschiedene Teilzeiträume				
		74:Q1 - 11:Q2	80:Q1 - 11:Q2	00:Q1 - 11:Q2	06:Q1 - 11:Q2	07:Q4 - 11:Q2	10:Q1 - 11:Q2
(1)	Nominaler Aussenwert, 24 Länder (ER)	38.5	25.6	18.3	24.9	15.4	19.1
(2)	Realer Aussenwert, 24 Länder (RER)	31.5	24.9	16.5	22.7	11.9	12.8
(3)	Relativer Preis: CPI / CPI*	5.1	2.3	0.3	0.3	0.4	0.6
(4)	CPI	5.3	3.6	0.6	1.0	1.5	0.1
(5)	Nominaler Aussenwert, gegenüber Deutschland	29.3	19.5	26.3	40.1	31.0	23.5
(6)	Realer Aussenwert, gegenüber Deutschland, für handelbare Güter				39.4	27.5	15.5
(7)	CPI_T / CPI*_T (für handelbare Güter)				0.8	0.9	1.9
(8)	CPI_T (für handelbare Güter)			1.0	1.6	2.2	0.2
	Berechnungen						
(9)	Kovarianz [(2)-(1)-(3)] / 2	-6.1	-1.5	-1.0	-1.2	-2.0	-3.5
(10)	Kovarianz [(6)-(5)-(7)] / 2				-0.7	-2.2	-4.9
(11)	Statistischer ERPT-Koeffizient Beta (9) / (1)	**-0.16**	**-0.06**	**-0.06**	**-0.05**	**-0.13**	**-0.18**
(12)	Statistischer ERPT-Koeffizient Beta (10) / (5)				**-0.02**	**-0.07**	**-0.21**

(b) Mean Squared Error (MSE)

	Variable	Insgesamt	Verschiedene Teilzeiträume				
		74:Q1 - 11:Q2	80:Q1 - 11:Q2	00:Q1 - 11:Q2	06:Q1 - 11:Q2	07:Q1 - 11:Q2	10:Q1 - 11:Q2
(1)	Nominaler Aussenwert, 24 Länder (ER)	46.5	28.4	23.8	24.9	51.0	92.4
(2)	Realer Aussenwert, 24 Länder (RER)	32.3	25.1	18.1	22.7	36.9	65.1
(3)	Relativer Preis: CPI / CPI*	9.0	3.9	1.5	0.3	1.4	2.5
(4)	CPI	10.4	7.6	1.4	1.0	2.2	0.5
(5)	Nominaler Aussenwert, gegenüber Deutschland	29.3	19.5	26.3	40.1	31.0	23.5
(6)	Realer Aussenwert, gegenüber Deutschland, für handelbare Güter				39.4	27.5	15.5
(7)	CPI_T / CPI*_T (für handelbare Güter)				0.8	0.9	1.9
(8)	CPI_T (für handelbare Güter)				1.6	3.7	2.3

1 Engel (1999) verwendet den Mean Squared Error (MSE) als Volatilitätsmass. Der MSE eines Index ergibt sich als Summe aus Varianz der untersuchten Veränderungsraten und dem entsprechenden Mittelwert ins Quadrat.

2 Vgl. zur Abgrenzung der handelbaren Güter die Ausführungen im Anhang 1.

Quelle: SNB, BFS, Statistisches Bundesamt (Destatis), eigene Berechnungen.

Anhang 3: ADF Unit Root Test für den realen Aussenwert

Die allgemeine Testgleichung für den ADF-Test lautet:

$$\Delta y_t = \alpha + \varphi_t + (\vartheta - 1)y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \cdots + \delta_K \Delta y_{t-K} + u_t$$

bzw. $$\Delta y_t = \alpha + \varphi_t + \mu y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \cdots + \delta_K \Delta y_{t-K} + u_t \qquad \text{mit } \mu = \vartheta - 1$$

Die Nullhypothese beim ADF-Test ist: $H_0: \mu = 0$, d.h. die Zeitreihe hat eine Unit Root. Geschätzt wird $\mu = \vartheta - 1$, der Koeffizient $\vartheta = \mu + 1$ lässt sich aus dem Schätzkoeffizient berechnen. Für y_t wird $lnRER_t$ bzw. $\Delta lnRER_t$ eingesetzt.

Variable	Konstante α	Trend t	Testwert	Koeffizient μ	Koeffizient υ= μ +1	Halbwertszeit H Quartale (Jahre)	I(d)
Gesamter Untersuchungszeitraum 1973: Q1 bis 2011: Q2 (T=154)							
ln_RER	ja	nein	-2,492 (0,119)	-0,0624	0,9376	10,8 (2,7)	**I(0)**
ln_RER	ja	ja	-3,639 (0,029)	-0,1261	0,8739	5,1 (1,3)	
Δln_RER	ja	nein	-9,478 (0,000)				
Δln_RER	ja	ja	-9,440 (0,000)				
Verkürzter Untersuchungszeitraum 1973: Q1 bis 2007: Q3 (T=139)							
ln_RER	ja	nein	-3,383 (0,013)	-0,091	0,909	7,3 (1,8)	**I(0)**
ln_RER	ja	ja	-3,613 (0,032)	-0,134	0,866	4,8 (1,2)	
Δln_RER	ja	nein	-9,162 (0,000)				
Δln_RER	ja	ja	-9,237 (0,000)				

Die Tests wurden für das Niveau lnRER und für die ersten Differenzen ΔlnRER durchgeführt. Die Zahlen in den Klammern geben die einseitigen p-Werte nach MacKinnon (1996) an. Die Zahl der Lags k wurde mit Hilfe des Hannan-Quinn Kriteriums bestimmt (maximale Lag-Länge = 13). Die Halbwertszeit H berechnet sich wie folgt: H = ln(0,5) / ln(υ).

Anhang 4: Schätzergebnisse für den kurz- und mittelfristigen IMP-ERPT, CPIIMP-ERPT und CPI-ERPT

Variable	Δln IMP		Δln CPIIMP		Δln CPI	
	1980 Q2 – 2011 Q2 (T = 124)	1980 Q2 – 2007 Q3 (T = 110)	1980 Q2 – 2011 Q2 (T = 124)	1980 Q2 – 2007 Q3 (T = 110)	1980 Q2 – 2011 Q2 (T = 124)	1980 Q2 – 2007 Q3 (T = 110)
Konstante	-0,291 (-1,8)	-0,141 (-0,8)	0,071 (0,5)	0,222 (1,5)	0,507 (6,5)	0,582 (6,9)
$\Delta\ln ER_t$	**-0,154** (-2,8)	**-0,185** (-3,3)	**-0,101** (-2,1)	**-0,117** (-2,4)	**-0,026** (-0,9)	**-0,021** (-0,7)
$\Delta\ln ER_{t-1}$	**-0,046** (-0,8)	**-0,059** (-1,1)	**-0,019** (-0,4)	**-0,031** (-0,7)	**-0,006** (-0,3)	**-0,006** (-0,2)
$\Delta\ln ER_{t-2}$	**0,002** (0,1)	**-0,054** (-0,9)	**0,047** (0,9)	**0,011** (0,2)	**0,007** (0,3)	**0,004** (0,1)
$\Delta\ln ER_{t-3}$	**-0,168** (-2,9)	**-0,162** (-2,9)	**-0,058** (-1,2)	**-0,043** (-0,9)	**-0,011** (-0,4)	**-0,006** (-0,2)
$\Delta\ln ER_{t-4}$	**-0,002** (-0,1)	**-0,004** (-0,1)	**-0,013** (-0,3)	**-0,012** (-0,3)	**-0,014** (-0,5)	**-0,008** (-0,3)
$\Delta\ln CPIW_t$	0,041 (0,9)	0,034 (0,8)	-0,003 (-0,1)	-0,012 (-0,3)	0,008 (0,4)	0,003 (0,2)
$\Delta\ln CPIW_{t-1}$	0,046 (1,1)	0,033 (0,8)	-0,026 (-0,7)	-0,037 (-1,0)	-0,009 (-0,5)	-0,013 (-0,6)
$\Delta\ln CPIW_{t-2}$	0,098 (2,3)	0,106 (2,6)	0,074 (1,9)	0,081 (2,3)	0,029 (1,5)	0,031 (1,5)
$\Delta\ln CPIW_{t-3}$	0,135 (3,1)	0,126 (3,0)	0,107 (2,8)	0,098 (2,7)	0,039 (1,9)	0,038 (1,8)
$\Delta\ln CPIW_{t-4}$	0,051 (1,2)	0,046 (1,1)	0,055 (1,5)	0,054 (1,5)	0,019 (1,0)	0,022 (1,1)
$\Delta\ln BIP_t$	0,832 (3,9)	0,505 (2,2)	0,527 (2,8)	0,217 (1,1)	-0,005 (-0,1)	-0,109 (-1,0)
Adj. R2	0,35	0,36	0,21	0,20	0,09	0,10
β^{KURZ}	$\beta^{IMP} = -0.154$	$\beta^{IMP} = -0,185$	$\beta^{CPIIMP} = -0,101$	$\beta^{CPIIMP} = -0,117$	$\beta^{CPI} = 0$	$\beta^{CPI} = 0$
β^{MITTEL}	$\beta^{IMP} = -0,368$	$\beta^{IMP} = -0,464$	$\beta^{CPIIMP} = -0,144$	$\beta^{CPIIMP} = -0,192$	$\beta^{CPI} = 0$	$\beta^{CPI} = 0$

1 Unter den Koeffizienten stehen die t-Werte in Klammern.

Anhang 5: ADF Unit Root Test für die Linearkombination

Der Test basiert auf der Testgleichung aus Anhang 3.

A. Grenzüberschreitender Handel (IMP-ERPT)

Variable	Niveau		Erste Differenz		Koeffizient μ	Koeffizient υ = μ +1	Halbwertszeit H Quartale (Jahre)	I(d)
	k	Testwert	k	Testwert				
Gesamter Untersuchungszeitraum 1973: Q1 bis 2011: Q2 (T=154)								
ln_IMP	3	-4,231 (0,006)						**I(0)**
ln_ER	1	-3,041 (0,125)	1	-9,126 (0,000)				**I(1)**
Verkürzter Untersuchungszeitraum 1973: Q1 bis 2007: Q3 (T=139)								
ln_IMP	7	-2,121 (0,529)	5	-6,877 (0,000)				**I(1)**
ln_ER	1	-2,611 (0,276)	1	-9,064 (0,000)				**I(1)**
ln_SUM	1	-4,221 (0,000)			-0,034	0,966	20,0 (5,0)	**I(0)**

B. Importierte Konsumgüter (CPIIMP-ERPT)

Variable	Niveau		Erste Differenz		Koeffizient μ	Koeffizient υ = μ +1	Halbwertszeit H Quartale (Jahre)	I(d)
	k	Testwert	k	Testwert				
Gesamter Untersuchungszeitraum 1973: Q1 bis 2011: Q2 (T=154)								
ln_CPIIMP	6	-1,408 (0,855)		-5,829 (0,000)				**I(1)**
ln_ER	1	-3,041 (0,125)	1	-9,126 (0,000)				**I(1)**
ln_SUM	5	-3,534 (0,008)			-0,023	0,977	29,2 (7,3)	**I(0)**
Verkürzter Untersuchungszeitraum 1973: Q1 bis 2007: Q3 (T=139)								
ln_CPIIMP	6	-1,444 (0,844)	5	-5,228 (0,000)				**I(1)**
ln_ER	1	-2,611 (0,276)	1	-9,064 (0,000)				**I(1)**
ln_SUM	5	-4,527 (0,000)			-0,034	0,966	19,9 (5,0)	**I(0)**

C. Konsumgüter (CPI-ERPT)

Variable	Niveau		Erste Differenz		Koeffizient μ	Koeffizient υ = μ +1	Halbwertszeit H Quartale (Jahre)	I(d)
	k	Testwert	k	Testwert				
Gesamter Untersuchungszeitraum 1973: Q1 bis 2011: Q2 (T=154)								
ln_CPI	5	-1,016 (0,938)	4	-3,888 (0,015)				**I(1)**
ln_ER	1	-3,041 (0,125)	1	-9,126 (0,000)				**I(1)**
ln_SUM	1	-3,281 (0,018)			-0,013	0,987	52,3 (13,1)	**I(0)**
Verkürzter Untersuchungszeitraum 1973: Q1 bis 2007: Q3 (T=139)								
ln_CPI	5	-1,003 (0,939)	4	-3,429 (0,052)				**I(1)**
ln_ER	1	-2,611 (0,276)	1	-9,064 (0,000)				**I(1)**
ln_SUM	1	-4,129 (0,001)			-0,018	0,982	37,4 (9,3)	**I(0)**

Die Tests wurden für die Niveaus und für die ersten Differenzen der Variablen durchgeführt. Bei den einzelnen Variablen sind jeweils eine Konstante und ein deterministischer Trend, bei der Linearkombination ln_SUM ist jeweils eine Konstante berücksichtigt Die Zahlen in Klammern geben die einseitigen p-Werte nach MacKinnon (1996) an. Die Zahl der Lags k wurde mit Hilfe des Hannan-Quinn Kriteriums bestimmt (maximale Lag-Länge = 13). Die Halbwertszeit H berechnet sich wie folgt: $H = \ln(0,5) / \ln(\upsilon)$.

Literatur

Adolfson, M. (2001), Monetary Policy with Incomplete Exchange Rate Pass-Through, Sveriges Riksbank, Working Paper Series No. 127, September 2011.

Amstad, M. und A. M. Fischer (2010), Monthly pass-through ratios, Journal of Economic Dynamics & Control 34, 1202-1213.

Asdrubali, P., B. E. Sørensen und O. Yosha (1996), Channels of Interstate Risk Sharing: United States 1963-1990, Quarterly Journal of Economics 111, 1081-1110.

Bacchetta, P. und E. van Wincoop (2003), Why Do Consumer Prices React Less Than Import Prices to Exchange Rates?, Journal of the European Economic Association 1, 662-670.

BFS – Bundesamt für Statistik (2011), Produzenten- und Importpreisindex, Dezember 2010=100: Methodenübersicht, Bundesamt für Statistik, Februar 2011, Neuchâtel.

Burstein, A. T., Neves, J. C. und S. Rebelo (2003), Distribution costs and real exchange rate dynamics during exchange-rate based stabilizations, Journal of Monetary Economics 50, 1189-1214.

Campa, J. M. und L. Goldberg (2005), Exchange Rate Pass-Through into Import Prices, The Review of Economics and Statistics 87, 679-690.

Campa, J. M., L. Goldberg und Gonzáles Minguez, J. (2005), Exchange-Rate Pass-Through to Import Prices in the Euro Area, NBER Working Paper No. 11632.

Chinn, M. D. (2006), A Primer on Real Effective Exchange Rates: Determinants, Overvaluation, Trade Flows and Competitive Devaluation, Open Economies Review 17, 115-143.

Clostermann, J. (1998), What is the Fittest Price Measure for the Calculation of Real D-Mark Exchange Rates?, ifo Studien 44, 398-412.

Corsetti, G. (2007), New Open Economy Macroeconomics, Centre for Economic Policy Research, CEPR Discussion Paper No. 6578, London.

De Brandt, O., Banerjee, A. und T. Kozluk (2008), Measuring Long-Run Exchange Rate Pass-Through, Economics: The Open-Access, Vol. 2, 2008-6.

Deutsche Bundesbank (2008), Gesamtwirtschaftliche Effekte realer Wechselkursänderungen, Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, März 2008, 35-61, Frankfurt am Main.

Devereux, M. B. und C. Engel (2003), Monetary policy in the open economy revisited: price setting and exchange-rate flexibility, Review of Economic Studies 70, 765-783.

Dornbusch, R. (1987), Exchange Rates and Prices, American Economic Review 77, 93-106.

Engel, C. (1999), Accounting for U.S. Real Exchange Rate Changes, Journal of Political Economy 107, 507-537.

Engel, C. (2003), Expenditure switching and exchange rate policy, NBER Macroeconomics Annual 2002 17, 231-272.

Engel, C. und C.-J. Kim (1999), The Long-Run U.S./U.K. Real Exchange Rate, Journal of Money, Credit and Banking 31, 335-356.

Engle, R. F. und C. W. J. Granger (1987), Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, Econometrica 55, 251-76.

EVD – Eidgenössisches Volkswirtschaftsdepartement (2011a), Massnahmen zur Abfederung der Frankenstärke, 16. Februar 2011, Bern.

EVD – Eidgenössisches Volkswirtschaftsdepartement (2011b), Auswirkungen des starken Frankens auf die Wirtschaft, 6. Juli 2011, Bern.

EVD – Eidgenössisches Volkswirtschaftsdepartement (2011c), Frankenstärke: Erste Ergebnisse zur Weitergabe von Einkaufsvorteilen, 6. Juli 2011, Bern.

EVD – Eidgenössisches Volkswirtschaftsdepartement (2011d), Bundesrat: Lageanalyse zur Frankenstärke, 19. Juli 2011, Bern.

EVD – Eidgenössisches Volkswirtschaftsdepartement (2011e), Newsletter Preisüberwachung (PUE), 5/2011, 4. August, Bern.

EVD – Eidgenössisches Volkswirtschaftsdepartement (2011f), Teilkartellverbot mit Rechtfertigungsmöglichkeit: Anpassung von Artikel 5 Kartellgesetz gemäss Entscheid des Bundesrates vom 17. August 2011, Bern.

EVD – Eidgenössisches Volkswirtschaftsdepartement (2011g), Konferenzielle Vernehmlassung zur Revision des Kartellgesetzes, 23. September 2011, Bern.

EZV – Eidgenössische Zollverwaltung (2006), Schweizerische Aussenhandelsindizes: Benutzerleitfaden, Mai 2006, Sektion Statistik, Bern.

Fischer, A. M., M. Lutz und M. Wälti (2010), Pricing-To-Markets and Firm Size: Survey Evidence from Swiss Exporters, Aussenwirtschaft 65, 73-88.

Froot, K. A. und P. D. Klemperer (1989), Exchange rate pass-through when market share matters, The American Economic Review 79, 637-654.

Gagnon, J. E. und J. Ihrig (2004), Monetary policy and exchange rate pass through, Board of Governors of the Federal Reserve System International Finance, Discussion Papers 704 (revised version).

Ghosh, A., A.-M. Gulde und H. C. Wolf (2003), Exchange Rate Regimes: Choices and Consequences (Cambridge, Massachusetts: MIT Press).

Glen, J. D. (1992), Real exchange rates in the short, medium, and long run, Journal of International Economics 33, 147-166.

Goldberg, P. K. and M. M. Knetter (1997), Goods prices and exchange rates: what have we learned? Journal of Economic Literature 35, 1243-1272.

Goldfajn, I. und S. Werlang (2000), "The Pass-through from Depreciation to Inflation: A Panel Study," Department of Economics, PUC-Rio, Working paper No. 423.

Heath, A., I. Roberts und T. Bulman (2004), Inflation in Australia: Measurement and Modelling, Kent, C. und S. Guttmann (eds.) The Future of Inflation Targeting, Reserve Bank of Austalia.

Hess, H. (2011), Die MEM-Industrie ist an einem kritischen Punkt angelangt, Referat an der Swissmem Halbjahresmedienkonferenz 24. August 2011, Bern.

Herzberg, V., G. Kapetanios und S. Price (2003), Import prices and exchange rate pass-through: theory and evidence from the United Kingdom, Bank of England, Working Paper No. 182, London.

Kim, Y. (1990), Purchasing power parity in the long run: a cointegration approach, Journal of Money, Credit and Banking 22, 491-503.

Kirchgässner, G. und J. Wolters (2006), Einführung in die moderne Zeitreihenanalyse, WiSo Kurzlehrbücher, Verlag Vahlen, München.

Klau, M. und S. F. Fung (2006), Die neuen BIZ-Indizes der gewogenen Aussenwert („EER-Indizes", BIZ Quartalsbericht März 2006, 57-74, Basel

Krugman, P. (1987), Pricing to market when the exchange rate changes, Arndt, S. W., J. D. Richardson (eds.), Real-Financial Linkages among Open Economies, 49-70, MIT Press, Cambridge (MA).

Lipschitz, L. und D. MacDonald (1992), Real Exchange Rates and Competitiveness: A Clarification of Concepts, and Some Measurements for Europe, Empirica 19, 37-69.

MacKinnon, J. G. (1996), Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests, Journal of Applied Econometrics 11, 601-618.

McCarthy, J. (2000), Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies, BIS Working Papers No. 79, Basel.

Obstfeld, M. und K. Rogoff (1995), Exchange rate dynamics redux, Journal of Political Economics 102, 624-660.

Obstfeld, M. und K. Rogoff (1996), Foundations of International Macroeconomics, MIT Press, Cambridge (MA).

Obstfeld, M. und K. Rogoff (2000a), The six major puzzles in international macroeconomics: is there a common cause?, NBER Macroeconomics Annual 15, 339-390.

Obstfeld, M. und K. Rogoff (2000b), New directions for stochastic open economy models, Journal of International Economics 50, 117-153.

Rogoff, K. (1996), The purchasing power parity puzzle, Journal of Economic Literature 34, 647-668.

SKS – Stiftung für Konsumentenschutz (2011), Starker Franken: SKS fordert einen runden Tisch, Preise von Importgütern müssen endlich deutlich sinken, Medienmitteilung vom 14. Juli 2011, Bern.

Taylor, J. B. (2000), Low Inflation, Pass-through, and the Pricing Power of Firms, European Economic Review 44, 1389-1408.

Tressel, T. (2011), Impact of Exchange Rate Movements on Exports Performance and Consumer Prices, Switzerland: Selected Issues Paper, IMF Country Report No. 11/116, May 2011.

Turner P. und J. Van't dack (1993), Measuring International Price and Cost Competitiveness, BIS Economic Paper No. 39, Basel.

VSIG – Handel Schweiz (2011), Die Chance der Krise, 9. August 2011, Basel.

WEKO – Eidgenössische Wettbewerbskommission (2011), Unvollständige Weitergabe von Wechselkursvorteilen, 2. August 2011, Bern.

KOFL Working Papers

No. 10: Frankenstärke und Importpreisreagibilität: Kurz-, mittel- und langfristige Effekte, Kersten Kellermann und Carsten-Henning Schlag, Oktober 2011.

No. 09: *Evaluating the Effect of "Zumwinkel-Affair" and Financial Crisis on Stock Prices in Liechtenstein: An "Unconventional" Augmented GARCH-Approach*
Andreas Brunhart, Juni 2011.

No. 08: *Eine effektive Alternative zur Leverage Ratio*
Kersten Kellermann und Carsten-Henning Schlag, August 2010.

No. 07: *Das Schweizer Eigenmittelregime für Grossbanken: Work in Progress*
Kersten Kellermann und Carsten-Henning Schlag, Juli 2010.

No. 06: *Too Big To Fail: Ein gordischer Knoten für die Finanzmarktaufsicht?*
Kersten Kellermann, März 2010.

No. 05: *Struktur und Dynamik der Kleinstvolkswirtschaft Liechtenstein*
Kersten Kellermann und Carsten-Henning Schlag, Mai 2008.

No. 04: *Fiscal Competition and a Potential Growth Effect of Centralization*
Kersten Kellermann, Dezember 2007.

No. 03: *"Kosten der Kleinheit" und die Föderalismusdebatte in der Schweiz*
Kersten Kellermann, November 2007.

No. 02: *Messung von Erwerbs- und Arbeitslosigkeit im internationalen Vergleich: Liechtenstein und seine Nachbarländer*
Carsten-Henning Schlag, Juni 2005.

No. 01: *Wachstum und Konjunktur im Fürstentum Liechtenstein – Ein internationaler Vergleich*
Carsten-Henning Schlag, Dezember 2004.