

Abrahamsen, Yngve; Simmons-Süer, Banu

Research Report

Die Wechselkursabhängigkeit der Schweizer Wirtschaft

KOF Studien, No. 24

Provided in Cooperation with:

KOF Swiss Economic Institute, ETH Zurich

Suggested Citation: Abrahamsen, Yngve; Simmons-Süer, Banu (2011) : Die Wechselkursabhängigkeit der Schweizer Wirtschaft, KOF Studien, No. 24, ETH Zurich, KOF Swiss Economic Institute, Zurich,
<http://dx.doi.org/10.3929/ethz-a-010699892>

This Version is available at:

<http://hdl.handle.net/10419/54701>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

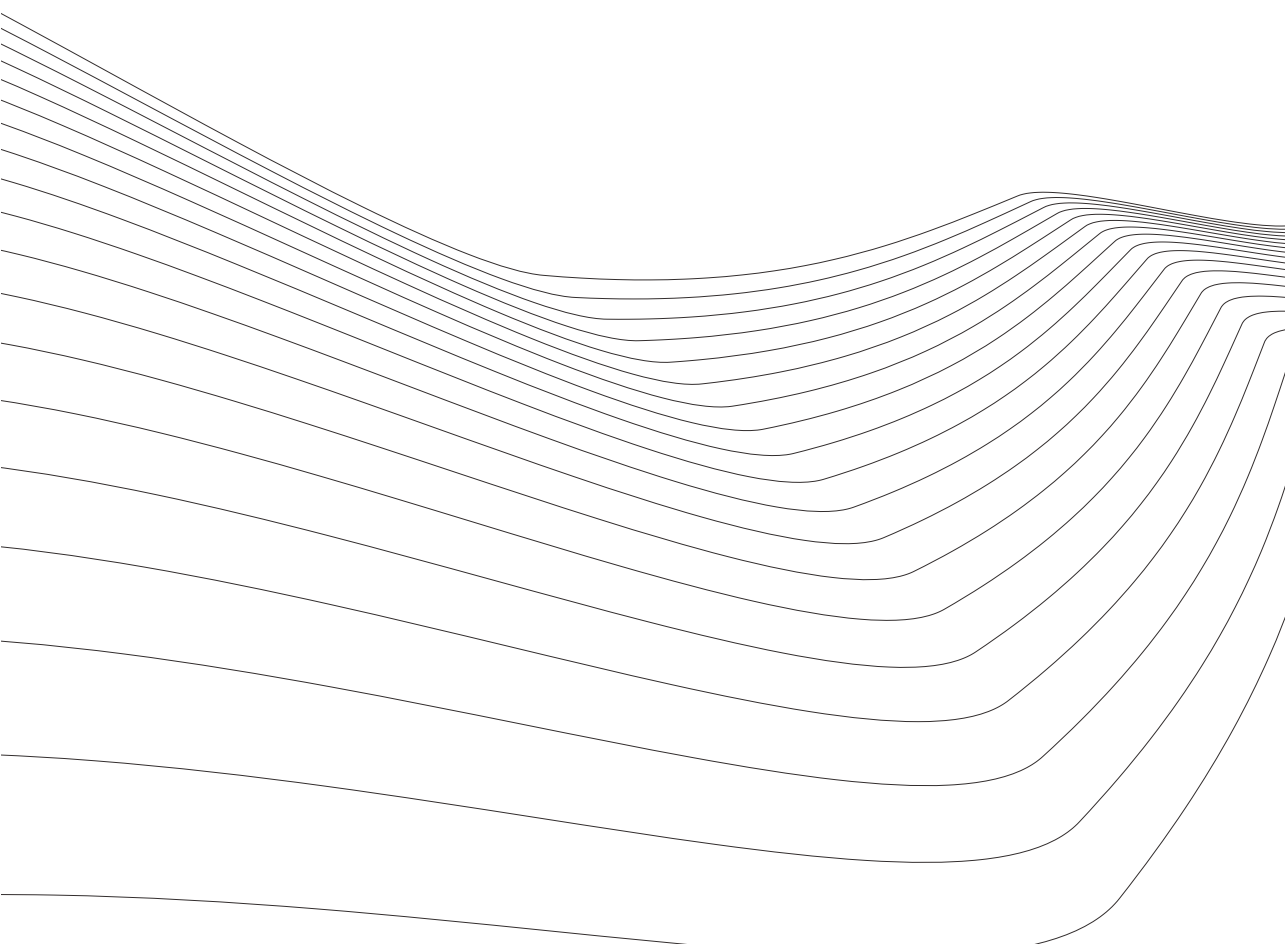
Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Die Wechselkursabhängigkeit der Schweizer Wirtschaft

Yngve Abrahamsen • Banu Simmons-Süer



Impressum

Herausgeber

KOF Konjunkturforschungsstelle, ETH Zurich

© 2011 KOF Konjunkturforschungsstelle, ETH Zurich

Autoren

Yngve Abrahamsen

Banu Simmons-Süer

KOF

ETH Zürich
KOF Konjunkturforschungsstelle
WEH D 4
Weinbergstrasse 35
8092 Zürich

Telefon +41 44 632 85 35
Fax +41 44 632 12 18
www.kof.ethz.ch
kof@kof.ethz.ch

DIE WECHSELKURSABHÄNGIGKEIT DER SCHWEIZER WIRTSCHAFT

EINE STUDIE MIT DEN SCHWERPUNKTEN TOURISMUS UND METALL- UND MASCHINENINDUSTRIE

Zusammenfassung: Anlass für diese Studie war der starke Anstieg des Frankenkurses gegenüber dem Euro (seit 2008) und nachher auch gegenüber den meisten anderen Währungen. Mit dem Ziel, die Reagibilität der Exporte näher zu untersuchen, schätzten wir die Wechselkurselastizitäten der realen Exporte ausgewählter Wirtschaftszweige (Tourismus, Metallerzeugnisse, Maschinen), einerseits anhand von Einzelgleichungsschätzungen, andererseits mit Hilfe von Simulationen mit dem KOF/ETH-Makromodell. Die beiden Vorgehensweisen lieferten Schätzwerte von vergleichbarer Grösse. Die Wechselkurselastizität der Ausländer-Logiernächte wie auch der gesamten Tourismusexporte ist beträchtlich und durchwegs höher als jene der Ausfuhr von Metallerzeugnissen und insbesondere von Maschinen. Diese Differenzen dürften u.a. auf die nach Branchen unterschiedliche Bedeutung des nichtpreislichen Wettbewerbs zurückzuführen sein. Exporte nach Nordamerika reagieren in allen drei Branchen auf Veränderungen des Wechselkurses nur wenig. Demgegenüber beträgt die Wechselkurselastizität der Metall- und Maschinenexporte in die Eurozone etwa eins, jene der Ausländer-Logiernächte deutlich über eins, wobei die Nachbarländer besonders hohe Werte verzeichnen (gute Substitutionsmöglichkeiten). Gemäss den Simulationen mit dem Makromodell beträgt die Wechselkurselastizität des BIP etwa 0.3. Die Wirkung der Wechselkursänderung trifft erwartungsgemäss verzögert auf, die Verzögerung beträgt wenige Monate bis annähernd 2 Jahre, wobei die Verzögerung nicht mit dem räumlichen Distanz zur Schweiz erklärt werden kann. Beschäftigungsmässig konnte für die hier näher untersuchten Branchen konnte einen Arbeitsplatzverlust in der Grössenordnung von 4500 Stellen in der Beherbergung, sowie von 5700 in der Metallindustrie und von 4500 in der Maschinenindustrie geschätzt werden. Wenn die Wirtschaft den negativen Einfluss der Aufwertung durch eine vermehrte Beschaffung von Vorleistungen aus dem Ausland und Rationalisierungsinvestitionen begegnet, fallen die Auswirkungen in den betroffenen Branchen stärker aus. Dies ist für die der Industrie zu erwarten, im Gastgewerbe sind die Möglichkeiten für eine solche Reaktion deutlich geringer.



YNGVE
ABRAHAMSEN



BANU
SIMMONS-SÜER

Diese Studie enthält die Resultate, die an der KOF im Auftrag der Gewerkschaft UNIA realisiert wurde.

Stichworte: Wechselkurselastizität der Exporte, Panelschätzungen, Modellsimulationen, Tourismus, Metall- und Maschinenindustrie

1 EINLEITUNG

Der Schweizer Franken dient nicht nur der Abwicklung aussenwirtschaftlicher Transaktionen, sondern ist auf den internationalen Finanzmärkten – bezogen auf die Grösse der schweizerischen Volkswirtschaft – eine Währung von (weit) überdurchschnittlicher Bedeutung. Angesichts der wirtschaftlichen und politischen Stabilität der Schweiz fungiert der Franken in «unruhigen Zeiten» als «sicherer Hafen» für ausländisches Kapital. Da sich auf den Finanzmärkten instabile Verhältnisse und Perioden mit geringerer Unsicherheit abwechseln, tendiert der Franken zu grösseren Kursschwankungen.

Typischerweise nimmt in unruhigen Zeiten der Aussenwert des Frankens gegenüber dem US Dollar, dem Euro und dem britischen Pfund zu. Eine solche Tendenz besteht für die

Franken/Yen-Relation nicht, was keine Überraschung darstellt, da der Yen bei Turbulenzen auf den Finanzmärkten ebenfalls als «sicherer Hafen» gilt.

In praktisch allen Industriestaaten verzeichnete die Wirtschaft infolge der Finanzkrise in der Periode 2008–2009 eine schwere Rezession. Die meisten Länder leiden unter hohen Budgetdefiziten des Staates und steigenden Schulden, wobei ungewiss ist, wie lange es dauert, bis eine substantielle Besserung eintritt. Infolgedessen haben die entsprechenden Währungen erheblich an Wert verloren und stehen weiterhin unter Abwertungsdruck.

Nicht nur der Frankenkurs sondern auch die schweizerischen Exporte unterliegen im Zeitablauf erheblichen Schwankungen. Die Exportentwicklung wird im Wesentlichen bestimmt durch die Wirtschaftsentwicklung im Ausland und die Wettbewerbsfähigkeit schweizerischer Anbieter gegenüber ihrer ausländischen Konkurrenz. Eine wesentliche Rolle spielt dabei neben der nicht-preislichen auch die preisliche Wettbewerbsfähigkeit, die in beträchtlichem Mass von der Wechselkursentwicklung beeinflusst wird.

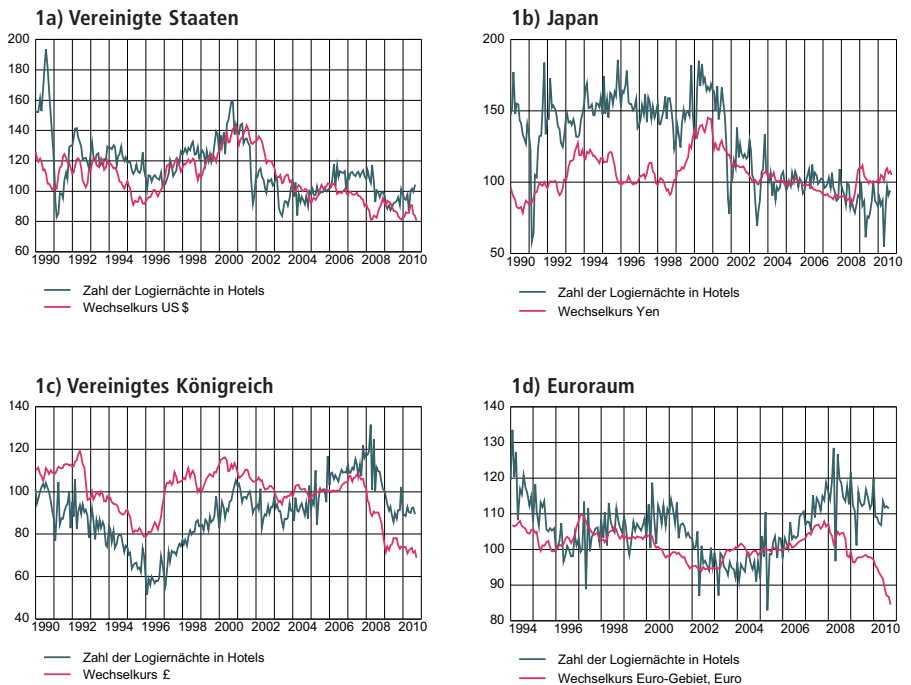
In der Tat stellt man z.B. bei den Exporten von Tourismusleistungen einen engen Zusammenhang mit der Wechselkursentwicklung fest. Die Grafiken 1a bis 1j zeigen, dass sich die Zahl der Übernachtungen von Ausländern in der Schweiz für zahlreiche Herkunftsländer ähnlich entwickelte wie der bilaterale Wechselkurs, allerdings zeitlich etwas verschoben.

Vor diesem Hintergrund wird im Folgenden untersucht, wie sich Veränderungen des Frankenurses auf die Exporte von drei wichtigen Wirtschaftszweigen auswirken, d.h. der Tourismusbranche sowie der Metall- und der Maschinenindustrie. Da die relative Bedeutung der

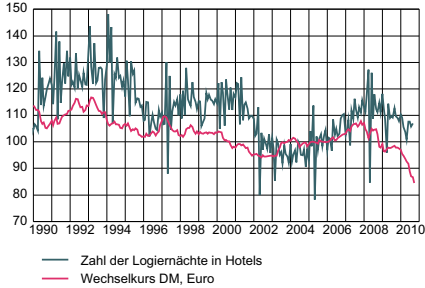
Grafiken 1a) bis 1j)

Zahl der Logiernächte und Wechselkurse

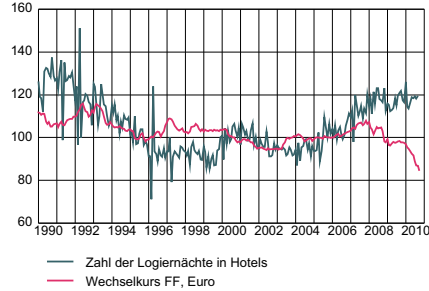
(Indizes 2005=100; Zahl der Logiernächte saisonbereinigt)



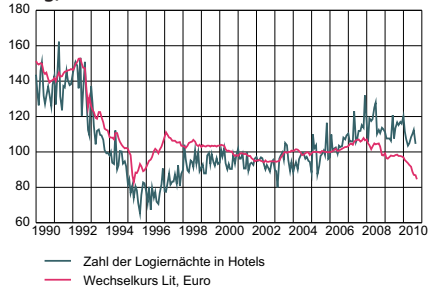
1e) Deutschland



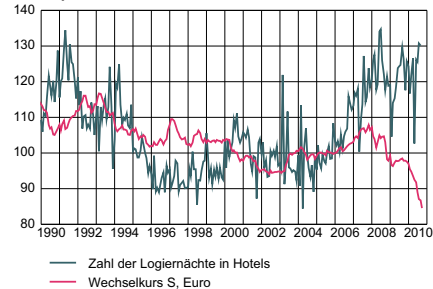
1f) Frankreich



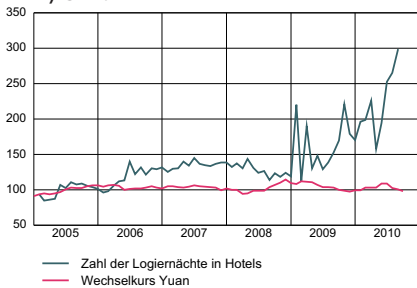
1g) Italien



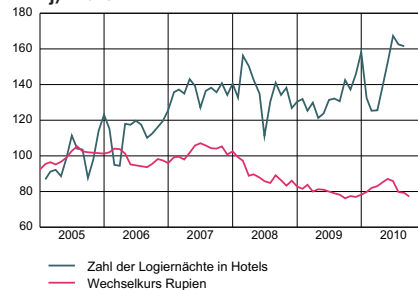
1h) Österreich



1i) China



1j) Indien



preislichen und der nichtpreislichen Konkurrenzfähigkeit zwischen Branchen (und Unternehmen) beträchtlich variiert, ist damit zu rechnen, dass sich eine Auf- oder Abwertung des Frankens auf die Exporte dieser Wirtschaftszweige unterschiedlich stark auswirkt, mit anderen Worten: die Wechselkurselastizität der Exporte dieser Teilbereiche der Wirtschaft ist nicht dieselbe.

In der folgenden empirischen Analyse verwenden wir hauptsächlich zwei Methoden. In Abschnitt 2 werden mit Hilfe von Einzelgleichungs- und Panelschätzungen die Wechselkurselastizitäten der Exporte der genannten Wirtschaftszweige, differenziert nach geografischen Absatzmärkten geschätzt (Regressionsanalyse mit einem Panel, bestehend aus einer Zeitreihe von Länderquerschnitten). In Abschnitt 3 bestimmen wir solche Wechselkurselastizitäten mit Hilfe von Simulationsrechnungen mit dem KOF-Makromodell, jedoch ohne Differenzierung nach Exportdestinationen. Im letzten Abschnitt fassen wir die Ergebnisse zusammen und ziehen einige Schlussfolgerungen.

2 ÖKONOMETRISCHE ANALYSE MIT PANELDATEN

2.1 Methodischer Ansatz

Die Analyse basiert auf Quartalsdaten. Die Exporte sind nicht-stationäre Zeitreihen, was sich daran zeigt, dass sie einem aufwärtsgerichteten Trend folgen. Um Scheinkorrelationen zwischen verschiedenen trendbehafteten Zeitreihen zu vermeiden, werden die Exportgleichungen in ersten Differenzen der logarithmierten Werte spezifiziert. Die erklärenden Variablen stellen also Wachstumsraten dar, und die für den Wechselkurs gefundenen Koeffizienten lassen sich unmittelbar als Elastizitäten interpretieren.

Als Indikator für die realen Tourismusexporte verwenden wir die Zahl der Ausländer-Logiernächte. Diese sind jedoch eine sehr eng gefasste Messgrösse, werden doch die Ausgaben der Touristen für Leistungen, die nicht unmittelbar mit Übernachtungen verknüpft sind, nicht erfasst (Kauf von Waren und Dienstleistungen in der Schweiz). Diesem Umstand wird in einer ergänzenden Analyse Rechnung getragen. Zur Ermittlung der realen Metall- und Maschinenexporte werden die entsprechenden nominellen Werte mit den so genannten Exportmittelwerten (nominale Exporte je Gewichtseinheit) deflationiert. Alle Zeitreihen wurden saisonbereinigt.

Für die Schätzung der Wechselkurselastizitäten der Exporte verwenden wir einerseits nominelle Wechselkurse, andererseits reale Wechselkursindizes, die auf einer Deflationierung mit länderspezifischen Konsumentenpreisindizes beruhen. Durch Gewichtung mit Hilfe der Aussenhandelswerte kann auch ein genereller Wechselkursindex eines Landes ermittelt werden. Ökonomen sind meist an den realen Wechselkursen interessiert, die Konsumenten reagieren jedoch bei ihren Kaufentscheidungen kurz- und mittelfristig eher auf die nominelle Wechselkursentwicklung.

In unsere Analyse berücksichtigen wir zudem, dass die Exporte nicht nur von den Wechselkursen, sondern auch von der generellen Wirtschaftsaktivität im Ausland beeinflusst werden. Als Approximation verwenden wir den privaten Konsum in den OECD-Ländern, da dieser mit dem verfügbaren Einkommen stark korreliert.

Bei der Schätzung von Wechselkurselastizitäten verwenden wir bei den Ausländer-Logiernächten und den Metall- und Maschinenexporten leicht abweichende Ansätze, da die zugrunde liegenden Zeitreihen etwas unterschiedliche Eigenschaften aufweisen.

Bei den Ausländer-Logiernächten werden – wie oben bereits erwähnt – erste Differenzen geschätzt, da es sich um eine nicht-stationäre Variable handelt. Nun zeigte sich jedoch, dass auch zwischen dem Niveau der Logiernächte und dem Niveau der erklärenden Variablen ein Zusammenhang besteht, d.h. die entsprechenden Zeitreihen sind kointegriert. Damit erfassen die Niveauvariablen die langfristigen Bestimmungsfaktoren der Wechselkurseffekte. Um auch diese zu berücksichtigen, werden die Logiernächte in Form eines Fehlerkorrektur-Modells erklärt.

Somit resultiert für die Erklärung der Veränderung der Ausländer-Logiernächte die folgende Schätzgleichung:

$$\Delta \ln(\log i)_t = \sum_{i=1}^n \delta \Delta \ln(\log i)_{t-1} + \sum_{i=0}^m \gamma_i \Delta \ln(exch)_{t-1} + \sum_{i=0}^p \mu_i \Delta \ln(demand)_{t-1} - \beta_{EC} (\ln(\log i)_{t-1} - \gamma_{LR} \ln(exch)_{t-1} - \mu_{LR} \ln(demand)_{t-1}) + \varepsilon_t$$

Die Wachstumsrate der Ausländer-Logiernächte hängt also nicht nur von der verzögerten Veränderung der drei Variablen Logiernächte ($\log i$), Wechselkurs (exch) und Wirtschaftsaktivität im Ausland (demand) ab, sondern auch von der Abweichung der momentanen Zahl der Logiernächte vom Niveau, das durch den langfristigen Zusammenhang zwischen den Logiernächten, dem Wechselkurs und der Nachfrage gegeben ist. Der Koeffizient β , der so genannte Fehlerkorrekturparameter, gibt dabei an, welcher Anteil dieser Abweichung je Quartal abgebaut wird. Die Gleichung erzwingt somit bei einer exogenen Störung eine sukzessive Anpassung an das langfristige Gleichgewicht. Bei einem positiven, nahe bei Null liegenden Wert von β verläuft die Anpassung langsam, bei einem Wert von annähernd eins ist die Anpassung sehr rasch.

Da die Metall- bzw. die Maschinenexporte mit den erklärenden Variablen nicht kointegriert sind, kann auf diese Erweiterung des Schätzansatzes verzichtet werden. Damit reduziert sich die Schätzgleichung auf:

$$\Delta \ln(\text{exp})_i = \sum_{i=1}^n \delta \Delta \ln(\text{exp})_{i-1} + \sum_{i=0}^m \gamma_i \Delta \ln(\text{exch})_{i-1} + \sum_{i=0}^p \mu_i \Delta \ln(\text{demand})_{i-1} + \varepsilon_i$$

Die Wachstumsrate der realen Exporte von Metallerzeugnissen bzw. Maschinen hängt somit ab von der verzögerten Veränderung der abhängigen Variablen (exp), des Wechselkurses (exch) und des allgemeinen Nachfragewachstums im Ausland (demand).

In einem weiteren Schritt wurden die Wirkungsverzögerungen bei den Tourismusexporten quantifiziert. Dazu verwendeten wir saisonbereinigte Monatsdaten der Logiernächte in Hotels und Wechselkurse. Die Kaufkraft bzw. Einkommensentwicklung der Hotelgäste wurde mit Hilfe der Daten für den saisonbereinigten realen privaten Konsum in den Herkunftsländern approximiert. Diese liegen nur als Quartalsdaten vor, so dass Monatsdaten mit einer kubischen Interpolation berechnet wurden.

2.2 Empirische Ergebnisse

Logiernächte von Ausländern

Die Kurzfristbeziehung in den Schätzungen zu den Logiernächten ist nicht sehr stabil; zudem widersprechen in einigen Fällen auch die Vorzeichen den Erwartungen. Die Langfristbeziehungen sind aber durchwegs statistisch signifikant, und die Koeffizienten für die Wechselkurse weisen das erwartete Vorzeichen auf (Tabelle 1). Wie aus der dritten Spalte der Tabelle hervorgeht, ist die Zahl der Logiernächte von der Einkommensentwicklung in ungefähr der Hälfte der Herkunftsländer unabhängig (USA, Japan, Belgien, Deutschland, Frankreich, Österreich).

Die langfristigen Wechselkurselastizitäten sind für die Touristen fast aller Herkunftsländer grösser als eins (realer Wechselkurs; siehe Tabelle 1, Spalte 2). Die einzige Ausnahme bilden die Touristen aus den USA, die weder auf den Wechselkurs noch auf eine Änderung der Wirtschaftsentwicklung in ihrem Land nennenswert reagieren. Dies kann daher rühren, dass viele Amerikaner eine Reise nach Europa mit einem Abstecher in die Schweiz kombinieren und eine solche Tour häufig ein einmaliges Ereignis darstellt, sodass sie unabhängig von wirtschaftlichen Faktoren stattfindet bzw. der Kurs des Euro bei der Planung stärker ins Gewicht fällt als jener des Frankens. Allerdings wäre zu erwarten, dass japanische Touristen ähnlich reagieren. Dies ist indes nicht der Fall, ist doch die Wechselkurselastizität wesentlich höher als bei den aus den USA stammenden Touristen. Am stärksten ist die Reaktion der Touristen der Nachbarländer, was vermutlich auf Substitutionseffekte zurückzuführen ist. So bieten z.B. die Länder im Alpenraum sowohl für den Ski- als auch den Sommertourismus in den Berggebieten ähnliche Leistungen an.

Tabelle 1: Langfristige bilaterale Wechselkurselastizitäten der Ausländer-Logiernächte

Land	Nominelle Wechselkurs	Reale Wechselkurse	Signifikante bzw. plausible Nachfrageeffekte
USA	0.54	0.52	Nein
Grossbritannien	0.95	1.23	Ja
Japan	1.59	1.55	Nein
Belgien	1.73	1.12	Nein
Deutschland	1.83	1.59	Nein
Frankreich	1.68	2.32	Nein
Italien	1.51	1.96	Ja
Niederlande	1.42	1.32	Ja
Österreich	1.23	2.24	Nein
Spanien	1.28	1.79	Ja
Eurozone	0.51	1.77	Ja

Für die Eurozone basierend auf einer Panel-Schätzung. Schätzperiode: 1981Q2–2010Q2

Veränderungen der Wechselkurse wirken sich mit grosser Verzögerung auf die Zahl der Logiernächte aus. Der Fehlerkorrekturparameter (βEC), der die Geschwindigkeit der Anpassung an das längerfristige Gleichgewicht misst, beträgt rund 0.5. Dies bedeutet, dass es ungefähr ein Jahr dauert, bis rund 90% der Abweichung von der langfristigen Beziehung zwischen der Zahl der Logiernächte und dem Frankenkurs abgebaut sind.

Durch die Veränderung der Anzahl Logiernächte ergibt sich direkte beschäftigungsmässige Konsequenzen in der Beherbung und in der Gastgewerbe. Für das Beherbergungsgewerbe wird einen Arbeitsplatzverlust in der Grössenordnung von 4500 Stellen bei einem momentanen Stellenbestand von ca. 78000 und eine Aufwertung des Frankens um 7%.

Tourismusexporte insgesamt

Die Ausgaben für Übernachtungen machen nur einen Teil der Tourismusausgaben der Ausländer aus. Letztere umfassen auch alle anderen Ausgaben der Touristen sowie die Konsumausgaben der in der Schweiz tätigen Grenzgänger. Wir ermittelten deshalb auch die Elastizität der Tourismusexporte auf Veränderungen der Logiernächte und der Wechselkurse. Gemäss Tabelle 2 betragen diese Elastizitäten 0.34 bzw. 0.13. Eine Abnahme der Zahl der Ausländer-Logiernächte um 10% führt also zu einer Reduktion der realen Tourismusexporte um 3.4%. Die direkte Wirkung einer Änderung des Wechselkurses auf die Tourismusexporte ist mit 0.13 zwar gering, aber es gilt auch die indirekten Wechselkurseffekte einzubeziehen, d.h. die Abhängigkeit der Zahl der Logiernächte vom Wechselkurs. Bei Berücksichtigung der direkten und indirekten Wechselkurseffekte resultiert also bei einer Elastizität der Logiernächte von eins eine Elastizität von 0.46. Mit anderen Worten: Unter der Annahme einer Wechselkurselastizität der Logiernächte von eins führt eine Erhöhung des Frankenkurses um 10% zu einer Reduktion der (gesamten) Tourismusexporte von 4.6%; bei einer Wechselkurselastizität von zwei beträgt der Rückgang der Tourismusexporte sogar 8.1%. Gemäss Tabelle 1 liegt die langfristige Wechselkurselastizität der Logiernächte bei den meisten Herkunftsländern zwischen eins und zwei. Folglich nehmen die realen Tourismusexporte bei einem Anstieg des Frankenkurses um 10% je nach Land zwischen 4.6% und 8.1% ab.

Die grosse Differenz zwischen der Wechselkurselastizität der Logiernächte (ca. 1 bis 2) und der direkten Wechselkurselastizität der realen Tourismusexporte (0.13) lässt sich wie folgt interpretieren: Eine Veränderung des Frankenkurses wirkt sich in erster Linie auf die Zahl der Übernachtungen in der Schweiz aus. Wenn aber die ausländischen Gäste einmal

Tabelle 2: Determinanten der Veränderung der realen Tourismusexporte

Erklärende Variablen	Koeffizient	Standardfehler	t-Wert	Signifikanz
Konstante	0.002	0.002	1.078	0.28
$\Delta \ln(\log i)$	0.341 **	0.041	8.38	0.00
$\Delta \ln(\text{exch})$	-0.127	0.084	-1.51	0.13
R ²	0.48			
Adj. R ²	0.47			
SER	0.013			
SSR	0.014			
F-Wert	36.7			
Durbin-Watson	2.46			

Die Schätzung (1990Q1–2009Q4) beruht auf dem nominellen Wechselkurs.

in der Schweiz angekommen sind, verliert der Wechselkurs an Bedeutung, d.h. die lokalen Ausgaben werden durch den Wechselkurs nur noch geringfügig beeinflusst.

Metall- und Maschinenindustrie

Da die Schätzungen auf Quartalsdaten ab 1990 beruhen, musste bei der Ermittlung der Wechselkurseffekte für die Eurozone berücksichtigt werden, dass während langer Zeit die nationalen Währungen massgebend waren. Deshalb wurde für die Schätzungen der Kurs des Euro mit dem Wechselkurs der jeweiligen früheren Währung verknüpft. Mit Ausnahme von Luxemburg (schlechte Datenqualität) konnten alle Euro-Länder einbezogen werden.

Die Tabellen 3 und 4 zeigen die Wechselkurselastizität der realen Exporte von Metallergzeugnissen bzw. von Maschinen, und zwar sowohl für die Veränderung der nominellen als auch der realen Wechselkurse. Die Elastizitäten für die realen Wechselkurse sind im Allgemeinen höher als jene für die nominellen Kurse, was darauf hindeutet, dass die Exportnachfrage die Inflationsdifferenzen berücksichtigt. Dieses Resultat ist jedoch etwas relativieren, da es nur gilt, wenn bei der Schätzung der Wechselkurselastizitäten die Wirtschaftsentwicklung im Ausland nicht einbezogen wird.

Der Vergleich der Resultate der Spalten 1 und 2 mit jenen der Spalten 3 und 4 zeigt, dass die Wechselkurselastizitäten bei Schätzungen, welche die Nachfrageentwicklung (gemessen durch die Veränderung des privaten Konsums) in den Abnehmerländern vernachlässigen, im Allgemeinen deutlich höher sind als bei Schätzungen, die auch die Nachfrage berücksichtigen. In den Tabellen werden beide Schätzvarianten ausgewiesen, bei der Interpretation stellen wir aber auf den umfassenderen Ansatz ab (siehe die Spalten 3 und 4).

Die realen Exporte von Metallergzeugnissen in die USA, das Vereinigte Königreich, nach Kanada und Italien reagieren auf Wechselkursänderungen nur wenig. Besonders hoch ist die Wechselkurselastizität der Exporte nach Deutschland und Hongkong. Die Lieferungen in die Eurozone reagieren auf Wechselkursschwankungen praktisch proportional (Elastizität 1.05). Generell lässt sich feststellen, dass die Exporte von Metallergzeugnissen in die europäischen Länder auf eine Aufwertung des Frankens sehr rasch reagieren. Bereits im laufenden oder im folgenden Quartal wird die Entwicklung der realen Exporte gedämpft.

Auch die Exporte von Maschinen reagieren auf Veränderungen des Wechselkurses sehr rasch, wobei sich das zeitliche Muster von jenem für die Metallexporte kaum unterscheidet. Erneut verzeichnen die Exporte nach Deutschland die höchste Wechselkurselastizität, und im Fall der Eurozone ist die Elastizität ungefähr gleich hoch wie bei den Metallexporten.

Der Vergleich der Wechselkurseffekte zwischen den Metall- und den Maschinenexporten zeigt, dass die Elastizitäten im ersten Fall in den meisten Ländern – teils deutlich – höher sind. Dies deutet darauf hin, dass beim Export von Maschinen die nichtpreisliche Konkurrenzfähigkeit stärker ins Gewicht fällt. Wie ein Vergleich mit Tabelle 1 zeigt, reagieren ausländische Touristen auf Wechselkursänderungen sensitiver als die Abnehmer sowohl von Metallernzeugnissen als auch von Maschinen.

Die direkte beschäftigungsmässige Konsequenzen in der Metall- und Maschinenindustrie sind ebenfalls deutlich, wenn auch weniger ausgeprägt als im Beherrungsgewerbe. Bei einer Frankenaufwertung von 7% schätzen wir den Stellenverlust in der Metallindustrie auf 5700 und in der Maschinenindustrie auf 4500, bei einem aktuellen Stellenbestand von 101 000 bzw. 100 000.

Tabelle 3: Bilaterale Wechselkurselastizitäten der realen Metallexporte

Erklärende Variablen	Schätzung <i>exkl.</i> Nachfragevariable		Schätzung <i>inkl.</i> Nachfragevariable	
	Nominelle Wechselkurse	Reale Wechselkurse	Nominelle Wechselkurse	Reale Wechselkurse
USA	0.19	0.22	0.15	0.20
Grossbritannien	0.75	0.75	0.32	0.24
Japan	0.81	0.81	0.91	0.91
Deutschland	2.47	2.73	1.76	2.10
Frankreich	1.73	1.85	1.05	1.18
Italien	0.81	0.91	0.06	0.04
Spanien	1.37	1.42	0.69	0.82
Kanada	1.06	1.02	0.48	0.43
Hong Kong	1.67	1.34	1.75	1.58
Eurozone	1.47	1.76	0.74	1.05

Für die Eurozone basierend auf einer Panel-Schätzung. Schätzperiode: 1991Q3–2010Q2

Tabelle 4: Bilaterale Wechselkurselastizitäten der realen Maschinenexporte

Erklärende Variablen	Schätzung <i>exkl.</i> Nachfragevariable		Schätzung <i>inkl.</i> Nachfragevariable	
	Nominelle Wechselkurse	Reale Wechselkurse	Nominelle Wechselkurse	Reale Wechselkurse
USA	0.56	0.62	0.28	0.29
Grossbritannien	0.20	0.28	0.13	0.04
Japan	0.23	0.22	0.30	0.27
Deutschland	2.03	2.42	1.15	1.56
Frankreich	1.65	2.11	0.22	0.33
Italien	0.56	0.67	0.18	0.05
Spanien	2.44	2.61	0.69	2.20
Kanada	0.07	0.11	0.27	0.22
Hong Kong	0.85	0.95	1.32	1.30
Eurozone	1.74	2.04	0.98	1.23

Für die Eurozone basierend auf einer Panel-Schätzung. Schätzperiode: 1991Q3–2010Q2

Verzögerung der Auswirkungen von Wechselkursänderungen

Wegen der hohen Volatilität der Zahl der Logiernächte gelang es nicht, den Einfluss einzelner Verzögerungen herauszufiltern. Diese Volatilität führt dazu, dass keine einzelne verzögerte Wechselkursänderung signifikant eine Änderung der Anzahl Hotelübernachtungen bewirkt. Dasselbe trifft für die Wirtschaftsentwicklung im Herkunftsland zu. Als Alternative wurden darum Gleichungen mit unterschiedlichen Verzögerungen für die beiden Variablen im Fehlerkorrekturterm ausgewählt und die Gleichung mit dem maximalen Wert anhand eines Informationskriteriums gewählt. Da alle alternativen Spezifikationen die gleiche Anzahl Regressoren bzw. Anzahl Beobachtungen aufweist, führt die Verwendung des Akaike- oder Schwarz-Kriteriums – oder auch R^2 – zum selben Ergebnis. Es wurden nur Ergebnisse mit signifikanten Erklärungsvariablen bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% in Betracht gezogen. Die Ergebnisse für die nominellen bzw. realen Wechselkurse sind in den Tabellen 5 bis 8 aufgeführt.

Tabelle 5: Wirkungsverzögerung der nominellen Wechselkursänderungen auf die Logiernächte: Euroraum

	Belgien	Deutschland	Finnland	Frankreich	Irland	Italien	Niederlande	Österreich	Portugal	Spanien
Konstante	6.10	5.71	-2.71	0.46	-6.83	-1.71	0.99	-0.43	-1.26	-0.53
$\Delta \ln(\text{logi}(-1))$	-0.71	-0.72	-0.41	-0.85		-0.43	-0.78	-0.54	-0.56	-0.69
$\Delta \ln(\text{logi}(-2))$	-0.59	-0.48	-0.28	-0.63		-0.33	-0.49	-0.33	-0.47	-0.22
$\Delta \ln(\text{logi}(-3))$	-0.48	-0.34	-0.22	-0.50		-0.20	-0.49	-0.14	-0.34	
$\Delta \ln(\text{logi}(-4))$	-0.27	-0.17		-0.22			-0.41		-0.24	
$\Delta \ln(\text{logi}(-5))$							-0.20			
$\ln(\text{logi}(-1))$	0.45	0.41	0.40	0.19	0.54	0.18	0.23	0.20	0.22	0.26
lag: exch $\ln(\text{exch}(-\text{lag}))$	4	12	8	8	0	9	7	11	5	2
	-2.01	-1.63	-1.00	-1.99	-1.37	-1.06	-2.86	-1.93	-3.49	-2.00
lag: demand $\ln(\text{demand}(-\text{lag}))$	-	-	19	24	4	10	13	22	6	24
			1.35	0.94	2.17	1.56	1.23	1.40	2.40	1.28
adj. R^2	0.60	0.59	0.40	0.56	0.71	0.28	0.54	0.35	0.38	0.52
obs.	240	226	216	222	121	236	226	224	180	162

Tabelle 6: Wirkungsverzögerung der nominellen Wechselkursänderungen auf die Logiernächte: Übrige Länder

	Dänemark	Schweden	Königreich	USA	Japan	China	Indien
Konstante	-2.71	-1.55	-0.19	1.13	0.97	0.03	0.02
$\Delta \ln(\text{logi}(-1))$	-0.53	-0.35	-0.56	-0.21	-0.23	-0.64	-0.24
$\Delta \ln(\text{logi}(-2))$	-0.33	-0.25	-0.32				-0.40
$\Delta \ln(\text{logi}(-3))$	-0.26	-0.22	-0.26				-0.34
$\Delta \ln(\text{logi}(-4))$	-0.19						-0.46
$\Delta \ln(\text{logi}(-5))$							
$\ln(\text{logi}(-1))$	0.25	0.22	0.21	0.14	0.09	-	-
lag: exch $\ln(\text{exch}(-\text{lag}))$	3	3	1	0	0	-	-
	-2.11	-1.01	-1.07	-0.65	-1.37	-	-
lag: demand $\ln(\text{demand}(-\text{lag}))$	20	21	20	-	-	-	-
	1.91	1.16	0.91				
adj. R^2	0.39	0.26	0.41	0.13	0.10	0.41	0.28
obs.	226	189	226	233	227	66	63

Tabelle 7: Wirkungsverzögerung der realen Wechselkursänderungen auf die Logiernächte: Euroraum

	Belgien	Deutschland	Finnland	Frankreich	Irland	Italien	Niederlande	Österreich	Portugal	Spanien
Konstante	0.55	2.74	-2.16	1.69	-1.70	2.91	2.88	2.60	4.71	4.01
$\Delta \ln(\text{logi}(-1))$	-0.97	-0.93	-0.43	-0.85		-0.42	-0.81	-0.54	-0.47	-0.65
$\Delta \ln(\text{logi}(-2))$	-0.78	-0.64	-0.29	-0.62		-0.33	-0.51	-0.32	-0.41	-0.20
$\Delta \ln(\text{logi}(-3))$	-0.60	-0.44	-0.23	-0.48		-0.24	-0.49	-0.13	-0.30	
$\Delta \ln(\text{logi}(-4))$	-0.33	-0.22		-0.22			-0.40		-0.20	
$\Delta \ln(\text{logi}(-5))$							-0.20			
$\ln(\text{logi}(-1))$	0.13	0.16	0.37	0.21	0.49	0.26	0.19	0.20	0.33	0.30
lag: exch $\ln(\text{exch}(-\text{lag}))$	-	5	8	8	1	1	4	11	13	10
lag: demand $\ln(\text{demand}(-\text{lag}))$	-	-	19	1	4	-	-	-	-	-
			1.19	0.40	1.21	-	-	-	-	-
adj. R2	0.58	0.58	0.39	0.55	0.68	0.34	0.54	0.34	0.39	0.52
obs.	224	224	216	224	128	224	224	224	180	162

Tabelle 8: Wirkungsverzögerung der realen Wechselkursänderungen auf die Logiernächte: Übrige Länder

	Dänemark	Schweden	Königreich	USA	Japan	China	Indien
Konstante	0.72	-0.84	0.60	0.35	1.67	0.03	0.02
$\Delta \ln(\text{logi}(-1))$	-0.51	-0.36	-0.55	-0.27	-0.19	-0.64	-0.24
$\Delta \ln(\text{logi}(-2))$	-0.32	-0.26	-0.32				-0.40
$\Delta \ln(\text{logi}(-3))$	-0.26	-0.24	-0.27				-0.34
$\Delta \ln(\text{logi}(-4))$	-0.20						-0.46
$\Delta \ln(\text{logi}(-5))$							
$\ln(\text{logi}(-1))$	0.29	0.21	0.21	0.07	0.15	-	-
lag: exch $\ln(\text{exch}(-\text{lag}))$	5	10	1	-	0	-	-
	-2.10	-0.93	-1.17	-	-1.44	-	-
lag: demand $\ln(\text{demand}(-\text{lag}))$	0	4	22	-	-	-	-
	0.78	0.88	0.63	-	-	-	-
adj. R2	0.39	0.26	0.40	0.11	0.12	0.41	0.28
obs.	224	206	224	224	224	66	63

Erstaunlicherweise sind die Ergebnisse mit nominellen Wechselkursen besser als diejenigen mit realen Wechselkursen. Es zeigt sich sogar, dass bei der Verwendung des realen Wechselkurses die Wirtschaftsentwicklung in den Herkunftsländern in vielen Fällen keinen signifikanten Erklärungsbeitrag liefert. Dies deutet auf eine Korrelation der realen Wirtschaftsentwicklung in diesen Ländern mit der Inflationsdifferenz zur Schweiz hin. Dies ist z.B. der Fall, wenn die reale Wachstumsrate des privaten Konsums positiv mit der Inflationsrate des privaten Konsums korreliert ist. Der Umstand, dass der nominelle Wechselkurs die Entwicklung der Zahl der Logiernächte besser als der reale Wechselkurs zu erklären vermag, dürfte damit zusammenhängen, dass die Preisentwicklung von touristischen Leistungen nicht durch die allgemeine Preissteigerung des privaten Konsums approximiert werden kann. Eine Verwendung der Preisentwicklung von Hotelleistungen zur Berechnung der realen Wechselkurse könnte hier Abhilfe schaffen.

Die Varianz der Zahl der Logiernächte bzw. deren Veränderung ist beträchtlich. Die Verwendung von saisonbereinigten Daten ist nicht ausreichend, um einen im Hinblick auf die Bestimmung der Wirkungsverzögerung stabilen Zusammenhang herzustellen. Die verzögerte erklärte Variable ist fast ausnahmslos signifikant mit negativem Vorzeichen. In den meisten Fällen sind weitere Verzögerungen ebenfalls signifikant, und zwar durchwegs mit negativem Vorzeichen. Eine Bereinigung der Zahl der Logiernächte um die irreguläre Komponente würde vermutlich einen stabileren Zusammenhang mit der Wechselkursentwicklung bringen. Die festgestellte Wirkungsverzögerung würde dann aber zu einem erheblichen Teil vom verwendeten Bereinigungsverfahren abhängen. Die maximale Auswirkung von Wechselkursänderungen auf die Logiernachtzahlen wird für die untersuchten Länder in der Eurozone mehrheitlich bei einer Verzögerung von 6 bis 12 Monaten festgestellt, für die drei untersuchten europäischen Länder ausserhalb des Euro-Gebiets ist die Verzögerung bei den nominellen Wechselkursänderungen etwas kürzer. Bei den Elastizitäten werden die Resultate der Untersuchungen mit Quartalsdaten weitgehend bestätigt.

3 SIMULATION EINES WECHSELKURSSCHOCKS MIT DEM KOF/ETH-MAKROMODELL

3.1 Zur Struktur des Makromodells

Das KOF/ETH-Makro-Modell ist ein mit Quartalsdaten geschätztes Strukturmodell für Prognose- und Simulationszwecke. Es umfasst 48 stochastische Verhaltensgleichungen und 315 Definitionsgleichungen. Vereinfacht kann das Modell in vier Hauptblöcke unterteilt werden: Der Angebotsblock, Löhne und Preise, der Nachfrageblock mit den Verwendungskomponenten und der monetäre Block mit den Zinsen und den Wechselkursen.

Das Modell wurde in den Jahren 1993–1994 entwickelt, hat aber seither viele Revisionen durchlaufen. Obwohl es viele Ähnlichkeiten mit Modellen des Internationalen Währungsfonds und verschiedener Zentralbanken aufweist, unterscheidet es sich vor allem dadurch, dass es bei der Modellierung der Angebotsseite Umfragedaten einbezieht (KOF Konjunkturumfragen).

Im Angebotsblock wird die Entwicklung der Produktionskapazität durch die endogenen Abschreibungen und die Ausrüstungsinvestitionen bestimmt. Ebenso wird die für die gewünschte Produktion resultierende Arbeitsnachfrage dem aus der Bevölkerungsentwicklung bestimmten Arbeitsangebot gegenübergestellt. Der Ausgleich zwischen Angebot und Nachfrage wird hauptsächlich über die Löhne und Preise hergestellt.

Der Nachfrageblock bildet den privaten und öffentlichen Konsum, die Investitionen sowie die Exporte und Importe ab. Die beiden Aussenhandelsvariablen ergeben sich durch die Aggregation von Waren- und zwei Kategorien von Dienstleistungstransaktionen. Da das Modell durch viele nicht-lineare Rückkoppelungen gekennzeichnet ist, resultieren aus der Simulation eines exogenen Schocks Sekundärwirkungen auf eine Reihe von Modellvariablen. Zum Beispiel wird eine Abnahme der Exporte aufgrund einer Aufwertung des Schweizer Frankens zunächst das BIP reduzieren (Identitätsgleichung zwischen dem BIP und den Verwendungskomponenten). Dieser Rückgang führt aber seinerseits zu einer Abnahme der Arbeitsnachfrage und damit der Beschäftigung mit der Folge, dass die Löhne und Arbeitseinkommen sinken. Aufgrund der Einkommensabhängigkeit des privaten Konsums wird der exportbedingte BIP-Rückgang verstärkt. Umgekehrt führen die bei einem BIP-Rückgang tieferen Preise und Zinsen über andere Kanäle zu einer Verbesserung der Wettbewerbsfähigkeit und damit zu einer Steigerung der Exporte, die auch das Investitionsverhalten beeinflusst. Der Gesamteffekt all dieser Sekundäreffekte ergibt sich dann aus dem iterativ berechneten neuen Gleichgewicht.

Die im monetären Block bestimmten Zinsen reagieren auf die Inflation, die Kapazitätsauslastung, die Arbeitslosigkeit sowie auf eine Erhöhung der Produktion und haben Rückwirkungen auf das Investitionsvolumen. Zusätzlich werden sie durch das internationale Zinsumfeld beeinflusst. Historisch gesehen, waren die schweizerischen Zinssätze durchwegs tiefer als die Zinsen in der Eurozone, was u.a. mit dem «Safe Haven»-Effekt des Schweizer Frankens erklärt werden kann. Die Gleichung für den Franken-Euro-Kurs berücksichtigt Preis- und Zinsunterschiede zur Eurozone sowie den Ertragsbilanzüberschuss. Eine wichtige Determinante für einen Anstieg des Wechselkurses des Frankens ist der variierende Risikoaufschlag auf den internationalen Finanzmärkten, während eine globale Stabilisierung dieser Märkte den Wechselkurs tendenziell negativ beeinflusst. Die im KOF/ETH Makromodell verwendete Wechselkursgleichung stützt sich auf die Fundamentalfaktoren gemäss der ökonomischen Theorie, wogegen die Risikoaufschläge nicht berücksichtigt werden.

3.2 Simulation eines Wechselkursschocks: Abwertung um 7%

Im Abschnitt 2 wurde der Einfluss von Wechselkursänderungen auf ausgewählte Branchen der schweizerischen Exportwirtschaft partialanalytisch untersucht. In diesem Abschnitt erweitern wir die Optik und ermitteln durch Simulationen mit dem KOF/ETH-Makromodell die Effekte einer exogenen Veränderung des Frankenkurses auf die wichtigsten volkswirtschaftlichen Variablen in einem gesamtwirtschaftlichen Zusammenhang. Anhand der Resultate der Simulationen ist es zudem möglich, die Ergebnisse der Partialanalysen für die Tourismusexporte (insgesamt und Ausländer-Logiernächte) sowie die Exporte von Metallzeugnissen und Maschinen zu überprüfen.

Bei der Simulation der Wechselkurseffekte unterstellen wir eine Reduktion des Frankenkurses im Jahr 2011 um 7%, was ungefähr dem Anstieg des realen Frankenkurses gegenüber dem Vorjahr im Sommer 2010 entspricht. In der Tabelle 9 werden die Auswirkungen dieses Wechselkursschocks auf die wichtigsten makroökonomischen Variablen in Form von Abweichungen zu einer Basissimulation ohne diese Änderung ausgewiesen. Bei der Basissimulation handelt es sich um die KOF-Konjunkturprognose vom September 2010.

Wie die Tabelle zeigt, beeinflusst die Abwertung die Exporte auch noch 2012, d.h. ein Jahr nach Eintreten des Wechselkursschocks. So wirkt sich die Abwertung auf die Tourismusexporte im Folgejahr am stärksten aus, was angesichts der längerfristigen Planung mancher Ferienreisen nicht überrascht. Die Abweichung vom Basisszenario im Jahr 2012 beträgt 3.8%. Bei einer Änderung des Wechselkurses um 7% entspricht dies einer Elastizität von 0.54, was mit der Elastizität der Tourismusexporte in der Einzelgleichungsschätzung vereinbar ist (siehe Abschnitt 2.2). Bezogen auf die Logiernächte entspricht dies einer Wechselkurselastizität von ungefähr 1.25, was – wie ein Vergleich mit den Partialschätzungen für die Logiernächte für einige der Herkunftsländer zeigt (Tabelle 1) – nicht viel unter dem Durchschnitt der dort ausgewiesenen Elastizitäten liegt.

Die Effekte auf den Export von Metallerzeugnissen und Maschinen werden im KOF/ETH-Makromodell nicht gesondert ausgewiesen. Als Approximation verwenden wir die Warenexporte, unter denen den genannten beiden Bereichen eine grosse Bedeutung zukommt. Die Resultate zeigen, dass die Anpassung an die Abwertung wesentlich rascher erfolgt als bei den Tourismusexporten. So tritt die grösste Wirkung der Wechselkursänderung bereits im ersten Jahr ein. Auch dieses Ergebnis ist konsistent mit den Resultaten der Einzelgleichungsschätzungen für die Metall- und Maschinenexporte.

Die abwertungsbedingte Erhöhung der inländischen Produktion führt auch zu einer Steigerung der Warenimporte, wobei diese – wie auch die Importe von Dienstleistungen teurer werden. Der Gesamteffekt auf die Ertragsbilanz bleibt jedoch positiv. Der Gesamteffekt auf das BIP resultiert aus allen, über die verschiedensten Kanäle wirkenden Einflüssen. Die maximale Abweichung vom Basisszenario wird 2012 erreicht; in diesem Jahr nimmt das BIP um 2.2 Prozentpunkte stärker zu als im Basisszenario. Dieses Resultat impliziert eine Wechselkurselastizität der gesamtwirtschaftlichen Wertschöpfung von etwa 0.3.

In der Simulation resultiert eine gesamtwirtschaftliche Beschäftigungserhöhung von 2.7% gegenüber dem Basisszenario nach zwei Jahren. Die Arbeitslosenquote reagiert weniger, die Differenz beträgt hier lediglich 0.5 Prozentpunkte. Der grösste Teil der zusätzlich Beschäftigten kommen also von neu in den Arbeitsmarkt eintretenden oder vorübergehend nicht erwerbstätigen Personen.

Tabelle 9: Auswirkungen einer Abwertung des Schweizer Frankens um 7% gemäss Simulationen mit dem KOF/ETH Makro-Modell

Wachstumsabweichung vom Basisszenario in PP	2011	2012
Privater Konsum	0.5	1.4
Anlageinvestitionen	1.8	4.3
Exporte	2.8	2.5
– Exporte Waren	1.8	1.0
– Exporte Tourismus und Übrige Dienstleistungen	5	5.4
– Tourismus	1.8	3.8
– Übrige Dienstleistungen	5.6	5.6
Importe	-0.2	-0.1
– Importe Waren	0.2	0.0
– Importe Tourismus und Übrige Dienstleistungen	-1.8	-0.3
– Tourismus	-3.8	-2.0
– Übrige Dienstleistungen	-1.1	0.3
Bruttoinlandprodukt	1.9	2.2
Konsumentenpreise	0.1	0.3
Beschäftigung	0.6	2.1
Arbeitslosenquote	-0.1	-0.4
Ertragsbilanz	0.1	0.2
Saldo im Aussenhandel mit Waren (in % des BIP)	-0.4	-0.9
Euro-Fr-Dreimonatsatz (Niveau)	0.0	0.1
Nomineller Aussenwert des Sfr. gegen Euro (%)	-7.0	-0.5

4 ZUSAMMENFASSUNG UND SCHLUSSFOLGERUNGEN

In der vorliegenden Studie untersuchten wir die Reagibilität der schweizerischen Exporte auf Schwankungen des Frankenkurses am Beispiel der Branchen Tourismus, Metallverarbeitung und Maschinenbau. Dabei wurde nach rund zehn verschiedenen Absatzmärkten (Länder und Eurozone) differenziert. Zudem wurde auch die Wechselkurselastizität des BIP geschätzt. Die Untersuchung basierte einerseits auf Einzelgleichungsschätzungen, andererseits auf Simulationen mit dem KOF/ETH-Makromodell. Die beiden Vorgehensweisen lieferten für die untersuchten Branchen ähnliche Resultate.

Die Wechselkurselastizität der Ausländer-Logiernächte und der gesamten Tourismusexporte ist beträchtlich und durchwegs höher als jene der Ausfuhr von Metallerzeugnissen und insbesondere von Maschinen. Diese Differenzen dürften u.a. auf die nach Branchen

unterschiedliche Bedeutung des nichtpreislichen Wettbewerbs zurückzuführen sein. Zudem stellt man fest, dass die Reaktion der Nachfrage auf eine Veränderung des Wechselkurses in der Metall- und Maschinenindustrie wesentlich rascher erfolgt als in der Tourismusbranche.

Auch nach Zielländern (bzw. Herkunftsländern der ausländischen Touristen) finden wir bezüglich der Wechselkursabhängigkeit der Exporte beträchtliche Unterschiede. So ist die Wechselkurselastizität der Ausfuhren in die USA für alle drei Branchen gering. Bei Metallerzeugnissen und Maschinen trifft dies auch für das Vereinigte Königreich und Kanada zu, beim Export von Maschinen auch noch für Japan. Demgegenüber reagieren die Lieferungen der Metall- und Maschinenindustrie in die Eurozone auf Wechselkursänderungen sehr sensibel (Elastizität von eins oder leicht darüber), wobei Deutschland besonders hohe Werte verzeichnet. Die Wechselkurselastizität der Nachfrage nach schweizerischen Tourismusleistungen ist besonders hoch für die Nachbarländer, was wohl auf die guten Substitutionsmöglichkeiten (Tourismus in den Berggebieten, usw.) zurückzuführen ist. Demgegenüber reagiert die Nachfrage seitens fern gelegener Länder auf Wechselkursschwankungen nur schwach, da die Touristen dieser Herkunftsländer die Schweiz häufig als Teil einer Tour durch Europa besuchen. Dies scheint für die USA zuzutreffen, überraschenderweise aber nicht für Japan.

Die Schätzung der Wechselkurselastizitäten erfolgte im Rahmen eines Ansatzes, der auch die Wirtschafts- und Einkommensentwicklung in den Zielländern (Herkunftsländern) berücksichtigt. Würde man letztere nicht einbeziehen, resultierten höhere Elastizitäten. Diese Differenz widerspiegelt vermutlich in erster Linie die enge Korrelation zwischen der allgemeinen Wirtschaftsentwicklung im Ausland und dem Frankenkurs (besonders hoher Kurs in Zeiten schwacher Weltkonjunktur). Dennoch ist die Berücksichtigung der allgemeinen Wirtschafts- und Einkommensentwicklung im Ausland erforderlich, weil sie approximativ die Rolle der Schweiz als «sicherer Hafen» erfasst.

Die Simulationen mit dem KOF/ETH-Makromodell bestätigten weitgehend die Resultate von Einzelgleichungsschätzungen zur Wechselkurselastizität der Exporte der untersuchten Branchen. Darüber hinaus zeigten sie, dass die Exporte von Waren (Proxy für Metall- und Maschinenexporte) auf Wechselkursschocks ziemlich rasch reagieren. Die maximale Wirkung tritt bereits im ersten Jahr ein, wogegen das Maximum beim BIP erst im folgenden Jahr zu verzeichnen ist. Dieses Resultat widerspiegelt die Rolle der Exporte als «Konjunkturtreiber», der sich über diverse Kanäle schliesslich auf das BIP auswirkt. Gemäss den Simulationen beträgt die Wechselkurselastizität des BIP etwa 0.3.

5 ANHANG: RESULTATE DER PANELSCHÄTZUNGEN

Im Folgenden werden nur die Schätzungen mit den realen Wechselkursen präsentiert. Die Ergebnisse mit den nominellen Kursen sind auf Anfrage erhältlich.

Tabelle A.1: Panelschätzung Eurozone: Logiernächte

Pooled Estimated Generalised Least Squares EGLS (Cross-section weights)

Schätzperiode: 1981Q3–2010Q2

Erklärende Variablen	Koeffizient	Standardfehler	t-Wert	Signifikanz
Konstante	3.87**	0.39	9.93	0.00
Logiernächte (verzögert)				
$\Delta \ln(\text{logi}(-1))$	-0.34**	0.03	-11.41	0.00
Wechselkurs (real)				
$\Delta \ln(\text{exch})$	-0.21	0.13	-1.62	0.10
$\Delta \ln(\text{exch}(-1))$	0.04	0.13	0.28	0.78
$\Delta \ln(\text{exch}(-2))$	-0.14	0.12	-1.15	0.25
$\Delta \ln(\text{exch}(-3))$	0.44**	0.11	3.94	0.00
$\Delta \ln(\text{exch}(-4))$	0.13	0.12	1.05	0.29
Niveauvariablen				
$\ln(\text{logi}(-1))$	-0.32**	0.03	-11.92	0.00
$\ln(\text{demand}(-1))$	0.02	0.01	1.62	0.11
$\ln(\text{exch}(-1))$	-0.57**	0.06	-9.04	0.00
Länder-Fixed Effects (Cross)				
Österreich	-0.07			
Belgien	0.16			
Deutschland	0.84			
Spanien	-0.11			
Finnland	-0.60			
Frankreich	0.34			
Italien	0.24			
Niederlande	0.19			
Irland	-0.75			
Portugal	-0.53			
Anzahl Beobachtungen	117			
Anzahl gepooled	1114			
Nicht aufgeführt ist die Veränderung der Konsumnachfrage $\ln(\text{demand})$, da sie weder gleichzeitig noch verzögert einen statistisch signifikanten Einfluss zeigte.				

Tabelle A.2: Panelschätzung Eurozone: Metallexporte

(deflationiert mit den Mittelwerten der Metallexporte)

(Pooled Estimated Generalised Lest Squares EGLS (Cross-section weights))

Schätzperiode: 1991Q3–2010Q2

Erklärende Variablen	Koeffizient	Standardfehler	t-Wert	Signifikanz
Konstante	-0.04**	0.01	-5.61	0.00
Exporte (verzögert)				
$\Delta \ln(\text{exp}(-1))$	-0.29**	0.05	-6.15	0.00
Wechselkurs (real)				
$\Delta \ln(\text{exch})$	-0.80**	0.21	-3.85	0.00
$\Delta \ln(\text{exch}(-1))$	-0.28*	0.15	-1.95	0.05
$\Delta \ln(\text{exch}(-2))$	0.29**	0.13	2.18	0.03
$\Delta \ln(\text{exch}(-3))$	0.06	0.12	0.50	0.62
$\Delta \ln(\text{exch}(-4))$	-0.31**	0.13	-2.47	0.01
$\Delta \ln(\text{exch}(-5))$	-0.33**	0.13	-2.55	0.01
$\Delta \ln(\text{exch}(-6))$	-0.30**	0.17	-1.82	0.07
$\Delta \ln(\text{exch}(-7))$	0.08	0.13	0.58	0.56
$\Delta \ln(\text{exch}(-8))$	0.52**	0.15	3.54	0.00
Konsum				
$\Delta \ln(\text{demand})$	4.22**	0.98	4.29	0.00
$\Delta \ln(\text{demand}(-1))$	4.75**	0.97	4.92	0.00
$\Delta \ln(\text{demand}(-2))$	2.64**	0.95	2.78	0.01
$\Delta \ln(\text{demand}(-3))$	-2.61**	0.94	-2.79	0.01
$\Delta \ln(\text{demand}(-4))$	-2.65**	0.77	-3.45	0.00
Länder-Fixed Effects (Cross)				
Österreich	0.00			
Belgien	0.00			
Deutschland	0.00			
Spanien	0.01			
Finnland	0.00			
Frankreich	0.00			
Griechenland	0.00			
Italien	0.01			
Niederlande	0.00			
Irland	-0.01			
Portugal	0.00			
Anzahl Beobachtungen	76			
Anzahl Beobachtungen, gepooled	780			

Tabelle A.3: Panelschätzung Eurozone: Maschinenexporte

(deflationiert mit den Mittelwerten der Maschinenexporte)

(Pooled Estimated Generalised Least Squares EGLS (Cross-section weights))

Schätzperiode: 1991Q3–2010Q2

Erklärende Variablen	Koeffizient	Standardfehler	t-Wert	Signifikanz
Konstante	-0.06**	0.01	-6.83	0.00
Exporte (verzögert)				
Δ ln(y(-1))	-0.42**	0.05	-8.54	0.00
Wechselkurs (real)				
Δ ln(exch)	-0.69**	0.21	-3.21	0.00
Δ ln(exch (-1))	-0.47**	0.18	-2.63	0.01
Δ ln(exch (-2))	-0.17	0.16	-1.07	0.28
Δ ln(exch (-3))	0.36**	0.17	2.12	0.03
Δ ln(exch (-4))	-0.26	0.17	-1.58	0.12
Δ ln(exch (-5))	-0.13	0.16	-0.80	0.43
Δ ln(exch (-6))	-0.54**	0.19	-2.86	0.00
Δ ln(exch (-7))	-0.19	0.17	-1.13	0.26
Δ ln(exch(-8))	0.42**	0.21	1.98	0.05
Konsum				
Δ ln(demand)	2.21*	1.26	1.76	0.08
Δ ln(demand(-1))	2.53*	1.30	1.94	0.05
Δ ln(demand(-2))	5.59**	1.10	5.07	0.00
Δ ln(demand(-3))	-1.88	1.24	-1.51	0.13
Δ ln(demand(-4))	0.10	1.36	0.08	0.94
Länder-Fixed Effects (Cross)				
Österreich	0.00			
Belgien	0.00			
Deutschland	0.00			
Spanien	0.01			
Finnland	0.00			
Frankreich	0.00			
Griechenland	-0.01			
Italien	0.00			
Niederlande	0.00			
Irland	0.00			
Portugal	-0.01			
Anzahl Beobachtungen	76			
Anzahl Beobachtungen, gepooled	780			