

Der Einfluss des Wechselkurses auf den deutschen Export – Simulationen mit Fehlerkorrekturmodellen

Christian Grimme und Claire Thürwächter

Seit Mitte des Jahres 2014 wertete der Euro sowohl nominal als auch real effektiv ab (vgl. Abb. 1). Allein im ersten Quartal 2015 verlor der Euro gegenüber dem US-Dollar 10% seines Wertes. Mit Hilfe von Fehlerkorrekturmodellen werden zunächst die Elastizitäten, sowohl der Waren- als auch der Gesamtexporte, auf Änderungen in verschiedenen Wechselkursreihen untersucht. Die Elastizität bezüglich der Wechselkurse liegt zwischen $-0,2$ und $-0,6$. Im Anschluss ergeben Simulationen mit den Fehlerkorrekturmodellen, dass in Folge der Abwertung im ersten Quartal die deutsche Ausfuhr in diesem Jahr einen Impuls von 0,8 bis 1,0 Prozentpunkten und im kommenden Jahr von 0,5 bis 0,6 Prozentpunkten erhält.

Spezifikation des Exportmodells und Schätzung der Elastizitäten

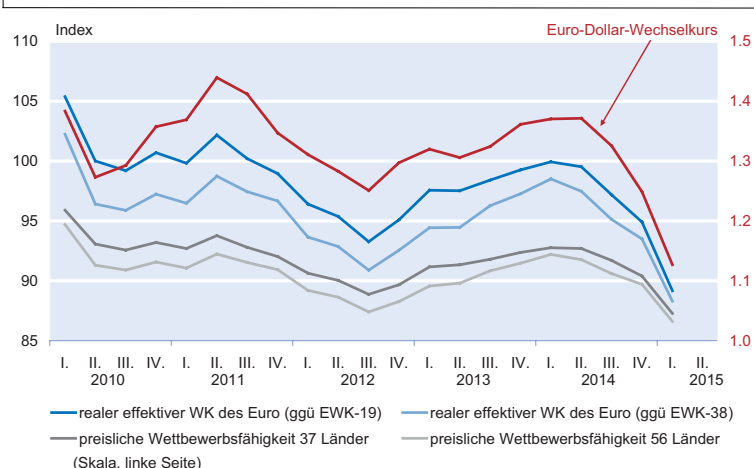
Als erklärende Variable werden die reale Warenausfuhr sowie die reale Gesamtausfuhr verwendet. Beide Reihen sind saison- und kalenderbereinigt und der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung des Statistischen Bundesamts entnommen. Der Verlauf der Exporte wird durch zwei Determinanten beeinflusst. So gibt die Aktivität der Weltwirtschaft Aufschluss auf die Entwicklung der Exportnachfrage. Diese Aktivität kann durch das Welthandelsvolumen beschrieben werden.¹ Ein weiterer Faktor ist die preisliche Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Exporteure. Im Rahmen dieser Studie werden fünf verschiedene Wechselkurse betrachtet: der Wechselkurs des Euro zum US-Dollar, die preisliche Wettbewerbsfähigkeit Deutschlands gegenüber den 37 bzw. 56 wichtigsten Handelspartnern sowie der reale effektive Wechselkurs des Euro gegenüber den Währungen der 19 bzw. 38 wichtigsten deutschen Handelspartnern.² Geschätzt wird mit Quartalsdaten für den Zeitraum 1993:Q1 bis 2014:Q4. Da Daten für die Wettbewerbsfähigkeit

erst seit 1993 vorliegen, wird dieser Startpunkt gewählt. Alle Reihen werden logarithmiert. Aus den zwei Exportgrößen, dem Welthandel und den fünf verschiedenen Wechselkursen, ergeben sich folglich zehn verschiedene Modellkombinationen.

Alle Zeitreihen werden zuerst einem Einheitswurzeltest unterzogen.³ Es zeigt sich, dass alle Reihen im betrachteten Zeitraum als nicht-stationär anzusehen sind. Damit sind die Voraussetzungen für eine Kointegrationsanalyse gegeben. Durch diese Analyse wird untersucht, ob zwischen den Variablen, die in das Modell eingehen, eine stabile Langfristbeziehung besteht und ob diese eindeutig bestimm-

³ Die Nichtstationarität wird mittels eines ADF-Tests auf Einheitswurzel überprüft. Für die beiden Exportreihen und den Welthandel wird eine Konstante, aber kein Trend in der Testgleichung unterstellt, für die Wechselkursreihen weder eine Konstante noch ein Trend. Die maximal mögliche Anzahl an verzögerten Werten wird auf acht festgesetzt. Auf Basis der üblichen Signifikanzniveaus kann über dem betrachteten Zeitraum die Nullhypothese einer Einheitswurzel nicht verworfen werden.

Abb. 1
Verschiedene Wechselkursreihen seit 2010



Quelle: Deutsche Bundesbank.

¹ Die Welthandelsreihe wird quartalsweise durch die OECD veröffentlicht und misst das reale saisonbereinigte Welthandelsvolumen von Waren und Dienstleistungen in US-Dollar. Fehlende Werte am aktuellen Rand werden durch die Daten des CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis ergänzt.

² Methodisch entspricht die preisliche Wettbewerbsfähigkeit einem realen effektiven Wechselkurs. Allerdings werden für die preisliche Wettbewerbsfähigkeit auch Länder innerhalb der Eurozone berücksichtigt während der reale effektive Wechselkurs nur in Relation zu Ländern außerhalb der Europäischen Währungsunion berechnet wird. Sowohl die preisliche Wettbewerbsfähigkeit als auch die realen effektiven Wechselkurse werden auf Basis der Verbraucherpreise berechnet. Die Gewichtung der Länder wird auf Grundlage des Außenhandels im Bereich des Verarbeitenden Gewerbes vorgenommen.

bar ist. Mit Hilfe des Johansen-Verfahrens wird die Anzahl der Kointegrationsvektoren bestimmt. Dazu wird in einem ersten Schritt ein unrestringiertes Vektorautoregressives (VAR-)Modell geschätzt. Die optimale Anzahl an Verzögerungen (Lags) der Variablen wird gemäß dem Akaike-Informationskriterium sowie dem Bayesschen Informationskriterium bestimmt. Dafür wird die maximal zulässige Anzahl auf acht Verzögerungen begrenzt. Da die Daten auf Quartals-ebene in die Schätzung eingehen, entspricht dies einem Zeitraum von maximal zwei Jahren, in dem sich die Variablen potenziell gegenseitig beeinflussen können. Für die zehn Modellkombinationen finden beide Informationskriterien eine optimale Länge von zwei Lags.

Im zweiten Schritt wird das zum VAR-Modell korrespondierende Vektor-Fehlerkorrektur-Modell (VECM) geschätzt und die Anzahl der Kointegrationsvektoren bestimmt.⁴ Gemäß dem Johansen-Kointegrationstest gibt es in allen zehn VAR-Modellen jeweils einen Kointegrationsvektor, der die Langfristbeziehung der Variablen beschreibt.⁵ Als nächstes wird mit Hilfe eines Wald-Tests untersucht, ob alle Variablen außer dem Export schwach exogen sind.⁶ Ist das der Fall, laufen Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht ausschließlich über Anpassungen beim Export ab. Die Langfristbeziehung lässt sich dann als Exportnachfragegleichung interpretieren (vgl. Strauß 2003). Das VECM kann auf ein Einzelgleichungsmodell für den Export reduziert werden (vgl. Stock 1987). Die Nullhypothese der schwachen Exogenität lässt sich auf dem 1%-Signifikanzniveau nicht ablehnen, jedoch für einige Modelle auf dem 5%-Signifikanzniveau (dies sind die Modelle, die die Wettbewerbsfähigkeit gegenüber 56 Ländern oder den realen effektiven Wechselkurs gegenüber 38 Ländern enthalten) und für alle Modelle auf dem 10%-Niveau.⁷ Die Erklärung hierfür könnte darin liegen, dass der Anteil Deutschlands am Welthandel bei 7% liegt und damit Veränderungen der deutschen Ausfuhren auch für den Welthandel von Bedeutung sind. Es ist allerdings zu berücksichtigen, dass es sich bei dem Test auf schwache Exogenität um eine verbundene Hypothese handelt, für die aufgrund der Größe der Stichprobe nur eine geringe Aussagekraft des Tests zu erwarten ist. Deshalb wird im Folgenden davon ausgegangen, dass schwache Exogenität des Welthandels und

der Wechselkurse gegeben ist und Eingleichungsmodelle geschätzt werden können. Die Grundstruktur des Eingleichungs-Fehlerkorrekturmodells sieht wie folgt aus:⁸

$$\Delta EX_t = \mu_0 + \alpha_{Ex} (EX_{t-1} - \beta_1 WH_{t-1} - \beta_2 WK_{t-1}) + \sum_{i=1}^K \gamma_i^{EX} \Delta EX_{t-i} + \sum_{i=0}^K \gamma_i^{WH} \Delta WH_{t-i} + \sum_{i=0}^K \gamma_i^{WK} \Delta WK_{t-i} + dummy_{Krise} + \epsilon_t$$

wobei »EX« für die logarithmierte Exportvariable, »WH« für den logarithmierten Welthandel und »WK« für eine der fünf logarithmierten Wechselkursreihen steht. Der Ausdruck in runden Klammern stellt die Langfristbeziehung dar, die Koeffizienten β_1 und β_2 beschreiben jeweils die Elastizität des Exports auf Änderungen des Welthandels und des Wechselkurses. α_{Ex} ist der Ladungskoeffizient, der beschreibt, wie schnell die Anpassung aus einem Ungleichgewicht erfolgt. Die Kurzfristbeziehung der Variablen wird mit Hilfe der γ -Terme modelliert. Δ steht für die Differenz zur Vorperiode. Analog zu den Ergebnissen aus den VAR-Modellen werden für die Variablen in der Kurzfristbeziehung jeweils $K = 2$ Verzögerungen berücksichtigt. Das Modell beinhaltet einen Dummy für den Zeitraum 2008:Q4 bis 2009:Q2, um der Finanzkrise Rechnung zu tragen.

Die entsprechenden Schätzungen für die Elastizitäten des Exports bezüglich Veränderungen des Welthandels und des Wechselkurses sind in Tabelle 1 zu sehen. Jedes der Modelle erklärt in etwa 70% der Variation des Exports. Die üblichen Tests auf Fehlspezifikation zeigen keine Probleme an; es gibt keine Autokorrelation, Heteroskedastie oder ARCH-Effekte in den Residuen, und die Parameter sind stabil. Das negative Vorzeichen bei den Ladungskoeffizienten bedeutet, dass eine Abweichung der Exporte von ihrem langfristigen Niveau in den Folgeperioden reduziert wird. Im Folgequartal nach einer Abweichung ist bereits 20% der Anpassung abgeschlossen.

Die Welthandelselastizität weist in allen Modellen einen Wert von etwa 1 aus. Demnach würde ein Anstieg des Welthandels um 1% dazu führen, dass die deutschen Exporte um 1% steigen. Die Wechselkurselastizitäten variieren, sind aber in allen Fällen negativ. Die Elastizität zum Euro-US-Dollar Wechselkurs fällt mit knapp $-0,2$ am schwächsten aus. Die Elastizitäten der realen effektiven Wechselkurse liegen zwischen $-0,3$ und $-0,4$. Hingegen sind die Elastizitäten für die preisliche Wettbewerbsfähigkeit mit ca. $-0,6$ am stärksten. Eine Abwertung des Euro-US-Dollar Wechselkurses bzw.

⁴ Der Rang der Kointegrationsmatrix wurde unter Verwendung der Trace-Statistik ermittelt. Die Verteilung der Teststatistik hängt davon ab, welche Annahme bezüglich des Trends in den Daten getroffen wird. Es wird angenommen, dass die Daten einen linearen Trend haben, so dass es eine Konstante in der Kurzfristbeziehung gibt; in der Kointegrationsbeziehung gibt es hingegen keinen Trend.

⁵ Verwendet man statt des Welthandels die Weltproduktion oder den ifo Exportnachfrageindikator (vgl. Elstner, Grimme und Siemsen 2010), sehen die Ergebnisse bezüglich der Anzahl der Kointegrationsbeziehungen deutlich uneinheitlicher über die verschiedenen Variablenkombinationen aus. Die Studie konzentriert sich deshalb ausschließlich auf den Welthandel.

⁶ Es wird getestet, ob die Kointegrationsbeziehung in allen Gleichungen außer der für den Export insignifikant ist. Konkret wird also getestet, ob die Ladungskoeffizienten in den Gleichungen für den Welthandel und für den Wechselkurs gleichzeitig null sind.

⁷ Zu einem ähnlichen Ergebnis kommt Strauß (2003).

⁸ Ähnliche Modelle für Deutschland werden von Clostermann (1996), Deutsche Bundesbank (1997), Stephan (2006), Strauß (2003) und Zeddis (2009) geschätzt.

Tab. 1
Elastizität deutscher Exporte bezüglich des Welthandels und verschiedener Wechselkursreihen

Export gesamt	Euro-USD	Preisl. Wettb. (37)	Preisl. Wettb. (56)	Realer eff. WK (19)	Realer eff. WK (38)
Welthandel	1,07 (0,04)	0,97 (0,04)	0,96 (0,04)	1,03 (0,02)	1,02 (0,02)
WK-Reihe	- 0,18 (0,09)	- 0,57 (0,29)	- 0,61 (0,30)	- 0,33 (0,16)	- 0,39 (0,20)
Ladungskoeffizient	- 0,19 (0,09)	- 0,19 (0,09)	- 0,19 (0,09)	- 0,19 (0,09)	- 0,18 (0,08)
R ² (korrigiert) ^{a)}	0,71	0,70	0,70	0,71	0,71
Autokorr-LM(1) ^{b)}	0,34	0,75	0,73	0,51	0,58
Autokorr-LM(4) ^{b)}	0,33	0,18	0,23	0,31	0,38
ARCH(1) ^{c)}	0,94	0,98	0,97	0,93	0,92
ARCH(4) ^{c)}	0,95	0,96	0,93	0,89	0,84
Heterosced-White ^{d)}	0,34	0,91	0,89	0,80	0,75
CUSUM/CUSUM ^{2e)}	stabil	stabil	stabil	stabil	stabil
Warenexport	Euro-USD	Preisl. Wettb. (37)	Preisl. Wettb. (56)	Realer eff. WK (19)	Realer eff. WK (38)
Welthandel	1,06 (0,03)	0,96 (0,04)	0,96 (0,04)	1,02 (0,03)	1,02 (0,03)
WK-Reihe	- 0,17 (0,08)	- 0,55 (0,29)	- 0,59 (0,31)	- 0,32 (0,16)	- 0,38 (0,19)
Ladungskoeffizient	- 0,21 (0,09)	- 0,20 (0,09)	- 0,19 (0,08)	- 0,20 (0,09)	- 0,19 (0,08)
R ² (korrigiert) ^{a)}	0,72	0,71	0,72	0,72	0,72
Autokorr-LM(1) ^{b)}	0,21	0,47	0,43	0,42	0,38
Autokorr-LM(4) ^{b)}	0,10	0,11	0,13	0,14	0,17
ARCH(1) ^{c)}	0,85	0,87	0,92	0,98	0,99
ARCH(4) ^{c)}	0,70	0,84	0,80	0,73	0,69
Heterosced-White ^{d)}	0,25	0,62	0,63	0,54	0,50
CUSUM/CUSUM ^{2e)}	stabil	stabil	stabil	stabil	Stabil

^{a)} Die Werte des korrigierten Bestimmtheitsmaßes werden ausgewiesen. – ^{b)} Breusch-Godfrey LM-Test auf serielle Korrelation in den Residuen bis zur Ordnung 1 bzw. 4. – ^{c)} LM-Test auf Autoregressiv bedingte Heteroskedastie in den Residuen bis zur Ordnung 1 bzw. 4. – ^{d)} Test auf allgemeine Heteroskedastie in den Residuen. – ^{e)} Tests auf Parameterstabilität. – Die Tabelle präsentiert die Koeffizienten der Elastizitätsschätzung aus Eingleichungs-Fehlerkorrekturmodellen. Die Standardfehler sind in Klammern ausgewiesen. Der Schätzzeitraum umfasst 1993:Q1 bis 2014:Q4. Es werden K = 2 Verzögerungen für alle Variablen in der Kurzfristbeziehung berücksichtigt.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

der realen effektiven Wechselkurse um 1% hätte folglich einen Anstieg der Exporte um ca. 0,2 bis 0,4% zur Folge. Eine Verbesserung der preislichen Wettbewerbsfähigkeit um 1% würde einen Exportanstieg von 0,6% bewirken. Die Unterschiede der Elastizitäten erscheinen plausibel, da ein beträchtlicher Teil der deutschen Exporte in den Euroraum geliefert wird (ca. 35%); nur die beiden Reihen der preislichen Wettbewerbsfähigkeit berücksichtigen deutsche Preise relativ zu Preisen der übrigen Eurozone.

Welche Auswirkung hat die Abwertung auf den Export?

Abschließend wird der Einfluss der Abwertung im ersten Quartal 2015 auf den deutschen Export untersucht. Dazu wird auf das Eingleichungs-Fehlerkorrekturmodell aus dem vorherigen Abschnitt zurückgegriffen. Das Modell wird bis Q4:2014 geschätzt. Anschließend werden die acht darauffolgenden Quartale bis Q4:2016 prognostiziert. Hierbei wer-

den zwei Szenarien miteinander verglichen. Im Basisszenario (ohne Abwertung) werden die Wechselkurse des vierten Quartals 2014 konstant bis zum Ende des Prognosezeitraums fortgeschrieben. Im Alternativszenario (mit Abwertung) wird hingegen der Wechselkurs des ersten Quartals 2015 bis ans Ende des Prognosezeitraums konstant fortgeschrieben. Für die Simulationen wird auf die beiden Indikatoren der preislichen Wettbewerbsfähigkeit zurückgegriffen, um einen möglichst großen Länderkreis abzudecken. Diese werteten jeweils um 3,5% im ersten Quartal dieses Jahres ab. In beiden Wechselkurszenarien werden für den Welthandel identische Verläufe im Prognosezeitraum unterstellt.⁹ Diese Simulation berücksichtigt also nur die direkten Effekte des Wechselkurses auf den deutschen Export, nicht aber die indirekten Effekte vom Wechselkurs auf den Welthandel.¹⁰

⁹ Hier wird auf die Welthandelsprognose aus der ifo Sommerprognose zurückgegriffen, vgl. Wollmershäuser et al. (2015).

¹⁰ Diese indirekten Effekte können vermutlich vernachlässigt werden. Schätzt man ein bivariates VAR-Modell mit dem Welthandel und der preislichen Wettbewerbsfähigkeit, so reagiert der Welthandel insignifikant auf eine plötzliche Änderung der Wettbewerbsfähigkeit.

Tab. 2
Impuls der Abwertung in Q1:2015 auf den deutschen Export

	Gesamtexport		Warenexport	
	Wett (37)	Wett (56)	Wett (37)	Wett (56)
2015	1,03	0,92	0,86	0,78
2016	0,48	0,60	0,52	0,63

Ausgewiesen sind die Impulse auf die Jahresveränderungsraten des Exports in Prozentpunkten.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Die Ergebnisse aus den Simulationen sind in Tabelle 2 dargestellt. Die Impulse auf den deutschen Export ergeben sich folgendermaßen: Ausgangspunkt sind die prognostizierten Niveauewerte, die sich aus den beiden Szenarien ergeben. Aus den Niveauewerten werden Jahresveränderungsraten berechnet.¹¹ Durch Differenzieren der Veränderungsraten des Basisszenarios vom Alternativszenario erhält man die Impulse.

Im ersten Jahr liegt der Impuls zwischen 0,8 und 1,0 Prozentpunkten, d.h. der deutsche Export liegt im Jahr 2015 um knapp 1 Prozentpunkt höher, als er es ohne die Abwertung getan hätte (unter sonst gleichen Umständen). Im Jahr 2016 beläuft sich der Impuls auf 0,5 bis 0,6 Prozentpunkte. Differenziert man nach den beiden Wettbewerbsfähigkeitsreihen, ergeben sich fast identische Impulse, dies liegt daran, dass sich die Wettbewerbsfähigkeit gegenüber dem kleineren und größeren Länderkreis ähnlich stark verbesserte. Eine Unterscheidung nach Waren- und Gesamtexporten zeigt auch keine wesentlichen Unterschiede in den Impulsen, dies liegt daran, dass die Dienstleistungen (als Differenz aus Gesamt- und Warenexporten) nur einen recht kleinen Anteil am Gesamtexport ausmachen.

Literatur

Clostermann, J. (1996), »The Impact of the Exchange Rate on Germany's Balance of Trade«, Deutsche Bundesbank Discussion Paper Nr. 7/96.

Deutsche Bundesbank (1997), »Wechselkurs und Außenhandel«, *Monatsbericht*, Januar, 43–62.

Elstner, S., Chr. Grimme und U. Haskamp (2013), »Das ifo Exportklima – ein Frühindikator für die deutsche Exportprognose«, *ifo Schnelldienst* 66(4), 36–43.

Elstner, S., Chr. Grimme und T. Siemsen (2010), »Die größten aufstrebenden Märkte für deutsche Exporte liegen in Asien und Osteuropa«, *ifo Schnelldienst* 63(16), 22–25.

Stephan, S. (2006), *Modellierung von Mengen und Preisen im deutschen Außenhandel*, Dissertation, Freie Universität Berlin.

Stock, J. (1987), »Asymptotic Properties of Least Square Estimators of Cointegrating Vectors«, *Econometrica* 55(5), 1035–1053.

Strauß, H. (2003), »Globalisierung und die Prognose des deutschen Außenhandels«, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 223(2), 176–203.

Wollmershäuser, T., W. Nierhaus, T. Berg, Chr. Breuer, J. Garnitz, Chr. Grimme, St. Henzel, A. Hristov, N. Hristov, W. Meister, F. Schröter, A. Steiner, E. Wieland, K. Wohlrabe und A. Wolf (2015), »ifo Konjunkturprognose 2015/2016: Deutsche Wirtschaft im Aufschwung«, *ifo Schnelldienst* 68(12), 22–62.

Zeddies, G. (2009), »Exportweltmeister trotz Euro-Höhenflug – Zum Einfluss der Wechselkurse auf die deutschen Ausfuhren«, *Wirtschaft im Wandel* 6, 247–255.

¹¹ Es ist anzumerken, dass die Jahresveränderungsraten aus den saison- und kalenderbereinigten Quartalswerten berechnet werden und nicht aus den Ursprungswerten.