



Hamburgisches
WeltWirtschafts
Institut

Ein makroökonomisches Modell für Hamburg

Norbert Kriedel

HWWI Research

Paper 1-7
des
HWWI-Kompetenzbereiches
Wirtschaftliche Trends und Hamburg

Norbert Kriedel
Hamburgisches WeltWirtschaftsinstitut (HWWI)
Neuer Jungfernstieg 21 | 20354 Hamburg
Tel +49 (0)40 34 05 76 - 35 | Fax +49 (0)40 34 05 76 - 76
kriedel@hwwi.org

HWWI Research Paper
Hamburgisches WeltWirtschaftsinstitut (HWWI)
Neuer Jungfernstieg 21 | 20354 Hamburg
Tel +49 (0)40 34 05 76 - 0 | Fax +49 (0)40 34 05 76 - 76
info@hwwi.org | www.hwwi.org
ISSN 1861-504X

Redaktion:
Thomas Straubhaar (Vorsitz)
Michael Bräuninger

© Hamburgisches WeltWirtschaftsinstitut (HWWI) | Mai 2007

Alle Rechte vorbehalten. Jede Verwertung des Werkes oder seiner Teile ist ohne Zustimmung des HWWI nicht gestattet. Das gilt insbesondere für Vervielfältigungen, Mikroverfilmung, Einspeicherung und Verarbeitung in elektronischen Systemen.

Ein makroökonomisches Modell für Hamburg

Norbert Kriedel

Danksagung:

Für wichtige inhaltliche Hinweise und Ratschläge bedanke ich mich bei Herrn PD Dr. Michael Bräuninger. Herrn Dr. Wolfgang Henne schulde ich Dank für seine Unterstützung bei der Programmierung. Dem Statistikamt Nord in Hamburg, vor allem Frau Karin Budziszewski, danke ich für die Bereitstellung und mühevollen Generierung von Zeitreihen aus der VGR für Hamburg, welche die vorliegende Untersuchung erst ermöglicht haben.

Inhaltsverzeichnis

1. Kurzzusammenfassung
2. Einführung
 - 2.1 Grundlegende Fragestellung und verwendetes Datenmaterial
 - 2.2 Methodik und theoretischer Hintergrund
3. Ergebnisse
 - 3.1. Gesamtwirtschaft
 - 3.1.1 Wachstumszusammenhang Hamburg-Deutschland
 - 3.1.2 Konjunkturzusammenhang Hamburg-Deutschland
 - 3.1.3 Langfristige Arbeitsnachfragebeziehung
 - 3.2 Verarbeitendes Gewerbe
 - 3.2.1 Wachstumszusammenhang Hamburg-Deutschland
 - 3.2.2 Konjunkturzusammenhang Hamburg-Deutschland
 - 3.2.3 Langfristige Arbeitsnachfragebeziehung
 - 3.2.4 Kurzfristige Arbeitsnachfragebeziehung
 - 3.3 Baugewerbe
 - 3.3.1 Wachstumszusammenhang Hamburg-Deutschland
 - 3.3.2 Konjunkturzusammenhang Hamburg-Deutschland
 - 3.3.3 Langfristige Arbeitsnachfragebeziehung
 - 3.4 Dienstleistungssektor
 - 3.4.1 Wachstumszusammenhang Hamburg-Deutschland
 - 3.4.2 Langfristige Arbeitsnachfragebeziehung
 - 3.5 Handel, Verkehr und Nachrichten, Gastgewerbe
 - 3.5.1 Wachstumszusammenhang Hamburg-Deutschland
 - 3.5.2 Konjunkturzusammenhang Hamburg-Deutschland
 - 3.5.3 Langfristige Arbeitsnachfragebeziehung
 - 3.6 Handel
 - 3.6.1 Wachstumszusammenhang Hamburg-Deutschland
 - 3.6.2 Konjunkturzusammenhang Hamburg-Deutschland
 - 3.6.3 Langfristige Arbeitsnachfragebeziehung
 - 3.7 Verkehr und Nachrichten
 - 3.7.1 Wachstumszusammenhang Hamburg-Deutschland
 - 3.7.2 Konjunkturzusammenhang Hamburg-Deutschland
 - 3.7.3 Langfristige Arbeitsnachfragebeziehung
 - 3.7.4 Kurzfristige Arbeitsnachfragebeziehung
 - 3.8 Gastgewerbe

3.9 Finanzsektor

3.9.1 Wachstumszusammenhang Hamburg-Deutschland

3.9.2 Konjunkturzusammenhang Hamburg-Deutschland

3.9.3 Langfristige Arbeitsnachfragebeziehung

4. Prognose Gesamtwirtschaft für 2007 und 2008

5. Literatur- und Quellenverzeichnis

1. Kurzzusammenfassung

Das Wachstum der realen Bruttowertschöpfung in Hamburg zeigt für den Zeitraum 1992 bis Anfang 2001 eine gegenüber Deutschland gleichlaufende Entwicklung. In der zweiten Jahreshälfte 2001 kommt es jedoch zu einer nachhaltigen Erhöhung des Hamburger Trendwachstums, es findet also eine Wachstumsbeschleunigung statt. Letztere vollzieht sich in den Branchen Verarbeitendes Gewerbe, Handel sowie Verkehr und Nachrichten und tritt auf Grund des insgesamt hohen Gewichts dieser Bereiche auch in der Gesamtwirtschaft auf.

Die Trendratensteigerung im Verarbeitenden Gewerbe tritt etwa zeitgleich mit jener in der Gesamtwirtschaft auf, während sie im Handel und im Bereich Verkehr und Nachrichten mit einer Verzögerung von rund drei Quartalen in Erscheinung tritt. Dieses zeitliche Muster legt eine Transmission der Wachstumsbeschleunigung ausgehend vom Verarbeitenden Gewerbe in Richtung Handel, Verkehr und Nachrichten nahe. Zusätzlich spielt für den Bereich Verkehr und Nachrichten auch der internationale Handel im Euroraum eine Rolle, während für den Handel in Hamburg eher der Weltmarkt relevant ist. Bei der Beschäftigungsentwicklung im Verkehrssektor offenbart sich eine relativ starke Beeinflussung durch das Wachstum im Handelssektor Hamburgs, sodass die oben genannte Transmission bei genauerer Betrachtung durch weitere Kausalketten erweitert wird.

Während für die oben genannten Branchen die Hansestadt Hamburg im Zeitraum 1992 bis 2006 eine insgesamt dynamischere Entwicklung als auf Bundesebene verzeichnen konnte, haben sich das Baugewerbe und der Finanzsektor im Vergleich zum Bund eher unterdurchschnittlich entwickelt.

Bei der Prognose des Wachstums der gesamten Bruttowertschöpfung in Hamburg spielen neben der deutschen Entwicklung noch die Zahl der offenen Stellen und die Differenz aus lang- und kurzfristigen Zinsen eine Rolle. Diese beiden Größen weisen einen Vorlauf gegenüber dem Wachstum der Bruttowertschöpfung auf, was ihre Eignung für Prognosezwecke unterstreicht. Für die Prognose der konjunkturellen Entwicklung sind neben der deutschen Entwicklung auch der geglättete Geschäftsklima-Indikator der Handelskammer Hamburg sowie die Entwicklung der Kredite an Nichtbanken in Hamburg von Bedeutung. Die Schätzung des Zusammenhangs zwischen ökonomischem Wachstum und dem Aufbau an (sozialversicherungspflichtiger) Beschäftigung offenbart für die meisten Branchen einen eher schwachen Zusammenhang.

2. Einführung

2.1 Grundlegende Fragestellung und verwendetes Datenmaterial

Der vorliegende Bericht enthält die Ergebnisse von ökonometrischen Berechnungen zu den folgenden Themengebieten:

1. Die Erklärung des langfristigen Wachstums der realen Bruttowertschöpfung in Hamburg unter besonderer Berücksichtigung des langfristigen Zusammenhangs zwischen Hamburg und Deutschland in der realen Bruttowertschöpfung (*Wachstumszusammenhang Hamburg - Deutschland*)
2. Die Erklärung und Prognose des konjunkturellen Verlaufs der Bruttowertschöpfung in Hamburg unter besonderer Berücksichtigung des kurzfristigen Zusammenhangs zwischen Hamburg und Deutschland in der realen Bruttowertschöpfung (*Konjunkturusammenhang Hamburg - Deutschland*)
3. Die langfristige Beziehung zwischen der Beschäftigung und der Bruttowertschöpfung in Hamburg (*langfristige Arbeitsnachfragebeziehung*)
4. Die kurzfristige Beziehung zwischen der Beschäftigung und der Bruttowertschöpfung in Hamburg (*kurzfristige Arbeitsnachfragebeziehung*)

Die gesamte Analyse erfolgt disaggregiert nach einzelnen Wirtschaftsbereichen sowie zusätzlich für die Gesamtwirtschaft. Die folgenden Wirtschaftsbereiche werden – neben der Gesamtwirtschaft – hierbei untersucht:

- Das Verarbeitende Gewerbe
- Das Baugewerbe
- Das Dienstleistungsgewerbe
- Der Gesamtbereich Handel, Verkehr und Nachrichten sowie Gastgewerbe¹
- Der Bereich Verkehr und Nachrichten
- Der Handel
- Das Gastgewerbe
- Der Finanzsektor (Banken und Versicherungen)

Neben dem Zusammenhang zwischen der deutschen Entwicklung und der in Hamburg werden in der Gesamtwirtschaft sowie in einzelnen Bereichen noch zusätzliche Einflussgrößen identifiziert, die eine signifikante Bedeutung für die Hamburger Entwicklung aufweisen.

¹ Die amtliche Statistik stellt nur für Hamburg, nicht aber für Deutschland eine separate Untergliederung dieses Gesamtbereichs zur Verfügung.

Gleichzeitig verbessern diese zusätzlichen Faktoren auch die Prognosequalität des jeweiligen Modells.

Bei der Untersuchung werden Quartalsdaten verwendet, die im Falle der Bruttowertschöpfungsgrößen aus der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung für das Bundesland Hamburg und aus den Datenbanken des Statistischen Bundesamts stammen. Für die Beschäftigungsgrößen wird auf Datenbanken der Arbeitsagentur Hamburg zurückgegriffen. Die Einheit der beteiligten Variablen ist im Falle der Bruttowertschöpfung ‚Millionen €‘ sowie ‚Personen‘ im Falle der Beschäftigungsgrößen.

Daneben werden weitere auf Hamburg bezogene Variablen erfasst, wie die Anzahl offener Stellen, die Kreditentwicklung, die Auftragseingänge im Verarbeitenden Gewerbe und im Baugewerbe sowie die Entwicklung des Geschäftsklimaindiktors der Handelskammer Hamburg. Ferner erfolgt die Berücksichtigung internationaler Daten zum Welthandel und zum Handel im Euroraum, sowie zur Zinsdifferenz im Euroraum.²

Der durch vorhandenes Datenmaterial abgedeckte Zeitraum erstreckt sich von 1992 bis 2006, der Prognosezeitraum wird durch die Jahre 2007 und 2008 gebildet. Die Berechnungen erfolgen in der Regel auf Basis logarithmierter saisonbereinigter Originaldaten.³

2.2 Methodik und theoretischer Hintergrund

Die methodische Herangehensweise an die Fragestellung ist zeitreihenanalytisch-ökonometrischer Natur. Während in der traditionellen Zeitreihenanalyse die systematischen Komponenten Trend, Zyklus und Saison deterministisch modelliert werden, wird nach WOLTERS in der modernen ökonometrischen Zeitreihenanalyse die „Zeitreihe als Realisation eines stochastischen Prozesses aufgefasst, das heißt auch die systematischen Komponenten werden als zufällige Größen modelliert.“⁴ Diese Sichtweise ist mit dem Vorhandensein stochastischer Trends in ökonomischen Zeitreihen verbunden, man spricht auch von integrierten Zeitreihen. Der überwiegende Teil empirischer Untersuchungen zeigt, dass die meisten ökonomischen Zeitreihen einen stochastischen Trend aufweisen.⁵

² Vgl. Literatur- und Quellenverzeichnis.

³ Die Logarithmierung verbessert zum einen die statistische Stabilität der Daten für die Berechnungen (Verminderung der Gefahr von Heteroskedastizität), zum anderen lassen sich logarithmierte Reihen relativ problemlos in Wachstumsraten überführen.

⁴ Wolters, J. (2003), S. 51.

⁵ Vgl. die hierzu bekannteste Studie von Nelson, C.R.; Plosser, C.I. (1982), ferner: de Jong (1992).

Besitzt eine Größe einen stochastischen Trend, so lässt sich dieser durch die Bildung der ersten Differenz dieser Variablen eliminieren, weshalb solche Größen auch als differenzstationär bezeichnet werden.⁶ Hierbei kann der Fall auftreten, dass eine Größe erst nach mehrfacher Differenzenbildung in eine stationäre Reihe transformiert werden kann. Daraus ergibt sich das Konzept der Integriertheit von Zeitreihen. Eine Zeitreihe gilt als integriert vom Grade d , wenn sie sich nach d -facher Differenzenbildung in eine stationäre Zeitreihe überführen lässt.⁷ Ist etwa eine Variable X_t nach Bildung der ersten Differenz stationär, so bezeichnet man sie als integriert vom Grade eins oder schreibt kurz $X_t \sim I(1)$.

Die Entdeckung und Identifikation stochastischer Trends in ökonomischen Zeitreihen hatte auch Implikationen für das theoretische Verständnis von der Beziehung zwischen Wachstum und Konjunktur. In der traditionellen Wachstums- und Konjunkturforschung erfolgte die Analyse von Konjunkturzyklen und Wachstumsprozessen separat, und insbesondere der langfristige Trend einer Zeitreihe repräsentierte den von der konjunkturellen Sphäre als unabhängig angesehenen Wachstumsprozess. Konjunkturelle Impulse haben in dieser klassischen Welt lediglich eine transitorische (vorübergehende), aber keine dauerhafte Wirkung.⁸

Hingegen hat ein stochastischer Trend die Eigenschaft, dass die je Periode auftretenden Schocks nicht nur eine transitorische, sondern auch eine permanente Wirkung auf den langfristigen Verlauf der Zeitreihe besitzen.⁹ Als ein ökonomisches Beispiel sei an einen zufällig auftretenden positiven Produktivitätsschock (etwa durch technischen Fortschritt in einem Unternehmen) gedacht. Die Entdeckung führt zu einer Steigerung des Humankapitals der Belegschaft auf Dauer, sodass der einmalige Produktivitätsschock nicht nur temporärer, sondern permanenter Natur ist und auch den Wachstumsverlauf beeinflusst.¹⁰ Ein weiteres Beispiel für eine Interdependenz zwischen Wachstum und Konjunktur geben AGHION und HOWITT. So kann ein einmaliger expansiver konjunktureller Impuls – wie etwa eine expansive geldpolitische Maßnahme – auch den langfristigen Wachstumsverlauf beeinflussen. Führt die vom konjunkturellen Impuls induzierte Einkommens- und Konsumausweitung zu vermehrten Investitionen, und kommt es im Zuge der Investitionstätigkeit zur Implementierung neuen Wissens (Vintage-Modell des technischen Fortschritts), so wird durch die damit verbundene Produktivitätssteigerung auch das langfristige Wachstumsgleichgewicht der Ökonomie tangiert.¹¹

⁶ Thomas, R.L. (1997), S. 411; Hackl, P. (2005), S. 236.

⁷ Vgl. Hackl, P. (2005), S. 236.

⁸ Vgl. Schips (2002), S. 15.

⁹ Vgl. Engle, R.F. ; Granger, C.W. J. (1987), S. 253; Zelhorst, D.; de Haan, J. (1994), S. 23.

¹⁰ Plosser, C. (1989), S. 69.

¹¹ Vgl. Frenkel, M.; Hemmer, H.-R. (1999), S. 178; Aghion, P. ; Howitt, P. (1998), S. 233. Für weitere Beispiele, siehe: Stadler, G.W. (1990).

Somit impliziert die Existenz stochastischer Trends in ökonomischen Zeitreihen das Vorhandensein von Verbindungskanälen zwischen konjunktureller und wachstumsökonomischer Analyse.¹² Daher wird in der neueren Konjunktur- und Wachstumsforschung eher eine gemeinsame Sichtweise von Konjunktur und Wachstum vertreten. So weist SPREE darauf hin, dass „Wachstum und Konjunktur keine völlig unterschiedlichen Phänomene sind, sondern zwei Seiten derselben Medaille.“¹³ In ähnlicher Weise wird die Relation zwischen langfristiger und kurzfristiger Entwicklung auch in anderen Teilen der Literatur betont.¹⁴

Das statistische Instrumentarium, das aufbauend auf der Entdeckung stochastischer Trends in ökonomischen Zeitreihen für die simultane Behandlung wachstumsökonomischer und konjunktureller Phänomene geeignet ist, stellt die Kointegrations- und die Fehlerkorrekturmethodik dar. Daher sollen beide Konzepte im Folgenden eingehender erläutert werden.

Kointegration

Das Konzept der Kointegration von Zeitreihen kann als natürliche Erweiterung der Integration von Zeitreihen angesehen werden. Geht es bei letzterer um das Vorhandensein und Identifizieren eines stochastischen Trends in einzelnen Reihen, so untersucht die Kointegrationsanalyse mehrere Reihen auf die Existenz eines *gemeinsamen* stochastischen Trends. Der Begriff bezeichnet somit eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung zwischen ökonomischen Variablen mit gleichem Integrationsgrad. Deshalb eignet sich die Kointegrationsanalyse für die Untersuchung langfristiger Gleichgewichtsbeziehungen zwischen ökonomischen Größen.

Die Kointegration wurde von Robert F. ENGLE und Clive W.J. GRANGER in den 1980er Jahren entwickelt.¹⁵ Um mit Engle und Granger zu sprechen „kann die vage Idee, dass [zwei Zeitreihen] x_t und y_t sich nicht weit voneinander weg bewegen können, in die präzisere Formulierung übersetzt werden, dass ihre Differenz eine stationäre Reihe bildet.“¹⁶ Die Differenz bezeichnet den Fehler in der Gleichgewichtsbeziehung, der sich gemäß ENGLE und GRANGER „nur selten weit vom Wert Null weg bewegen wird [...]“. Anders ausgedrückt bedeutet dies, dass die Gleichgewichtsbeziehung zeitweise erfüllt ist, zumindest näherungsweise, während der Fehler in der Gleichgewichtsbeziehung, für den Fall dass x_t und y_t nicht kointegriert sind,

¹² Auf die Fragwürdigkeit der getrennten Behandlung von Konjunktur- und Wachstumsphänomenen weist auch Temple, J. (1999) vor dem Hintergrund empirischer Evidenz hin, vgl.: Temple, J. (1999), S. 145.

¹³ Spree (2002), Business Cycles in History, S. 3.

¹⁴ Vgl. Josephson, C. (2005).

¹⁵ Beide erhielten, unter anderem für die Entwicklung des Kointegrationskonzepts, im Jahre 2003 den Nobelpreis für Ökonomie.

¹⁶ Engle, R.F. ; Granger, C.W. J. (1987), S. 253. Die Differenz wird hierbei als Linearkombination $z_t = x_t - a \cdot y_t$ entworfen. Kointegration liegt dann vor, wenn sich ein bestimmter Wert für a finden lässt, sodass z_t eine stationäre Reihe bildet.

sich weit von der Null-Linie weg bewegen kann, [...] sodass das Gleichgewichtskonzept für diesen Fall ohne praktische Bedeutung ist.“¹⁷

Neben dem Verdienst, das in ökonomisch-theoretischen Überlegungen bedeutende Gleichgewichtskonzept mit empirischen Methoden zu verknüpfen, haben ENGLE und GRANGER mit ihrem Kointegrationsansatz auch noch das Problem der Scheinregression bei der Analyse von ökonomischen Zeitreihen deutlich entschärft.¹⁸ Scheinregressionen treten insbesondere dann auf, wenn trendbehaftete ökonomische Größen auf kausale Zusammenhänge untersucht werden und hierbei nicht das Vorliegen einer Gleichgewichtsbeziehung überprüft wird. Dadurch kann es zu falschen Schlussfolgerungen hinsichtlich des kausalen Zusammenhangs zwischen ökonomischen Größen kommen. Die Kointegrationsmethodik hat dieses Problem zu einem großen Teil behoben.

Innerhalb einer Kointegrationsbeziehung sind Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht somit zwar temporär möglich, langfristig muss sich das Verhalten der beteiligten Größen jedoch im Gleichgewichtszustand befinden.¹⁹ Besitzen zwei Zeitreihen denselben Integrationsgrad, so kann überprüft werden, ob sie in einer Kointegrations- oder Gleichgewichtsbeziehung stehen. Ist letzteres der Fall, dann werden beide Zeitreihen und damit die zugehörigen ökonomischen Größen von denselben stochastischen Schocks angetrieben, es existiert dann also eine gemeinsame stochastische Komponente, die den Verlauf beider Größen und ihr Verhältnis zueinander langfristig steuert.

Für die statistische Überprüfung ob zwei oder mehrere ökonomische Größen kointegriert sind haben ENGLE und GRANGER ein nach ihnen benanntes Verfahren entwickelt (das Engle-Granger-Verfahren), bei welchem in einem ersten Schritt der Integrationsgrad der beteiligten Zeitreihen ermittelt wird. Sind beide Reihen integriert vom selben Grade und nicht stationär, wird eine mögliche Langfristbeziehung mittels Regressionsrechnung ermittelt. In einem weiteren Schritt wird für die Fehler (Residuen) dieser Regressionsbeziehung ein Test auf Stationarität durchgeführt. Die Residuen werden dabei als Schätzungen der wahren Fehler in der Gleichgewichtsbeziehung interpretiert.²⁰ Handelt es sich bei der Residuenreihe um eine stationäre Reihe, so liegt Kointegration vor. Für die Überprüfung der Stationarität der Residuenreihe empfehlen ENGLE und GRANGER die Verwendung des erweiterten Dickey-Fuller-Tests,

¹⁷ Engle, R.F. ; Granger, C.W. J. (1987), S. 253.

¹⁸ Vgl. Granger, C.W.J.; Newbold, P. (1974)

¹⁹ Vgl. auch Hackl, P. (2005), S. 318.

²⁰ Vgl. auch Thomas, R.L.. (2007), S. 432f.

der von David A. DICKEY und Wayne A. FULLER in den 1970er Jahren für das Testen stochastischer Trendhypothesen entwickelt worden war.²¹

In der vorliegenden Untersuchung wird der erweiterte Dickey-Fuller-Test sowohl beim Testen der stochastischen Trendhypothese einzelner Variablen, als auch bei der Überprüfung der Gleichgewichtsbeziehung verwendet. Die Vorgehensweise orientiert sich dabei an der gängigen ökonometrischen Literatur²². Sofern im Rahmen der Kointegrationsanalyse die Entwicklung in Hamburg nicht in angemessenem Maße durch die Entwicklung in Deutschland erklärt werden kann, wird teilweise auf weitere Einflussvariablen zurückgegriffen, die je nach Wirtschaftsbereich auf der Grundlage ökonomischer Überlegungen ausgewählt und auf ihre statistische Signifikanz getestet werden. Eine weitere Form des modellierenden Eingriffs im Falle fehlender Gleichgewichtsbeziehungen bildet das Einfügen von Strukturbruchvariablen.²³ Letztere können grundsätzlich in Form von Niveau- oder Steigungsvariablen auftreten. Eine Niveauvariable bildet hierbei eine Verschiebung der empirischen Beziehung zwischen Hamburg und Deutschland um einen konstanten Faktor ab. So drückt ein positives Vorzeichen des zugehörigen Koeffizienten einer Niveauvariablen die Beobachtung aus, dass - innerhalb der Beziehung zwischen Hamburg und dem Bund - die Entwicklung in Hamburg ab einem bestimmten Zeitpunkt systematisch um einen konstanten Faktor besser verlaufen ist als zuvor. Eine Steigungsvariable bildet die Veränderung des Steigungswinkels im Trendverlauf der jeweiligen Größe für Hamburg ab. Wie die Niveauvariable kann auch die Steigungsvariable sowohl eine positive als auch eine negative systematische Änderung der Beziehung zwischen Hamburg und Deutschland ausdrücken. Liegt eine Gleichgewichtsbeziehung vor, dann kann die kurzfristig-konjunkturelle Dynamik mit Hilfe eines Fehlerkorrekturmodells abgebildet werden.

Fehlerkorrekturmodelle

Zwischen Kointegration und Fehlerkorrekturmodellen existiert eine enge Beziehung. Gemäß ENGLE und GRANGER „besteht die Idee [des Fehlerkorrekturmodells] einfach darin, dass ein Teil des Gleichgewichtsfehlers von einer Periode zur nächsten korrigiert wird.“²⁴ Unter dem Gleichgewichtsfehler ist hierbei der Fehler in der langfristigen Kointegrationsbeziehung zu verstehen. Die Dynamik von ökonomischen Variablen in einem Fehlerkorrekturmodell beschreiben ENGLE und GRANGER wie folgt: „Im Falle eines Fehlerkorrekturmodells mit zwei

²¹ Engle, R.F. ; Granger, C.W. J. (1987), S. 253. Zum Dickey-Fuller-Test: Vgl. Dickey, D. A.; Fuller, W.A. (1979).

²² Vgl. Thomas, R. L.. (1997), S. 432f.; von Auer, L. (2003), S. 509f.; Hackl, P. (2005), S. 322f.

²³ Zur vergleichbaren Vorgehensweise in der Literatur, siehe: Franses, P.H. (1998), S. 139-142.

²⁴ Engle, R.F. ; Granger, C.W. J. (1987), S. 254.

Variablen würde die Veränderung einer Variablen von vergangenen Fehlern in der Gleichgewichtsbeziehung sowie von vergangenen Änderungen beider Variablen abhängen.“²⁵

Somit ist die Veränderung der abhängigen Größe das Ergebnis mehrerer treibender Kräfte.²⁶ Eine wichtige Rolle spielt das Änderungsverhalten der im Fehlerkorrekturmodell enthaltenen ökonomischen Variablen. Eine weitere Kraft stellt die Korrektur des Gleichgewichtsfehlers dar, welche die Tendenz zur Einhaltung der langfristig geltenden Kointegrationsbeziehung ausdrückt. Während letztere ein „strukturelles Gleichgewicht“ darstellt, beschreiben „Fehlerkorrekturmechanismen die Dynamik des Anpassungspfades an das Gleichgewicht.“²⁷ Für JOSEPHSON bedeutet die Verwendung der Kointegrations- und Fehlerkorrekturmethodik, dass die „Quellen langfristigen Wachstums und jene von Konjunkturzyklen als separate, gleichzeitig aber auch als interdependente Problemfelder analysiert werden können.“²⁸

Im Rahmen des Konjunkturzusammenhangs zwischen Hamburg und Deutschland wird als abhängige Größe die Wachstumsrate der Bruttowertschöpfung in Hamburg gewählt, jeweils für einen bestimmten Wirtschaftsbereich.²⁹ Diese abhängige Größe wird in Beziehung gesetzt zur entsprechenden Wachstumsrate für Deutschland. Neben dem Korrekturfaktor, der die Anpassung der Beziehung zwischen Hamburg und Deutschland an die langfristige Gleichgewichtsbeziehung sicherstellt, können weitere treibende Kräfte je nach Wirtschaftsbereich auf Grund ökonomischer Überlegungen ausgewählt und auf ihre Relevanz getestet werden. Für die kurzfristige Arbeitsnachfragebeziehung ist die abhängige Größe die Änderungsrate der Beschäftigung.³⁰ Die treibenden Kräfte sind zum einen die entsprechende Änderungsrate der realen Bruttowertschöpfung in Deutschland, mögliche weitere Einflussfaktoren sowie ein Korrekturfaktor, der die Anpassung der Beschäftigungs-Bruttowertschöpfungs-Relation an das langfristige Gleichgewicht herstellt.

Bei der Spezifikation des Fehlerkorrekturmodells wird in Anlehnung an die Literatur stets ein sogenannter ‚general-to-specific-Ansatz‘³¹ verwendet. Dies bedeutet, dass zunächst von einem möglichst umfassenden Modell ausgegangen wird, bei dem jede beteiligte Variable in kontemporärer sowie in zeitlich verzögerter Form auftaucht. Alle Größen, die bei diesem umfassenden Ansatz keinen statistisch signifikanten Beitrag zur Erklärung der abhängigen Vari-

²⁵ Engle, R.F. ; Granger, C.W. J. (1987), S. 254.

²⁶ Thomas, R.L. (1997), S. 432.

²⁷ Don, H.; Verbruggen, J. (2006), S.27.

²⁸ Josephson, C. (2005), S. 3.

²⁹ Es handelt sich hierbei um die Änderungsrate je Quartal gegenüber dem Vorquartal. Da die Zeitreihen einer Saisonbereinigung unterzogen wurden, lässt sich diese Änderungsrate sinnvoll bilden.

³⁰ Wie bei der Bruttowertschöpfung handelt es sich hierbei um die Änderungsrate je Quartal gegenüber dem Vorquartal.

³¹ Wolters, J. (2003), S. 55.

ablen (Wachstumsrate der realen Bruttowertschöpfung in Hamburg bzw. Wachstumsrate der Beschäftigung in Hamburg) liefern, werden in einem mehrstufigen Verfahren entfernt. Am Ende dieses Verfahrens steht der aus statistischer Sicht plausibelste Ansatz, die endgültige Spezifikation des Fehlerkorrekturmodells. Die Angabe dieser Spezifikation in Form der geschätzten Werte für die Koeffizienten wird ergänzt durch Indikatoren für die Güte der Schätzung. Hierbei handelt es sich um das Bestimmtheitsmaß R^2 sowie die t-Werte und die Durbin-Watson-Statistik. Die ersten beiden Indikatoren geben Auskunft über die Signifikanz (Bedeutung) der ausgewählten unabhängigen Größen, während die Durbin-Watson-Statistik ein Maß für die Autokorrelation der Residuen darstellt. Neben dem Durbin-Watson-Test existiert noch ein weiteres Testverfahren für die Überprüfung auf Autokorrelation. Es handelt sich hierbei um den Lagrange-Multiplier-Test nach Breusch und Godfrey.³² Im Unterschied zum Durbin-Watson-Test ermöglicht dieser Lagrange-Multiplier-Test nicht nur die Aufdeckung von Autokorrelation erster Ordnung, sondern auch von Autokorrelation höherer Ordnung (allgemein: n-ter Ordnung mit $n = 1, 2, 3, \dots$), weshalb er zusätzlich zum Durbin-Watson-Test durchgeführt wird.

Um die Validität und Aussagekraft der spezifischen Spezifikation der Fehlerkorrekturmodelle noch eingehender zu überprüfen, wurden jeweils zwei verschiedene Strukturbruchtests, nämlich der CUSUM-Test³³ und der Ein-Schritt-Prognose-Test (One-step-forecast-Test³⁴) durchgeführt. Die zu diesen Tests gehörenden grafischen Darstellungen finden sich an den entsprechenden Stellen im Text.

³² Vgl. Thomas, R.L. (1997), S. 305.

³³ Der CUSUM-Test basiert auf der Summe der Ein-Schritt-Prognosefehler bei der Schätzung des Modells, siehe: Greene, W. H. (1993), S. 217.

³⁴ Zum Ein-Schritt-Prognose-Test, siehe: EViews User's Guide 3 (1997), S. 356.

3. Ergebnisse

3.1. Gesamtwirtschaft

3.1.1 Wachstumszusammenhang Hamburg – Deutschland

Bevor die eigentliche Untersuchung der Gleichgewichtsbeziehung erfolgen kann, muss zunächst der Integrationsgrad der bei der Untersuchung verwendeten Zeitreihen festgestellt werden. Für die reale Bruttowertschöpfung der Gesamtwirtschaft in Hamburg ergibt der erweiterte Dickey-Fuller-Test einen Integrationsgrad von eins. Dies bedeutet, dass die erste Differenz der realen Bruttowertschöpfung eine stationäre Reihe bildet. Im Falle Deutschlands wurde die Zeitreihe des Bruttoinlandsprodukts als Vergleichsreihe für die Hamburger Bruttowertschöpfung verwendet. Der Grund ist darin zu sehen, dass bei der Prognose der deutschen Entwicklung auf das Bruttoinlandsprodukt als die zu prognostizierende Reihe abgestellt wird. Auf Grund der relativ engen und stabilen Beziehung zwischen Bruttowertschöpfung und Bruttoinlandsprodukt ist eine Verwendung des Bruttoinlandsprodukts in Verbindung mit der Bruttowertschöpfung im Rahmen einer Gleichgewichtsuntersuchung plausibel.

Da auch das Bruttoinlandsprodukt für Deutschland einen Integrationsgrad von eins aufweist, kann der langfristige Zusammenhang zwischen Hamburg und Deutschland auf eine Kointegrationsbeziehung (langfristiges Gleichgewicht) überprüft werden. Hierfür wird zunächst eine statische Regressionsgleichung ermittelt. Um zu überprüfen, ob es sich dabei um eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung handelt, ist ein Dickey-Fuller-Test für die Residuen der Regressionsbeziehung durchzuführen.

Bei den Berechnungen und Tests wurden neben der Hamburger und der deutschen Wachstumsrate als weitere potentielle Einflussfaktoren für die Langfristbeziehung die folgenden Variablen in Erwägung gezogen:

- Die Anzahl der offenen Stellen in Hamburg³⁵
- Der Geschäftsklima-Indikator der Handelskammer Hamburg
- Der Bestand an kurz-, mittel-, und langfristigen Krediten an Nichtbanken für Hamburg³⁶
- Die Zinsdifferenz für den Euroraum (gemessen als Differenz aus der Umlaufrendite 10-jähriger Staatsanleihen und dem EURIBOR-Dreimonatszins)³⁷

³⁵ Quelle: Agentur für Arbeit Hamburg.

³⁶ Quelle: Deutsche Bundesbank, Hauptverwaltung Hamburg; Bankstatistische Regionalergebnisse.

³⁷ Quelle: Deutsche Bundesbank

Anzahl der offenen Stellen in Hamburg

Die Zahl der offenen Stellen besitzt bei einer Verzögerung von vier Quartalen einen signifikanten Einfluss auf den Verlauf der realen Bruttowertschöpfung von Hamburg. Diese Signifikanz ist aus ökonomischer Sicht insofern plausibel, als dass das Angebot an offenen Stellen eine zunehmende Einstellungsbereitschaft seitens der Unternehmen und damit positive Wachstumsaussichten für die Zukunft signalisiert. In diesem Sinne ist auch die gemessene Verzögerung (von vier Quartalen) zu verstehen, welche impliziert, dass das Angebot an offenen Stellen mit einer Verzögerung von etwa einem Jahr mit einem erhöhten realen Bruttoinlandsprodukt einher geht. Die Eignung der Anzahl offener Stellen für die Prognose ökonomischer Zeitreihen der Bruttowertschöpfung oder des Bruttoinlandsprodukts wird auch durch andere Untersuchungen bestätigt.³⁸ Die Zahl der offenen Stellen in Hamburg ist integriert vom Grade eins, sodass die zugehörige Zeitreihe in die auf Kointegration zu testende Langfristbeziehung implementiert werden kann.

Geschäftsklima-Indikator der Handelskammer Hamburg

Dieser Indikator spiegelt zum einen die Einschätzung der gegenwärtigen, zum anderen aber auch die der künftigen Geschäftslage der Unternehmen des Kammerbezirks wider. Insofern ist mit einem vorlaufenden Verhalten für die kurz- oder langfristige Wirtschaftsentwicklung zu rechnen.³⁹ Die Handelskammer Hamburg befragt vierteljährlich rund 1.500 Unternehmen aus allen von ihr betreuten Wirtschaftszweigen. Der Rücklauf liegt nach Angaben der Kammer insgesamt bei rund 56 %.⁴⁰ Der Geschäftsklima-Indikator erweist sich für die Prognose der konjunkturellen Entwicklung in Hamburg als signifikanter Einflussfaktor, wobei er in geglätteter Form (als gleitender Durchschnitt über jeweils vier Quartale) und mit einer Verzögerung von zwei Quartalen in die Schätzung eingeht.

Bestand kurz-, mittel-, und langfristiger Kredite an Nichtbanken für Hamburg

Diese Variable erfasst die Finanzierungs- und Kreditvergabebedingungen der Nichtbanken, welche in Verbindung mit den oben erwähnten positiven Wachstumsaussichten erfüllt sein müssen, um langfristiges Wachstum zu erzeugen. Da es sich bei der zu schätzenden Regressionsbeziehung um eine Langfristbeziehung handelt, ist neben den kurz- und mittelfristi-

³⁸ Vgl. etwa. Fenz, G. / Spitzer, M. (2006)

³⁹ Zum Aufbau des Geschäftsklima-Indikators der Handelskammer Hamburg, vgl.:

http://www.hk24.de/produktmarken/standortpolitik/zahlen_fakten/hamburger_konjunkturdaten/Lage_4Q2006.pdf

⁴⁰ Quelle: Handelskammer Hamburg 2007.

gen Krediten auch die langfristige Kreditentwicklung von Bedeutung. Die gesamte Kreditentwicklung erweist sich wie der Handelskammer-Indikator für die konjunkturelle Entwicklung als signifikante Einflussgröße.

Zinsdifferenz für den Euroraum

Neben den auf Hamburg bezogenen Einflussfaktoren ‚Offene Stellen‘, ‚Handelskammer-Geschäftsklima-Indikator‘ und ‚Bestand an Krediten‘ ist auch von der Relevanz überregionaler Einflussfaktoren auszugehen. Neben dem deutschen Bruttoinlandsprodukt als einer überregionalen, nationalen Einflussvariable spielt die Zinsdifferenz für den Euroraum die Rolle einer überregionalen internationalen Einflussgröße. In ähnlicher Weise wie die Anzahl der offenen Stellen spiegelt auch ein hoher Wert der Zinsdifferenz positive Wachstumsaussichten der Unternehmen wider. So kann eine Erhöhung der Differenz zwischen dem langfristigen und dem kurzfristigen Zinsniveau eine verstärkte Nachfrage nach langfristigen Krediten ausdrücken, als Ausdruck einer optimistischen und investitionsbereiten Haltung von Unternehmen und Verbrauchern. Der zweite Grund, wieso ein Anstieg der Fristenstruktur mit einem kommenden wirtschaftlichen Aufschwung einher geht, bezieht sich auf die Inflationsentwicklung. So führt die Erwartung eines kommenden Aufschwungs zu höheren Inflationserwartungen, weshalb ebenfalls das Niveau der langfristigen Zinsen ansteigt.⁴¹

Die Beziehung zwischen einer kleiner werdenden Zinsdifferenz und einer kommenden Abschwächung des Wirtschaftswachstums lässt sich mit folgenden Überlegung theoretisch begründen:⁴² Eine Erhöhung der kurzfristigen Zinsen durch die Zentralbank verringert zum einen das Wirtschaftswachstum. Zum anderen sollten die Inflationserwartungen der Marktteilnehmer gesenkt werden. Der letztgenannte Effekt hat für das Niveau der für die Zukunft erwarteten Kurzfristzinsen einen dämpfenden Einfluss, da letztere neben einer realen Komponente auch Inflationserwartungen enthalten. Da gemäß der Erwartungstheorie der Zinsstruktur das langfristige Zinsniveau als Mittelwert aus dem Niveau der erwarteten kurzfristigen Zinsen resultiert, überträgt sich der genannte dämpfende Einfluss auch auf das langfristige Zinsniveau, welches somit weniger stark ansteigt als das aktuelle kurzfristige Zinsniveau. Dies impliziert ein Abflachen der Zinsstruktur oder Zinsdifferenz. Da sich die Anhebung des kurzfristigen Zinsniveaus negativ auf das Wirtschaftswachstum auswirkt, und sich gleichzeitig die Zinsstruktur abflacht, geht ein Abflachen der Zinsstruktur in der Regel mit einem schwächeren künftigen Wirtschaftswachstum einher.

⁴¹ Vgl. Spreeman, K.; Gantenbein, P. (2005), S. 129;

⁴² Vgl. Schrimpf, A.; Wang, Q. (2007), S. 6.

Die Eignung der Zinsdifferenz für die Prognose ökonomischer Zeitreihen der Bruttowertschöpfung oder des Bruttoinlandsprodukts wird durch andere Untersuchungen bestätigt.⁴³ Die vorliegenden statistischen Tests zeigen, dass der Änderung der Zinsdifferenz die Rolle einer Prognose-Variablen für das langfristige Wachstum in Hamburg zukommt.

Bei den Berechnungen hat sich folgendes Modell als Langfristbeziehung herauskristallisiert, welches eine Kointegrationsbeziehung darstellt. Die Überprüfung der Kointegrationsthese erfolgte dabei nach dem in der Einführung beschriebenen Engle-Granger-Verfahren.

Für die Langbeziehung gilt (t-Werte stehen unter den Schätzwerten in Klammern):

$$\begin{aligned} \text{BWS}_{\text{HH}} = & -2,75 + 0,94 \cdot \text{BIP}_D + (0,0004) \cdot [\text{Dummy}(\text{Steigung}) \cdot \text{Trend}] + \\ & (-2,57) \quad (10,96) \quad (4,00) \\ & + 0,003 \cdot \text{DIFFZINS}(-9) + 0,014 \cdot \text{OFFENESTELLEN}(-4). \\ & (2,32) \quad (1,86) \end{aligned}$$

Bestimmtheitsmaß $R^2 = 0,98$; Durbin-Watson-Statistik = 1,54.

Hierbei gilt (Variablen beziehen sich stets auf die Gesamtwirtschaft):

BWS_{HH} = (logarithmierte) reale Bruttowertschöpfung in Hamburg

BIP_D = (logarithmiertes) reales Bruttoinlandsprodukt in Deutschland

$[\text{Dummy}(\text{Steigung}) \cdot \text{Trend}]$ = Strukturbruchvariable im Trendverlauf der Bruttowertschöpfung für Hamburg (Strukturbruch im Steigungswinkel ab Q3/2001)

$\text{OFFENESTELLEN}(-4)$ = Anzahl der offenen Stellen in Hamburg, verzögert um vier Quartale

$\text{DIFFZINS}(-9)$ = Änderung der Zinsdifferenz, verzögert um neun Quartale

Der Koeffizient für das deutsche Bruttoinlandsprodukt hat den Wert 0,94 und liegt damit in etwa im Bereich des Werts eins, sodass annähernd von einer Eins-zu-eins-Beziehung zwischen der langfristigen Änderungsrate auf Bundesebene und in Hamburg ausgegangen werden kann. Da es sich bei den verwendeten Reihen um logarithmierte Größen handelt, ist der Koeffizient 0,94 als eine Elastizität anzusehen.⁴⁴ Er drückt damit aus, dass eine Änderung der Wachstumsrate im Bund um ein Prozent langfristig mit einer entsprechend hohen Änderung in Hamburg einher geht. Diese Aussage bezieht sich bei jedoch nur auf den Zeitraum 1992 bis Ende 2001, da in diesem Jahr ein Strukturbruch im Trendverlauf auftritt. Dieser

⁴³ Vgl. etwa.: Fenz, G. / Spitzer, M. (2006); Schrimpf, A. / Qingwei, W. (2007), S. 7.

⁴⁴ Vgl. von Auer, L. (2003), S. 161.

Strukturbruch weist auf eine Wachstumsbeschleunigung in Hamburg ab dem dritten Quartal 2001 hin. Es handelt sich dabei nicht um eine Niveauverschiebung im Trendverlauf, sondern um eine Erhöhung der Trendrate, sodass eher von einer ‚Beschleunigung‘ im Wachstums-tempo gesprochen werden kann.

Als eine mögliche Erklärung für diesen Strukturbruch lässt sich das im November 2001 von der Stadt Hamburg verkündete Leitbild der wachsenden Stadt anführen.⁴⁵ Es scheint angesichts der vorliegenden Ergebnisse denkbar, dass auch von der Umsetzung dieses Leitbilds Impulse zu verstärktem Wachstum für Hamburg ausgegangen sind. Der Wert des Bestimmtheitsmaßes deutet auf eine relativ starke Erklärung der Bruttowertschöpfung in Hamburg durch die vorliegenden Variablen hin. Dieses Ergebnis erhält umso mehr Gewicht, als dass der Test auf Kointegration auf eine Gleichgewichtsbeziehung hindeutet.⁴⁶ Der Breusch-Godfrey-Test auf Autokorrelation kommt zum Ergebnis, dass weder eine Autokorrelation der ersten Ordnung noch einer höheren Ordnung vorliegt.

3.1.2 Konjunkturzusammenhang Hamburg – Deutschland

Aufbauend auf der Kointegrationsbeziehung kann nun ein Fehlerkorrekturmodell zur Darstellung des konjunkturellen Zusammenhangs zwischen Hamburg und Deutschland (kurzfristige Dynamik) entworfen werden. Bei diesem Fehlerkorrekturmodell können grundsätzlich auch solche Variablen, die nicht in der Kointegrationsbeziehung auftauchen mit einbezogen werden. Voraussetzung ist aber, dass sie die I(0)-Eigenschaft besitzen, d. h. stationär sind, da in einem Fehlerkorrekturmodell stets nur stationäre Größen auftauchen dürfen.⁴⁷

Unter Berücksichtigung des erweiterten Variablensatzes ergibt sich folgendes Modell zur Beschreibung der kurzfristigen Dynamik:

$$\begin{aligned} \Delta \text{BWS}_{\text{HH}} = & -0,022 + 0,52 \cdot \Delta \text{BIP}_D + 0,00023 \text{ MVAG4}(-2) + 0,12 \Delta \text{KREDIT} + \\ & (-1,79) \quad (2,47) \quad (1,93) \quad (2,04) \\ & + (-0,67) \cdot \text{RES}(-1) \\ & (-4,72) \end{aligned}$$

Bestimmtheitsmaß $R^2 = 0,53$; Durbin-Watson-Statistik = 1,95.

⁴⁵ Vgl. die Pressenotiz ‚Leitbild: Metropole Hamburg – Wachsende Stadt‘ der Staatlichen Pressestelle der Freien und Hansestadt Hamburg vom 11.07.2002.

⁴⁶ Der Dickey-Fuller-Test auf Stationarität der Residuen ergibt den Wert -5,57, während der kritische Wert nach Angaben von Thomas (1997), S. 439, für fünf exogene Variablen zwischen -4,32 und -5,05 liegt.

⁴⁷ Vgl. hierzu die äquivalente Vorgehensweise bei Thomas, R.L. (1997), S. 433f.

Es gilt:

ΔBWS_{HH} = Wachstumsrate der realen Bruttowertschöpfung in Hamburg

ΔBIP_D = Wachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts in Deutschland

MVAG4(-2) = geglätteter (saisonbereinigter) Geschäftsklima-Indikator der Handelskammer Hamburg, verzögert um zwei Quartale

$\Delta KREDIT$ = Wachstumsrate des Bestands an Krediten in Hamburg

RES(-1) = Fehler in der Gleichgewichtsbeziehung, verzögert um ein Quartal

Der Wert des Bestimmtheitsmaßes deutet darauf hin, dass mehr als die Hälfte der Hamburger Wachstumsrate in der Bruttowertschöpfung durch das Fehlerkorrekturmodell erklärt wird. Die Durbin-Watson-Statistik liegt sehr nahe bei 2, was auf fehlende Autokorrelation erster Ordnung schließen lässt. Dies wird auch durch den Test auf Autokorrelation nach Breusch-Godfrey bestätigt. Letzterer bietet auch die Möglichkeit auf Autokorrelation höherer Ordnung zu testen.⁴⁸ Hierbei ergaben sich ebenfalls keinerlei Anzeichen für Autokorrelation.

Parameterstabilität

Im Folgenden werden die Resultate der Tests auf Parameterstabilität für den Konjunkturzusammenhang in der Gesamtwirtschaft dargestellt. Der CUSUM-Test auf Parameterstabilität basiert auf der Summe der über die Zeit hinweg anfallenden Ein-Schritt-Prognosefehler des Fehlerkorrekturmodells. Diese Summe wird durch die Standardabweichung des gesamten Datensatz dividiert. Die dabei resultierende Zeitreihe wird als CUSUM-Reihe (kurz: ‚CUSUM‘) bezeichnet. Der Verlauf der CUSUM-Reihe ist ein wichtiger Indikator für die Stabilität der Parameterschätzung.

In Abbildung 1 wird die CUSUM-Reihe als blaue Linie dargestellt. Wird der durch die beiden roten Linien begrenzte Bereich von der blauen CUSUM-Linie überschritten, so sind die Parameter des Fehlerkorrekturmodells (bei einem Signifikanzniveau von 5 %) instabil. Wie erkennbar, deutet Abbildung 1 auf eine stabile Spezifikation hin. Ein weiterer Test auf Parameterstabilität ist der Ein-Schritt-Prognose-Test. Er basiert wie der CUSUM-Test auf den rekursiven Residuen (Ein-Schritt-Prognosefehler), allerdings erfolgt hier keine Summenbildung. Die Ergebnisse des Ein-Schritt-Prognose-Tests sind in Abbildung 2 dargestellt. An der rechten Achse ist der Verlauf der rekursiven Residuen als blaue Linie eingezeichnet. Die beiden gestrichelten roten Linien stellen Grenzlinien dar, die auf Basis der zweifachen Standardab-

⁴⁸ Als ein weiteres Beispiel zur Verwendung des Breusch-Godfrey-Tests auf Autokorrelation dient die Studie von Ripp, K.; Schulze, P.M. (2004), S. 9.

weichung berechnet werden. Liegen rekursive Residuen außerhalb dieser roten Grenzlinien, so deutet dies auf Instabilität der Parameter für diesen Zeitpunkt hin.

Abbildung 1: CUSUM-Test Gesamtwirtschaft
(reale Bruttowertschöpfung)

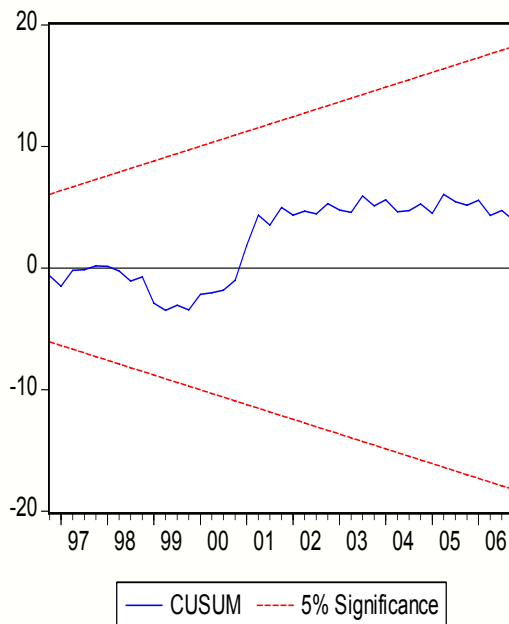
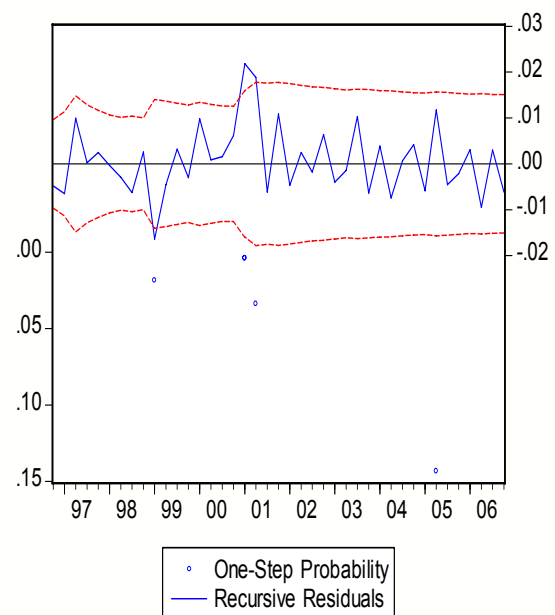


Abbildung 2: One-step-forecast-Test
Gesamtwirtschaft (reale Bruttowertschöpfung)



An der linken Achse von Abbildung 2 sind Wahrscheinlichkeiten (0,00; 0,05; 0,10; 0,15) abgetragen. Die auf die linke Achse Bezug nehmenden Punkte im unteren Bereich der Grafik deuten für einzelne Perioden auf eine Abweichung vom den geschätzten Parameterwert mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit p hin: Je weiter die Punkte vom Nullniveau der linken Achse entfernt sind, desto höher ist die Wahrscheinlichkeit für eine deutliche Abweichung. Auch angesichts von Abbildung 2 lässt sich die Feststellung treffen, dass es sich bei der Parameterschätzung im vorliegenden Fehlerkorrekturmodell um eine insgesamt stabile Schätzung handelt. Denn sowohl in Bezug auf die Darstellung der zweifachen Standardabweichung, als auch in Bezug auf die Darstellung mit Hilfe von p -Werten befinden sich nur sehr wenige Punkte außerhalb der Stabilitätsgrenzen.

3.1.3 Langfristige Arbeitsnachfragebeziehung

Zunächst ist der Integrationsgrad der beteiligten Zeitreihen zu ermitteln. Da dies für die reale Bruttowertschöpfung bereits erfolgt ist, muss noch die Beschäftigung auf ihren Integrationsgrad überprüft werden. Gemäß dem Dickey-Fuller-Test liegt bei der Beschäftigung ebenfalls ein Integrationsgrad von eins vor. Beide Zeitreihen sind somit integriert vom selben Grade,

sodass eine Kointegrationsanalyse durchgeführt werden kann. Als erstes ist hierfür eine statische Regressionsbeziehung aufzustellen. Bei der Spezifikation der Arbeitsnachfragebeziehung wurde von folgendem Grundmodell ausgegangen:

$$BES_{HH} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot BWS_{HH} + \alpha_2 \cdot \text{Trend}$$

Es gilt:

BES_{HH} = (logarithmierte) sozialversicherungspflichtige Beschäftigung in Hamburg

BWS_{HH} = (logarithmierte) reale Bruttowertschöpfung in Hamburg

Trend = log-lineare Trendgröße

$\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2$ = Koeffizienten

In numerisch spezifizierter Form erhält man (t-Werte in Klammern in der darauffolgenden Zeile):

$$BES_{HH} = 3,55 + 1,04 \cdot BWS_{HH} + (-0,005) \cdot \text{Trend}$$

(2,66) (7,47) (-8,26)

Bestimmtheitsmaß $R^2 = 0,57$; Durbin-Watson-Statistik = 0,40.

Das obige Modell stellt, wie der Kointegrationstest zeigt, keine langfristige Gleichgewichtsbeziehung dar, da der empirische Dickey-Fuller-Wert mit -2,08 weit oberhalb des kritischen Werts -3,46 liegt. Insofern ist eine allzu weitgehende Interpretation der Modellschätzung eher nicht zu empfehlen. Auch die Erstellung eines Fehlerkorrekturmodells scheidet auf Grund des Testergebnisses, das auf fehlende Kointegration lautet, aus.

3.2 Verarbeitendes Gewerbe

3.2.1 Wachstumszusammenhang Hamburg – Deutschland

Bevor die eigentliche Untersuchung der Gleichgewichtsbeziehung erfolgen kann, muss zunächst der Integrationsgrad der bei der Untersuchung verwendeten Zeitreihen festgestellt werden. Für die reale Bruttowertschöpfung im verarbeitenden Gewerbe ergibt der erweiterte Dickey-Fuller-Test (Einheitswurzeltest) sowohl für Hamburg als auch für Deutschland einen Integrationsgrad von eins. Dies bedeutet, dass die erste Differenz der realen Bruttowertschöpfung im verarbeitenden Gewerbe eine stationäre Reihe bildet. Da beide Zeitreihen denselben Integrationsgrad aufweisen kann der langfristige Zusammenhang zwischen Ham-

burg und Deutschland auf eine Gleichgewichtsbeziehung überprüft werden. Hierfür wird zunächst eine statische Regressionsgleichung ermittelt. Um zu überprüfen, ob es sich dabei um eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung handelt, ist ein Dickey-Fuller-Test für die Residuen der Regressionsbeziehung durchzuführen. Bei den Berechnungen hat sich herausgestellt, dass die reale Bruttowertschöpfung in Hamburg, eine Trendvariable, die reale Bruttowertschöpfung in Deutschland sowie eine Strukturbruchvariable im Niveau [Dummy(Niveau)] und eine Strukturbruchvariable in der Trendrate [Dummy(Steigung)] eine Gleichgewichtsbeziehung etablieren.

In numerisch spezifizierter Form ergibt sich für das Modell (t-Werte stehen in der nächsten Zeile in Klammern):

$$\begin{aligned} \text{BWS}_{\text{HH}} = & -0,26 + 0,71 \cdot \text{BWS}_{\text{D}} + (-0,006) \cdot \text{Trend} + 0,1 \cdot \text{Dummy}(\text{Niveau}) + \\ & (-0,12) \quad (3,62) \quad (-6,52) \quad (3,36) \\ & + 0,003 \cdot \text{Dummy}(\text{Steigung}). \\ & (4,95) \end{aligned}$$

Bestimmtheitsmaß $R^2 = 0,67$; Durbin-Watson-Statistik = 0,76.

Hierbei gilt (Variablen beziehen sich stets auf das Verarbeitende Gewerbe):

BWS_{HH} = (logarithmierte) reale Bruttowertschöpfung in Hamburg

BWS_{D} = (logarithmierte) reale Bruttowertschöpfung in Deutschland

Dummy(Niveau) = Strukturbruchvariable im Niveau ab Q4/1999

Dummy(Steigung) = Strukturbruchvariable in der Trendrate ab Q3/2001

Trend = log-linearer Trend.

Für obiges Modell erhält man im Rahmen eines Tests auf Kointegration als empirischen Wert -3,50 für die Dickey-Fuller-Statistik, der kritische Wert beträgt -3,46. Da der empirische Wert kleiner als der kritische Wert ist, handelt es sich bei der Regressionsbeziehung um eine Gleichgewichtsbeziehung. Der Koeffizient 0,71, der die Beziehung zwischen der Entwicklung im Bund und der Entwicklung in Hamburg wiedergibt, deutet darauf hin, dass im Zeitraum 1992 bis 2001 das verarbeitende Gewerbe in Hamburg eher langsamer gewachsen ist als im Bundesdurchschnitt. Nach 2001 kommt der Strukturbruch in der Trendrate zum tragen, der sich in einer Wachstumsbeschleunigung ausdrückt (siehe Strukturbruchvariable in der Trendrate ab Q3/2001).

Als mögliche politisch-ökonomische Erklärung für diesen Strukturbruch ist das im November 2001 von der Stadt Hamburg verkündete Leitbild der wachsenden Stadt zu nennen, welches als eine Art ‚Initialzündung‘ für ein verstärktes Wachstum in Hamburg gewirkt haben mag.⁴⁹ Während es im Jahre 2001 zu einem Strukturbruch in der Trendrate gekommen ist, fand im Jahre 1999 ein Strukturbruch im Niveau des Trends statt, der nach näherer Untersuchung in Zusammenhang mit einem deutlichen Anstieg in der Bruttowertschöpfung des Bereichs ‚Sonstiger Fahrzeugbau‘ steht; zu diesem gehört neben dem Schiffs- und Bootsbau auch der Luft- und Raumfahrtzeugbau.⁵⁰

3.2.2 Konjunkturzusammenhang Hamburg – Deutschland

Aufbauend auf der Kointegrationsbeziehung kann nun ein Fehlerkorrekturmodell zur Darstellung der kurzfristigen Dynamik entworfen werden. In einem Fehlerkorrekturmodell können grundsätzlich auch solche Variablen erscheinen, die nicht in der Kointegrationsbeziehung enthalten sind, vorausgesetzt sie erfüllen die Stationaritätsbedingung.

Als eine mögliche weitere Einflussvariable für die Erklärung der konjunkturellen Dynamik im Verarbeitenden Gewerbe kommen die Auftragseingänge dieses Sektors in Betracht. Die diesbezügliche Zeitreihe liegt von 1992 bis 2006 quartalsweise vor, und der Dickey-Fuller-Test zeigt, dass ihre erste Differenz stationär ist. Somit lassen sich die Auftragseingänge in das Konjunkturmodell einfügen. Insgesamt erhält man für dieses die folgende Spezifikation (t-Werte stehen unter den Schätzwerten in Klammern):

$$\Delta BWS_{HH} = -0,004 + 1,29 \cdot \Delta BWS_D + 0,05 \cdot \Delta AUF_{VG}(-4) + (-0,25) \cdot RES(-1)$$

(-0,90) (4,54) (1,69) (-2,59)

Bestimmtheitsmaß $R^2 = 0,44$; Durbin-Watson-Statistik = 1,90.

Hierbei gilt (Variablen beziehen sich stets auf das Verarbeitende Gewerbe):

ΔBWS_{HH} = Wachstumsrate der realen Bruttowertschöpfung in Hamburg

ΔBWS_D = Wachstumsrate der realen Bruttowertschöpfung in Deutschland

$\Delta AUF_{VG}(-4)$ = Wachstumsrate der Auftragseingänge im Verarbeitenden Gewerbe in Hamburg, verzögert um vier Quartale

$RES(-1)$ = Residuenreihe der Gleichgewichtsbeziehung, verzögert um ein Quartal

⁴⁹ Vgl. die Pressenotiz ‚Leitbild: Metropole Hamburg – Wachsende Stadt‘ der Staatlichen Pressestelle der Freien und Hansestadt Hamburg vom 11.07.2002.

⁵⁰ Zu den weiteren Bereichen des ‚Sonstigen Fahrzeugbaus‘ gehören die Herstellung von Kraft- und Fahrrädern, die Bahnindustrie sowie der Boots- und Yachtbau. Vgl.: Statistisches Bundesamt (2003): Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 2003 (WZ 2003).

Somit hängt in kurzfristiger Sicht die Wachstumsrate der realen Bruttowertschöpfung in Hamburg zum einen von der entsprechenden Wachstumsrate im Bund ab, wobei die Tatsache, dass der Wert des zugehörigen Koeffizienten größer als eins ist, auf eine höhere Dynamik in Hamburg im Vergleich zum Bund schließen lässt. Eine Wachstumsrate von einem Prozent auf Bundesebene geht daher in konjunktureller Sicht mit einer Rate von rund 1,3 % in Hamburg einher. Ferner lässt sich an Hand des obigen Fehlerkorrektormodells schließen, dass der Wert der Auftragseingänge im Verarbeitenden Gewerbe (in Hamburg) mit einem Vorlauf von vier Quartalen, also einem Jahr, in positiver Beziehung zur Änderungsrate der Bruttowertschöpfung steht. Dieses Ergebnis bestätigt die a priori Vermutung, dass die Auftragseingänge die Rolle eines vorlaufenden Konjunkturindicators besitzen. Der dritte Einflussfaktor stellt den Fehlerterm in der Langfristbeziehung dar, der das erwartete negative Vorzeichen besitzt. Die Rückbildung des Fehlers in der Kointegrationsbeziehung erfolgt zeitnah, mit einer Verzögerung von nur einem Quartal.

Der Wert der Durbin-Watson-Statistik liegt sehr nahe bei zwei, was auf fehlende Autokorrelation erster Ordnung hindeutet. Der Lagrange-Multiplier-Test nach Breusch-Godfrey, der auch auf Autokorrelation höherer Ordnung testet, bestätigt dieses Resultat. Ferner ergeben bei Anwendung dieses Tests auch keine Anzeichen für Autokorrelation höherer Ordnung. Somit sind die Schätzergebnisse nicht durch Autokorrelation in den Residuen verzerrt. Im Folgenden werden die Resultate der Tests auf Parameterstabilität für den Konjunkturzusammenhang im Verarbeitenden Gewerbe dargestellt. Für die Erläuterung der Funktionsweise des CUSUM-Tests und des Ein-Schritt-Prognose-Tests (One-step-Forecast-Test) sei auf das vorhergehende Kapitel zur Gesamtwirtschaft verwiesen.

Abbildung 3: CUSUM-Test Verarbeitendes Gewerbe (reale BWS)

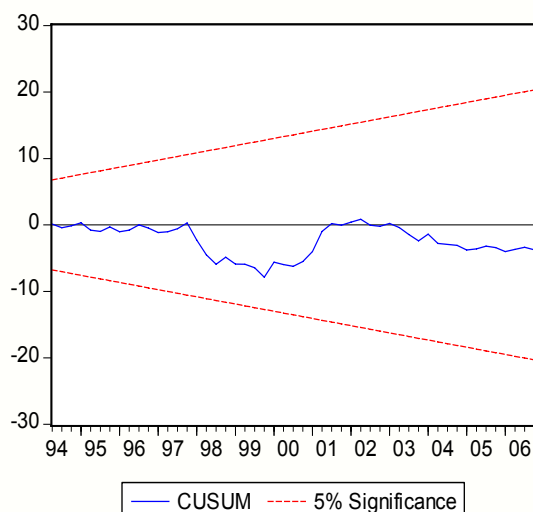
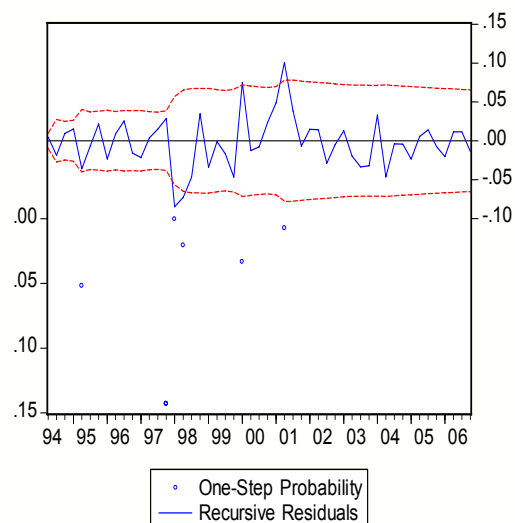


Abbildung 4: One-step-forecast-Test Verarbeitendes Gewerbe (reale BWS)



Sowohl angesichts der Abbildung 3 als auch der Abbildung 4 lässt sich feststellen, dass es sich bei der Parameterschätzung im vorliegenden Fehlerkorrekturmodell um eine insgesamt stabile Schätzung handelt. Für den CUSUM-Test ist dieses Ergebnis am Verlauf der blauen Linie innerhalb der roten Begrenzung abzulesen. Der One-step-forecast-Test kommt zum gleichen Ergebnis, da sich sowohl in Bezug auf die Darstellung der zweifachen Standardabweichung, als auch in Bezug auf das p-Wert-Kriterium nur sehr wenige Punkte außerhalb der Stabilitätsgrenzen befinden.

3.2.3 Langfristige Arbeitsnachfragebeziehung

Zunächst wird der Integrationsgrad der beteiligten Zeitreihen ermittelt. Da dies für die reale Bruttowertschöpfung bereits erfolgt ist, muss noch die Beschäftigung auf ihren Integrationsgrad überprüft werden. Der Dickey-Fuller-Test zeigt dass für die Beschäftigung ebenfalls ein Integrationsgrad von eins vorliegt. Somit sind beide Zeitreihen integriert vom selben Grade. Für die Langfristbeziehung erhält man in numerisch spezifizierter Form (t-Werte stehen in der nächsten Zeile in Klammern):

$$BES_{HH} = \underset{(60,63)}{10,03} + \underset{(11,40)}{0,24 \cdot BWS_{HH}} + \underset{(-27,68)}{(-0,005) \cdot Trend} + \underset{(-11,37)}{(-0,07) \cdot Dummy(Niveau)}$$

Bestimmtheitsmaß $R^2 = 0,99$; Durbin-Watson-Statistik = 0,75.

Es gilt (Variablen beziehen sich stets auf das Verarbeitende Gewerbe):

BES_{HH} = (logarithmierte) sozialversicherungspflichtige Beschäftigung in Hamburg

BWS_{HH} = (logarithmierte) reale Bruttowertschöpfung in Hamburg

Trend = log-linearer Trend

Dummy(Niveau) = Strukturbruchvariable im Niveau der Beschäftigung Hamburgs ab Q1/1999

Die Strukturbruchvariable im Niveau der Beschäftigung ist auf Grund von Änderungen in der amtlichen Statistik (Umstellungen in der Wirtschaftszweigsystematik) eingefügt worden, eine inhaltlich-ökonomische Interpretation scheidet daher aus. Da sämtliche Zeitreihen in Logarithmen in die Regressionsgleichung eingehen, sind die Koeffizienten der Arbeitsnachfragebeziehung als Elastizitäten zu deuten. Der Wert von 0,24 für den Koeffizienten der realen Bruttowertschöpfung deutet darauf hin, dass die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung um 0,24 Prozentpunkte steigt wenn die aktuelle reale Bruttowertschöpfung um einen Prozentpunkt steigt. Dieser geringe Wert deutet auf eine eher schwache statische Beziehung zwischen Beschäftigung und Bruttowertschöpfung im Verarbeitenden Gewerbe hin. Es muss hinzugefügt werden, dass es im betrachteten Zeitraum sowohl bei der sozialversicherungs-

pflichtigen Beschäftigung als auch bei der realen Bruttowertschöpfung in den meisten Quartalen einen Rückgang gegeben hat.

Der Wert des Bestimmtheitsmaßes liegt fast bei eins, sodass die Variation der Beschäftigung durch das Modell zu einem erheblichen Teil erklärt wird. Dass es sich dabei nicht um eine Scheinregression handelt, wird durch den Test auf Kointegration gezeigt. Dieser liefert als empirischen Wert -3,75, während der kritische Wert gleich -3,46 und damit größer ist. Somit handelt es sich bei der obigen Regressionsgleichung um eine Gleichgewichtsbeziehung. Damit ist auch die Voraussetzung zur Konstruktion eines Fehlerkorrekturmodells erfüllt, welches als eine kurzfristige Arbeitsnachfragebeziehung interpretiert werden kann.

3.2.4 Kurzfristige Arbeitsnachfragebeziehung

Der bereits beschriebene General-to-Specific-Ansatz liefert folgendes Fehlerkorrekturmodell (t-Werte stehen unter den Schätzwerten in Klammern):

$$\Delta \text{BES}_{\text{HH}} = -0,007 + 0,08 \Delta \text{BWS}_{\text{HH}} + 0,16 \cdot \Delta \text{BWS}_{\text{HH}} (-4) + (-0,36) \cdot \text{RES}(-2)$$

(-4,63)
(2,21)
(4,29)
(-2,83)

Bestimmtheitsmaß $R^2 = 0,43$; Durbin-Watson-Statistik = 2,14.

Hierbei gilt (Variablen beziehen sich stets auf das Verarbeitende Gewerbe):

$\Delta \text{BES}_{\text{HH}}$ = Wachstumsrate der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung in Hamburg

$\Delta \text{BWS}_{\text{HH}}$ = Wachstumsrate der realen Bruttowertschöpfung in Hamburg

$\Delta \text{BWS}_{\text{HH}} (-4)$ = Wachstumsrate der realen Bruttowertschöpfung in Hamburg, verzögert um vier Quartale

$\text{RES}(-2)$ = Residuenreihe der Gleichgewichtsbeziehung (Regressionsbeziehung), verzögert um zwei Quartale

Wie erkennbar, trägt die um vier Quartale verzögerte Wachstumsrate der realen Bruttowertschöpfung am meisten zur Beschäftigungsentwicklung bei, während die aktuelle und Änderungsrate einen recht kleinen Einfluss hat. Das negative Vorzeichen der um zwei Quartale verzögerten Residuenreihe drückt die Rückbildung des Fehlers in der Gleichgewichtsbeziehung aus. Diese Fehlerkorrektur spielt für die Änderungsrate der Beschäftigung in Hamburg eine mengenmäßig bedeutendere Rolle als die kontemporäre sowie die um vier Quartale verzögerte Änderungsrate der realen Bruttowertschöpfung. Der Wert der Durbin-Watson-Statistik liegt für obiges Fehlerkorrekturmodell sehr nahe bei zwei, was auf fehlende Autokor-

relation erster Ordnung hindeutet. Der Lagrange-Multiplier-Test nach Breusch-Godfrey, der auch auf Autokorrelation höherer Ordnung testet, bestätigt dieses Ergebnis. Ferner liefert er auch den Beleg dafür, dass keine Autokorrelation höherer Ordnung vorliegt.

Im Folgenden werden die Resultate der Tests auf Parameterstabilität für die kurzfristige Arbeitsnachfragebeziehung im Verarbeitenden Gewerbe dargestellt. Für die Erläuterung der Funktionsweise des CUSUM-Tests und des Ein-Schritt-Prognose-Tests (One-step-Forecast-Test) sei auf den entsprechenden Abschnitt zur Gesamtwirtschaft verwiesen.

Abbildung 5: CUSUM-Test Verarbeitendes Gewerbe (Arbeitsnachfrage)

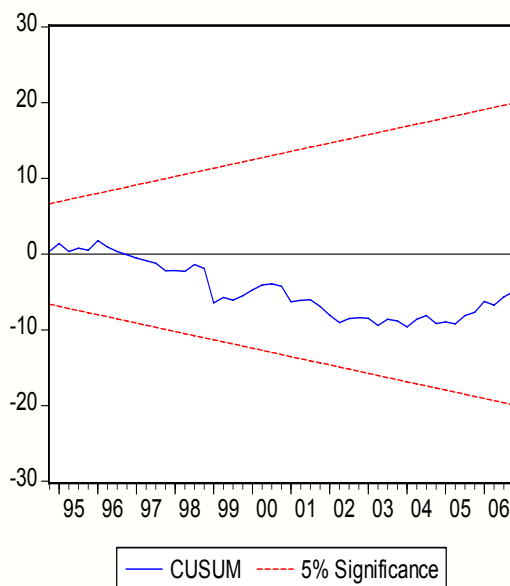


Abbildung 6: One-step-forecast-Test Verarbeitendes Gewerbe (Arbeitsnachfrage)

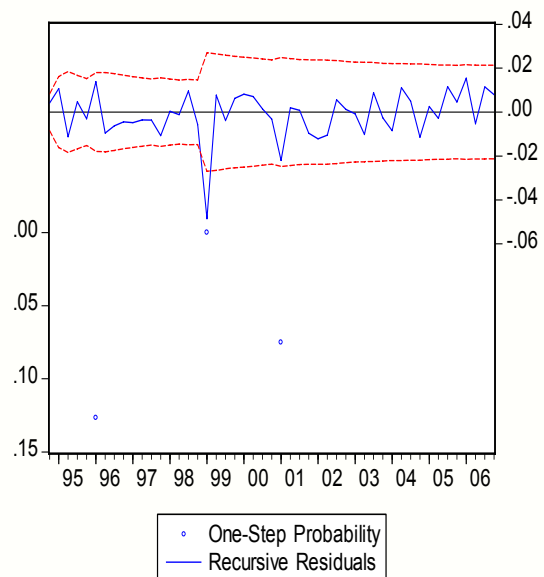


Abbildung 5 weist auf eine Stabilität der Parameter des Fehlerkorrekturmodells hin, da sich die blaue Linie über den gesamten Zeitraum innerhalb der roten Begrenzungslinien bewegt. Auch angesichts von Abbildung 6 lässt sich von einer stabilen Parameterkonstellation ausgehen, da sich nur sehr wenige Datenpunkte außerhalb des von der zweifachen Standardabweichung generierten Toleranzbereichs befinden und das p-Wert-Kriterium auf sehr wenige instabile Zeitpunkte hindeutet.

3.3 Baugewerbe

3.3.1 Wachstumszusammenhang Hamburg – Deutschland

Sowohl für die die Bruttowertschöpfung in Hamburg als auch für jene in Deutschland resultiert beim Dickey-Fuller-Test ein Integrationsgrad von eins. Dies bedeutet, dass die erste Differenz der realen Bruttowertschöpfung jeweils eine stationäre Reihe bildet. Da beide Zeitreihen denselben Integrationsgrad aufweisen, kann der langfristige Zusammenhang zwischen Hamburg und Deutschland auf eine Gleichgewichtsbeziehung überprüft werden. Hierfür wird zunächst eine statische Regressionsgleichung ermittelt. Um zu überprüfen, ob es sich dabei um eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung handelt, ist ein Dickey-Fuller-Test für die Residuen der Regressionsbeziehung durchzuführen. Bei den Berechnungen hat sich herausgestellt, dass die reale Bruttowertschöpfung in Hamburg, die reale Bruttowertschöpfung in Deutschland sowie eine Trendgröße in einer langfristigen Gleichgewichtsbeziehung zueinander stehen. Das Modell lautet in numerisch spezifizierter Form wie folgt (t-Werte stehen in der nächsten Zeile in Klammern):

$$\text{BWS}_{\text{HH}} = -2,25 + 0,85 \cdot \text{BWS}_{\text{D}} + (-0,003) \cdot \text{Trend}$$

(-1,31) (5,09) (-2,36)

Bestimmtheitsmaß $R^2 = 0,93$; Durbin-Watson-Statistik = 1,22.

Hierbei gilt (Variablen beziehen sich auf das Baugewerbe):

BWS_{HH} = (logarithmierte) reale Bruttowertschöpfung in Hamburg

BWS_{D} = (logarithmierte) reale Bruttowertschöpfung in Deutschland

Trend = log-linearer Trend

Für obiges Modell erhält man im Rahmen eines Tests auf Kointegration als empirischen Wert -5,05 für die Dickey-Fuller-Statistik, der kritische Wert beträgt -3,46. Da der empirische Wert kleiner als der kritische Wert ist, handelt es sich bei der Regressionsbeziehung um eine Gleichgewichtsbeziehung. Der Koeffizient, der die langfristige Beziehung zwischen dem Bund und Hamburg wiedergibt, beträgt 0,85. Eine einprozentige Erhöhung der realen Bruttowertschöpfung auf Bundesebene geht somit einher mit einer Erhöhung um 0,85 Prozentpunkte in Hamburg. Dies deutet auf eine langfristig geringere Wachstumsdynamik im Hamburger Baugewerbe im Vergleich zum Bundesdurchschnitt hin. Da eine Kointegrationsbeziehung vorliegt, kann zur Darstellung der kurzfristigen und konjunkturellen Dynamik ein Fehlerkorrekturmodell erstellt werden.

3.3.2 Konjunkturzusammenhang Hamburg – Deutschland

Der bereits beschriebene ‚general-to-specific-Ansatz‘ führt zu folgendem Modell (t-Werte in Klammern):

$$\Delta BWS_{HH} = -0,002 + 1,07 \cdot \Delta BWS_D + 0,03 \cdot \Delta AUF_{BG} + (-0,59) \cdot RES(-1)$$

(-0,30) (4,60) (1,34) (-4,42)

Bestimmtheitsmaß: $R^2 = 0,49$; Durbin-Watson-Statistik = 2,00.

Hierbei gilt (Variablen beziehen sich stets auf das Baugewerbe):

ΔBWS_{HH} = Wachstumsrate der realen Bruttowertschöpfung in Hamburg

ΔBWS_D = Wachstumsrate der realen Bruttowertschöpfung in Deutschland

ΔAUF_{BG} = Wachstumsrate der Auftragseingänge in Hamburg, verzögert um drei Quartale

$RES(-1)$ = Residuenreihe der Gleichgewichtsbeziehung (Regressionsbeziehung), verzögert um ein Quartal

Somit steht in der kurzfristigen Dynamik die Wachstumsrate der realen Bruttowertschöpfung nahezu in einer Eins-zu-Eins-Relation zur entsprechenden Wachstumsrate im Bund. Die Änderungsrate der Auftragseingänge besitzt einen Vorlauf von drei Quartalen gegenüber der Konjunkturentwicklung. Zwar deutet der zugehörige t-Wert nur auf eine Signifikanz zum Testniveau 20 % (und nicht 5 % wie bei den anderen Koeffizienten) hin, allerdings verbessert die Variable der Auftragseingänge die Erklärung der Konjunkturentwicklung, da sich der Wert des Bestimmtheitsmaßes erhöht. Das negative Vorzeichen des Koeffizienten der Residuenreihe drückt die Rückbildung des Fehlers in der Gleichgewichtsbeziehung aus. Diese Korrektur erfolgt zeitnah, mit einer zeitlichen Verzögerung von einem Quartal. Der Wert der Durbin-Watson-Statistik liegt bei zwei, was auf fehlende Autokorrelation erster Ordnung hindeutet. Der Lagrange-Multiplier-Test nach Breusch/Godfrey, der auch für das Testen von Autokorrelation höherer Ordnung geeignet ist, wurde für Autokorrelation der maximalen Ordnung 1, 2, 4 und 6 durchgeführt. Auch hier ergeben sich keine Indizien für Autokorrelation, sodass die Schätzergebnisse nicht verzerrt sind.

Neben der Autokorrelation ist ein weiteres wesentliches Gütekriterium für die Regressions-schätzung die Parameterstabilität. Gemäß dem CUSUM-Test, dessen Ergebnisse sich in Abbildung 7 wiederfinden, liegen keine Anzeichen für Instabilität vor. Die Ergebnisse des Ein-Schritt-Prognose-Tests sind in Abbildung 8 dargestellt. Es lassen sich nur wenige Zeitpunkte finden, für die von Parameterinstabilität auszugehen ist, wie an Hand der Darstellung der zweifachen Standardabweichung sowie an Hand der p-Wert-Darstellung erkennbar ist.

Abbildung 7: CUSUM-Test Baugewerbe
(reale BWS)

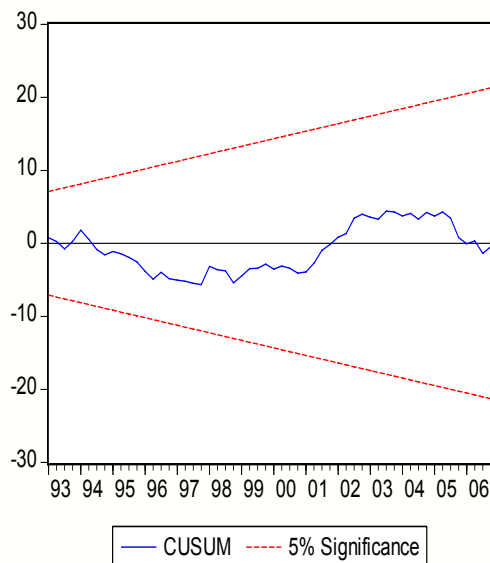
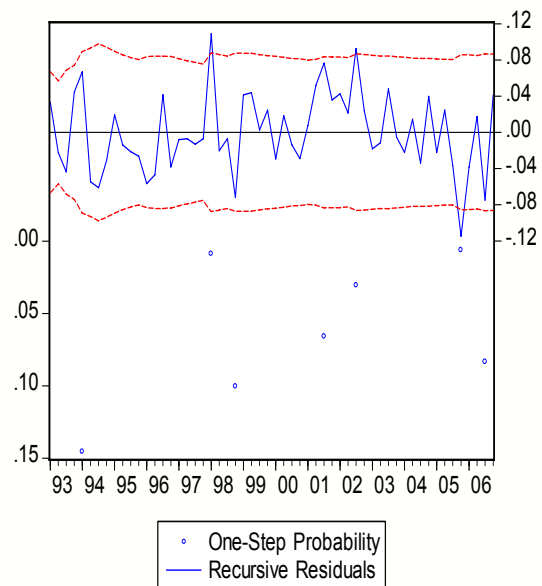


Abbildung 8: One-step-forecast-Test
Baugewerbe (reale BWS)



3.3.3 Langfristige Arbeitsnachfragebeziehung

Zunächst wird erneut der Integrationsgrad der beteiligten Zeitreihen ermittelt. Da dies für die reale Bruttowertschöpfung bereits erfolgt ist, muss noch die Beschäftigung auf ihren Integrationsgrad überprüft werden. Der Dickey-Fuller-Test zeigt für die Beschäftigung ebenfalls einen Integrationsgrad von eins. Somit sind beide Zeitreihen integriert vom selben Grade, so dass eine statische Regressionsbeziehung ermittelt werden kann, um diese im Anschluss daran auf Kointegration zu überprüfen. Die statische Regressionsbeziehung lautet wie folgt (t-Werte stehen in der nächsten Zeile in Klammern):

$$BES_{HH} = 8,97 + 0,26 \cdot BWS_{HH} + (-0,007) \cdot \text{Trend} + 0,13 \cdot \text{Dummy(Niveau)}$$

(13,11)
(2,50)
(-5,67)
(5,64)

Es gilt (Variablen beziehen sich stets auf das Baugewerbe):

BES_{HH} = (logarithmierte) sozialversicherungspflichtige Beschäftigung in Hamburg

BWS_{HH} = (logarithmierte) reale Bruttowertschöpfung in Hamburg

Trend = log-linearer Trend

Dummy(Niveau) = Strukturbruchvariable im Niveau der Beschäftigung in Hamburg ab Q1/1999

Bestimmtheitsmaß: $R^2 = 0,90$; Durbin-Watson-Statistik = 0,18.

Die Strukturbruchvariable im Niveau ist auf Grund von Änderungen in der amtlichen Statistik (Umstellungen in der Wirtschaftszweigssystematik) eingefügt worden, eine inhaltlich-ökonomische Interpretation scheidet daher aus. Das negative Vorzeichen der Trendgröße zeigt den Rückgang der Beschäftigung im Bausektor im Zeitraum 1991 bis 2006.

Der Wert von 0,26 für den Koeffizienten der Bruttowertschöpfung deutet darauf hin, dass eine Erhöhung (Absenkung) der realen Bruttowertschöpfung langfristig mit einer Erhöhung (Absenkung) der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung um 0,26 Prozentpunkte einher geht. Im vorliegenden Fall handelt es sich (im betrachteten Zeitraum 1992 bis 2006) in den überwiegenden Fällen um eine Absenkung, da sowohl die Beschäftigung als auch die reale Bruttowertschöpfung im Hamburger Bausektor in diesem Zeitraum rückläufig gewesen ist. Lediglich für die Bruttowertschöpfung konnte im Jahr 2006 ein Anstieg verzeichnet werden. Der Test auf Kointegration ergab einen empirischen Wert von -2,38, sodass keine Gleichgewichtsbeziehung vorliegt. Die Spezifikation eines Fehlerkorrekturmodells ist daher nicht möglich.

3.4 Dienstleistungssektor

3.4.1 Wachstumszusammenhang Hamburg – Deutschland

Die Ermittlung des Integrationsgrads der beteiligten Zeitreihen liefert sowohl für Hamburg als auch für Deutschland einen Integrationsgrad von eins. Dies bedeutet, dass die erste Differenz der realen Bruttowertschöpfung im verarbeitenden Gewerbe eine stationäre Reihe bildet. Da beide Zeitreihen denselben Integrationsgrad aufweisen kann der langfristige Zusammenhang zwischen Hamburg und Deutschland auf eine Gleichgewichtsbeziehung überprüft werden. Hierfür wird zunächst eine statische Regressionsgleichung ermittelt. Um zu überprüfen, ob es sich dabei um eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung handelt, ist ein Dickey-Fuller-Test für die Residuen der Regressionsbeziehung durchzuführen. Hierbei hat sich herausgestellt, dass die reale Bruttowertschöpfung in Hamburg in keinem langfristigen Gleichgewichtsverhältnis zur realen Bruttowertschöpfung in Deutschland steht. Dies könnte dahingehend interpretiert werden, dass Hamburg und Deutschland im Dienstleistungsgewerbe nicht von denselben Schocks beeinflusst werden.

Somit ist das folgende Modell lediglich als ein statisches Regressionsmodell anzusehen, dessen Parameter vorsichtig interpretiert werden sollten. Das Modell lautet wie folgt (t-Werte stehen unter der ersten Zeile in Klammern):

$$\text{BWS}_{\text{HH}} = 0,72 + 0,64 \cdot \text{BWS}_{\text{D}} + (-0,001) \cdot \text{Trend}$$

(0,45) (4,56) (-3,43)

Bestimmtheitsmaß: $R^2 = 0,37$; Durbin-Watson-Statistik = 0,42.

Hierbei gilt (Variablen beziehen sich stets auf den Dienstleistungssektor):

BWS_{HH} = (logarithmierte) reale Bruttowertschöpfung in Hamburg

BWS_{D} = (logarithmierte) reale Bruttowertschöpfung in Deutschland

Trend = log-linearer Trend

Der Koeffizient, der die Beziehung zwischen dem Bund und Hamburg wiedergibt, hat den Wert 0,64. Die Änderungsrate der realen Bruttowertschöpfung auf Bundesebene wird somit in Hamburg langfristig nicht Form einer Eins-zu-Eins-Relation nachvollzogen. Da der Dickey-Fuller-Test nicht auf Kointegration hindeutet entfällt die Bildung eines Fehlerkorrekturmodells.

3.4.2 Langfristige Arbeitsnachfragebeziehung

Zunächst wird erneut der Integrationsgrad der beteiligten Zeitreihen ermittelt. Da dies für die reale Bruttowertschöpfung bereits erfolgt ist, muss noch die Beschäftigung auf ihren Integrationsgrad überprüft werden. Der Dickey-Fuller-Test deutet für die Beschäftigung ebenfalls auf einen Integrationsgrad von eins hin. Somit sind beide Zeitreihen integriert vom selben Grade, sodass eine Kointegrationsanalyse erfolgen kann. Die hierbei zu entwerfende statische Regressionsbeziehung lautet in numerisch spezifizierter Form:

$$\text{BES}_{\text{HH}} = 6,39 + 0,76 \cdot \text{BWS}_{\text{HH}} + (-0,0004) \cdot \text{Trend} + (-0,47) \cdot \text{Dummy(Niveau)}$$

(7,48) (7,20) (-1,43) (-57,95)

Bestimmtheitsmaß: $R^2 = 0,99$; Durbin-Watson-Statistik = 1,45.

Es gilt (Variablen beziehen sich stets auf den Dienstleistungssektor):

BES_{HH} = (logarithmierte) sozialversicherungspflichtige Beschäftigung in Hamburg

BWS_{HH} = (logarithmierte) reale Bruttowertschöpfung in Hamburg

Dummy(Niveau) = Strukturbruchvariable im Niveau ab Q2/1999

Die Strukturbruchvariable im Niveau ist hier auf Grund von Änderungen in der amtlichen Statistik (Umstellungen in der Wirtschaftszweigsystematik) eingefügt worden, eine inhaltlich-ökonomische Interpretation scheidet daher aus. Der Wert des Koeffizienten für die Bruttowertschöpfung (0,76) impliziert, dass eine einprozentige Erhöhung der realen Bruttowertschöpfung mit einer langfristigen Beschäftigungssteigerung um 0,76 Prozentpunkte einhergeht. Obwohl die Beschäftigung über den gesamten Zeitraum betrachtet einen leicht ansteigenden Verlauf hat, drückt sich dies nicht im Vorzeichen des Trendkoeffizienten aus, welches negativ ist. Eine wahrscheinliche Erklärung stellt der Strukturbruch in der Beschäftigung dar, der zu einer starken Absenkung der statistisch gemessenen Beschäftigung geführt hat, obwohl der Rückgang lediglich auf eine Umstellung in der Wirtschaftszweigsystematik zurückzuführen ist.

Da der Test auf Kointegration als empirischen Wert -1,95 liefert und der kritische Wert (-3,46) kleiner ist, handelt es sich bei der obigen Regressionsgleichung nicht um eine Gleichgewichtsbeziehung. Somit ist die Voraussetzung zur Spezifikation eines Fehlerkorrekturmodells nicht erfüllt.

3.5 Handel, Verkehr und Nachrichten, Gastgewerbe

Auf Grund einer eingeschränkten Untergliederung in der amtlichen Statistik kann die Bruttowertschöpfung im Handel für Deutschland nur zusammen mit den Wirtschaftsbereichen Verkehr und Nachrichten sowie Gastgewerbe ausgewiesen werden. Die folgenden Ergebnisse beziehen sich sowohl für Hamburg als auch für Deutschland stets auf die Gesamtheit dieser Wirtschaftsbereiche. Für Hamburg ist eine Untergliederung in die drei Bereiche Handel, Gastgewerbe sowie Verkehr und Nachrichten möglich. Es wird daher im weiteren Verlauf des Texts noch auf eine separate Modellierung dieser Unterbereiche eingegangen.

3.5.1 Wachstumszusammenhang Hamburg – Deutschland

Bei der Berechnung des Integrationsgrads der beteiligten Zeitreihen liefert der entsprechende Dickey-Fuller-Test für die Bruttowertschöpfung von Hamburg und Deutschland einen Integrationsgrad von eins. Somit kann der langfristige Zusammenhang auf eine Gleichgewichtsbeziehung überprüft werden. Wendet man den Dickey-Fuller-Test auf die Regressionsbeziehung zwischen der Bruttowertschöpfung in Hamburg, jener in Deutschland und einem Dummy in der Steigung der Trendrate an, so resultiert als empirischer Wert für die Teststatistik -5,50. Der Dummy in der Steigung der Trendrate spiegelt die Wachstumsbeschleunigung in Hamburg wider, die bereits für die Gesamtwirtschaft und das Verarbeitende

Gewerbe festgestellt worden war. Da der Strukturbruch im Handel- und Verkehrssektor erst im 2. Quartal 2002 und somit um rund drei Quartale später auftritt als in der Gesamtwirtschaft und im Verarbeitende Gewerbe, kann von einer Transmission des Wachstumsimpulses ausgehend vom Verarbeitenden Gewerbe in Richtung des Bereichs Handel und Verkehr ausgegangen werden.

Die Gleichgewichtsbeziehung lautet wie folgt (t-Werte stehen in der unteren Zeile in Klammern):

$$\text{BWS}_{\text{HH}} = -5,37 + 1,21 \cdot \text{BWS}_{\text{D}} + 0,0015 \cdot [\text{Dummy}(\text{Steigung}) \cdot \text{Trend}]$$

$$(-13,69) \quad (34,65) \quad (11,00)$$

Bestimmtheitsmaß $R^2 = 0,99$; Durbin-Watson-Statistik = 1,32.

Hierbei gilt (Variablen beziehen sich stets auf das Gesamtaggregat Handel, Gastgewerbe, Verkehr und Nachrichten):

BWS_{HH} = (logarithmierte) reale Bruttowertschöpfung in Hamburg

BWS_{D} = (logarithmierte) reale Bruttowertschöpfung in Deutschland

Dummy(Steigung)*Trend = Strukturbruchvariable im Trendverlauf der Bruttowertschöpfung in Hamburg ab Q2/2002.

Der Koeffizient, der die langfristige Beziehung zwischen dem Bund und Hamburg wiedergibt, beträgt 1,21. Dies bedeutet, dass Hamburg langfristig schneller wächst als der Bund, wobei diese Aussage sich auf den gesamten Zeitraum 1992 bis 2006 bezieht. Für den Zeitraum 1992 bis 2002 gilt hierbei, dass ein einprozentiges Wachstum der realen Bruttowertschöpfung in Deutschland langfristig mit einer Erhöhung um 1,21 Prozentpunkte bei der realen Bruttowertschöpfung in Hamburg einher geht. Dieser relativ hohe Wert unterstreicht die insgesamt dynamische Rolle, die die Wirtschaftsbereiche Handel sowie Verkehr und Nachrichten in Hamburg inne haben. Der signifikante Strukturbruchparameter indiziert zudem, dass ab dem zweiten Quartal 2002 eine Beschleunigung des Wachstums der Bruttowertschöpfung in Hamburg stattgefunden hat; diese Entwicklung hat dazu geführt, dass sich die Wachstumsdifferenz zwischen Hamburg und Deutschland noch weiter erhöht hat. Hinsichtlich der theoretischen Erklärung des Strukturbruchs lässt sich feststellen, dass das zweite Quartal 2002 zeitlich im Bereich der Umsetzungsphase des im November 2001 verkündeten Leitbilds der Wachsenden Stadt liegt.

3.5.2 Konjunkturzusammenhang Hamburg – Deutschland

Obwohl in die Kointegrationsbeziehung nur die Bruttowertschöpfung für Hamburg und Deutschland Eingang gefunden hat, können in einem Fehlerkorrekturmodell grundsätzlich auch solche Variablen als erklärende Größen verwendet werden, die nicht in der Langfristbeziehung auftauchen. Als eine weitere erklärende Größe kommt in den Bereichen Handel, Verkehr und Nachrichten ein Indikator für den Welthandel in Frage. Diese a priori Vermutung stützt sich auf die Bedeutung des Hamburger Hafens als eine von mehreren europäischen Drehscheiben für den Welthandel. Es ist zu erwarten, dass sich diese Rolle als Drehscheibe auch stimulierend für die Bereiche Handel und Verkehr in der Hansestadt auswirkt.

Als statistisch signifikant hat sich hierbei die Zeitreihe der Weltimporte (nach Abgrenzung der OECD) erwiesen. Fügt man diese Variable (in Form der ersten Differenz ihres Logarithmus⁵¹) zusammen mit den entsprechend transformierten Variablen für die deutsche und hamburgische reale Bruttowertschöpfung in ein Fehlerkorrekturmodell ein, so ergeben sich die folgenden Resultate (t-Werte stehen unter den Schätzwerten in Klammern):

$$\Delta BWS_{HH} = -0,002 + 0,73 \cdot \Delta BWS_D + 0,31 \cdot \Delta WIM + (-0,43) \cdot RES(-1)$$

(-0,64) (4,66) (2,03) (-3,75)

Bestimmtheitsmaß $R^2 = 0,44$; Durbin-Watson-Statistik = 1,83.

Hierbei gilt (Variablen beziehen sich im Falle Hamburgs und Deutschlands auf den Bereich Handel, Gastgewerbe, Verkehr und Nachrichten):

ΔBWS_{HH} = Wachstumsrate der realen Bruttowertschöpfung in Hamburg

ΔBWS_D = Wachstumsrate der realen Bruttowertschöpfung in Deutschland

ΔWIM = Wachstumsrate der Weltimporte nach OECD

$RES(-1)$ = Residuenreihe der Gleichgewichtsbeziehung (Regressionsbeziehung), verzögert um ein Quartal

Wie das Fehlerkorrekturmodell zeigt, wird in der kurzfristigen Dynamik die Wachstumsrate der realen Bruttowertschöpfung in Hamburg von der entsprechenden aktuellen Wachstumsrate im Bund, von der Wachstumsrate der Weltimporte sowie von der Korrektur des Fehlers in der Gleichgewichtsbeziehung maßgeblich beeinflusst. Der Wert der Durbin-Watson-Statistik liegt recht nahe bei zwei, was auf fehlende Autokorrelation erster Ordnung hindeutet. Dieses Ergebnis wurde durch den Lagrange-Multiplier-Test nach Breusch/Godfrey bestätigt. Dieser lässt sich auch für den Test auf Autokorrelation höherer Ordnung anwenden, wo-

⁵¹ Die erste Differenz des Logarithmus einer Variablen entspricht ihrer stetigen Änderungsrate.

bei der Fall einer Autokorrelation der maximalen Ordnung 2, 4 bzw. 6 angenommen wurde. In allen drei Fällen ergaben sich so gut wie keine Anzeichen für Autokorrelation. Somit sind die Schätzergebnisse nicht durch Autokorrelation in den Residuen verzerrt.

Im Folgenden werden die Resultate der Tests auf Parameterstabilität für den Konjunkturzusammenhang im Bereich Handel, Verkehr und Nachrichten und Gastgewerbe dargestellt. Wie die Ergebnisse des CUSUM-Tests zeigen, sind die Parameter des Fehlerkorrekturmodells (bei einem Signifikanzniveau von 5 %) stabil. Die Ergebnisse des Ein-Schritt-Prognose-Tests (One-step-forecast-Test) sind in Abbildung 10 dargestellt. Hier zeigt sich - sowohl bei der Darstellung des Konfidenzbandes als auch bei der p-Wert-Darstellung - eine insgesamt stabile Parameterkonstellation.

Abbildung 9: CUSUM-Test Handel, Verkehr, Nachrichten, Gastgewerbe (reale BWS)

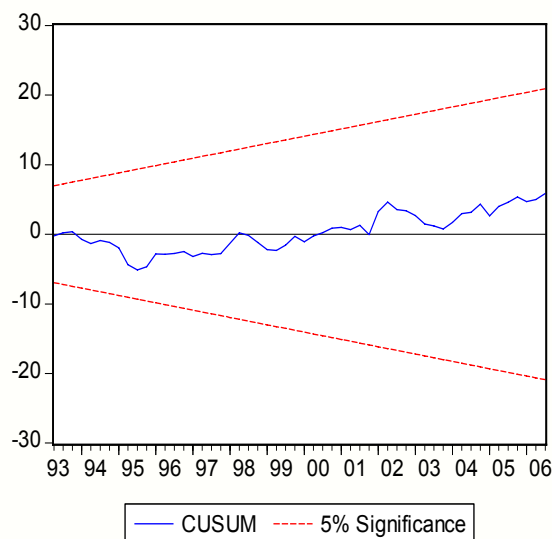
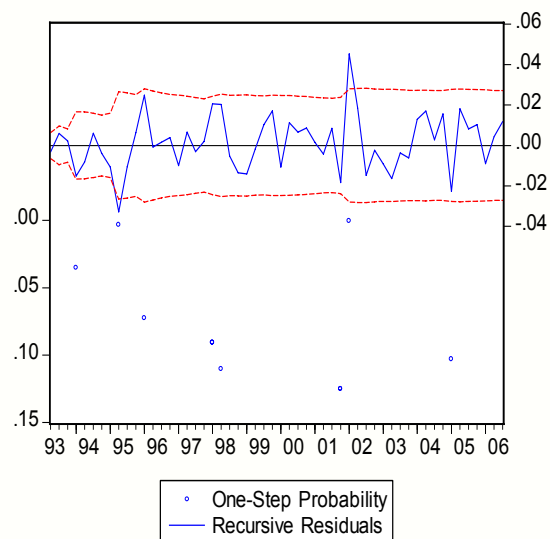


Abbildung 10 One-step-forecast-Test Handel, Verkehr, Nachrichten, Gastgewerbe (reale BWS)



3.5.3 Langfristige Arbeitsnachfragebeziehung

Da für Hamburg sowohl bei der Bruttowertschöpfung als auch bei der Beschäftigung Daten für den Teilbereich Handel vorliegen, ist es sinnvoll, eine Schätzung von Arbeitsnachfragebeziehungen je Teilbereich durchzuführen. Eine Untersuchung für das Gesamtaggregat Handel, Gastgewerbe, Verkehr und Nachrichten unterbleibt daher an dieser Stelle.

3.6 Handel

Neben dem Gesamttaggregat Handel, Verkehr und Nachrichten, Gastgewerbe wird für Hamburg auch die Bruttowertschöpfung der einzelnen Teilbereiche ‚Handel‘, ‚Verkehr und Nachrichten‘ sowie ‚Gastgewerbe‘ ausgewiesen. Aufgrund der Tatsache, dass auf Bundesebene die Bruttowertschöpfung nur für das oben genannte Gesamttaggregat verfügbar ist, muss im Rahmen einer vergleichenden Betrachtung ‚Hamburg – Deutschland‘ für Deutschland stets die Bruttowertschöpfung des Gesamttaggregats Verwendung finden, während für Hamburg die Bruttowertschöpfung des jeweiligen Teilbereichs betrachtet wird. In der folgenden Untersuchung wird nun der Teilbereich ‚Handel‘ in Hamburg als abhängige Größe und das Gesamttaggregat Handel, Verkehr und Nachrichten, Gastgewerbe in Deutschland als unabhängige Größe verwendet. Hierbei ist zu berücksichtigen, dass die Bruttowertschöpfung des Handels in Hamburg am gesamten Block Handel, Verkehr und Nachrichten, Gastgewerbe für den Zeitraum 1992 bis 2006 einen durchschnittlichen Anteil von rund 56 % hatte.

3.6.1 Wachstumszusammenhang Hamburg – Deutschland

Bei der Berechnung des Integrationsgrads der beteiligten Zeitreihen liefert der entsprechende Dickey-Fuller-Test für die Bruttowertschöpfung von Hamburg und Deutschland einen Integrationsgrad von eins. Somit kann der langfristige Zusammenhang auf eine Gleichgewichtsbeziehung überprüft werden. Wendet man den Dickey-Fuller-Test auf Stationarität der Residuen auf die Regressionsbeziehung zwischen der Bruttowertschöpfung in Hamburg, jener in Deutschland und einem Dummy in der Steigung der Trendrate an, so resultiert als empirischer Wert für die Teststatistik -5,07.

Der Dummy in der Steigung der Trendrate spiegelt erneut eine Wachstumsbeschleunigung Hamburgs wider, wie sie bereits für das Verarbeitende Gewerbe und die Gesamtwirtschaft festgestellt worden war. Während jedoch in den letztgenannten Bereichen der Strukturbruch im dritten Quartal 2001 erfolgte, ist für den Handel wie für den Gesamtbereich Handel, Verkehr und Nachrichten, Gastgewerbe der Strukturbruchzeitpunkt etwas später anzusetzen, konkret im zweiten Quartal 2002.

Die gefundene Gleichgewichtsbeziehung lautet wie folgt:

$$\text{BWS}_{\text{HH}} = -15,16 + 2,03 \cdot \text{BWS}_{\text{D}} + (-0,006) \cdot \text{Trend} + 0,001 \cdot [\text{Dummy}(\text{Steigung}) \cdot \text{Trend}]$$

(-7,52) (11,26) (-5,23) (5,64)

Bestimmtheitsmaß $R^2 = 0,96$;

Durbin-Watson-Statistik = 1,23.

Hierbei gilt:

BWS_{HH} = (logarithmierte) reale Bruttowertschöpfung in Hamburg im Handel

BWS_D = (logarithmierte) reale Bruttowertschöpfung in Deutschland im Gesamtbereich Handel, Verkehr und Nachrichten, Gastgewerbe

Dummy(Steigung)*Trend = Strukturbruchvariable im Trendverlauf der Bruttowertschöpfung in Hamburg ab Q2/2002.

Der Koeffizient der Bruttowertschöpfung für Deutschland ist mit 2,04 sehr hoch, was auf eine hohe Dynamik in Hamburg im Vergleich zum Bund hinweist: So geht ein Wachstum der realen Bruttowertschöpfung auf Bundesebene (für den Gesamtbereich Handel, Verkehr und Nachrichten, Gastgewerbe) langfristig mit einer Zunahme der Bruttowertschöpfung im Hamburger Handel um rund zwei Prozent einher. Die Tatsache dass der Handel in Hamburg generell höhere Zuwachsraten (im betrachteten Zeitraum 1992 bis 2006) aufweist als auf Bundesebene, dürfte mit der bereits erwähnten Drehscheibenfunktion Hamburgs in den Bereichen Handel und Verkehr zusammenhängen. Zusätzlich kommt noch der Strukturbruch in der Trendrate zum Tragen, welcher eine Wachstumsbeschleunigung ab der ersten Jahreshälfte 2002 ausdrückt.

3.6.2 Konjunkturzusammenhang Hamburg – Deutschland

Obwohl in die Kointegrationsbeziehung nur die Bruttowertschöpfung für Hamburg und Deutschland Eingang gefunden hat, können in einem Fehlerkorrekturmodell grundsätzlich auch solche Variablen als erklärende Größen verwendet werden, die nicht in der Langfristbeziehung auftauchen. Als eine weitere erklärende Größe kommt im Teilbereich Handel ein Indikator für den Welthandel in Frage. Diese a priori Vermutung stützt sich auf die besondere Bedeutung des Hamburger Groß- und Außenhandels und seiner Brückenfunktion zwischen Welthandel und deutschlandweitem Handel. Wie erwartet hat sich die Zeitreihe der Weltimporte (nach Abgrenzung der OECD) als statistisch signifikante Größe bei der Erklärung des Konjunkturverlaufs des Hamburger Handels erwiesen. Fügt man diese Variable (in Form der ersten Differenz ihres Logarithmus⁵²) zusammen mit den entsprechend transformierten Variablen für die deutsche und hamburgische reale Bruttowertschöpfung in ein Fehlerkorrekturmodell ein, so ergeben sich die folgenden Resultate (t-Werte stehen unter den Schätzwerten in Klammern):

⁵² Die erste Differenz des Logarithmus einer Variablen entspricht ihrer stetigen Änderungsrate.

$$\Delta BWS_{HH} = -0,006 + 0,78 \cdot \Delta BWS_D + 0,70 \cdot \Delta BWS_D(-1) + 0,24 \cdot \Delta WIM + (-0,42) \cdot RES(-2)$$

(-1,63)
(3,93)
(3,39)
(1,35)
(-4,29)

Bestimmtheitsmaß $R^2 = 0,43$; Durbin-Watson-Statistik = 2,12.

Hierbei gilt:

ΔBWS_{HH} = Wachstumsrate der realen Bruttowertschöpfung in Hamburg im Handel

ΔBWS_D = Wachstumsrate der realen Bruttowertschöpfung in Deutschland im Gesamtbereich Handel, Verkehr und Nachrichten, Gastgewerbe.

ΔWIM = Wachstumsrate der Weltimporte (nach OECD)

$RES(-2)$ = Residuenreihe der Gleichgewichtsbeziehung (Regressionsbeziehung), verzögert um zwei Quartale.

Wie das Fehlerkorrekturmodell zeigt, wird in der kurzfristigen Dynamik die Wachstumsrate der realen Bruttowertschöpfung in Hamburg zum einen von der aktuellen und der verzögerten Wachstumsrate im Bund bestimmt. Zum anderen spielt auch die Wachstumsrate der Weltimporte eine gewisse Rolle, wenn auch nicht so deutlich wie im Fall des Gesamtaggregats Handel, Verkehr und Nachrichten, Gastgewerbe. Die Korrektur des Fehlers in der Gleichgewichtsbeziehung erfolgt mit einer Verzögerung von zwei Quartalen. Der Wert der Durbin-Watson-Statistik liegt recht nahe bei zwei, was auf fehlende Autokorrelation erster Ordnung hindeutet. Dies wird durch den Lagrange-Multiplier-Test nach Breusch/Godfrey bestätigt. Mit dem letztgenannten Test wurde auch Autokorrelation höherer Ordnung untersucht, wobei sich ebenfalls keine Anzeichen für Autokorrelation ergaben. Somit sind die Schätzergebnisse nicht durch serielle Korrelation in den Residuen verzerrt. Im Folgenden werden die Resultate der Tests auf Parameterstabilität für den Konjunkturzusammenhang im Bereich Handel dargestellt. Die Ergebnisse des CUSUM-Tests auf Parameterstabilität finden sich in Abbildung 11.

Abbildung 11: CUSUM-Test Handel
(reale BWS)

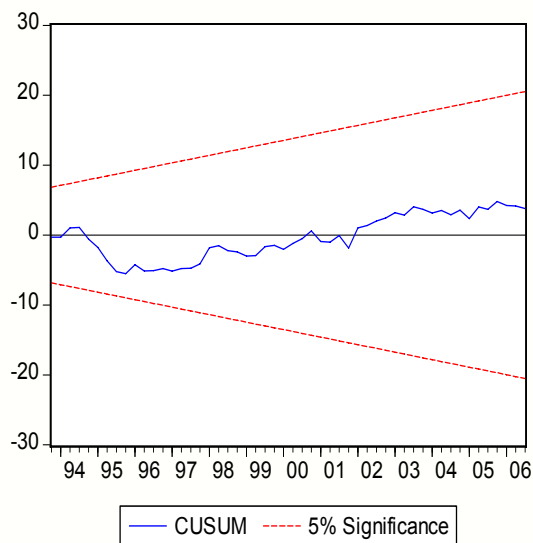
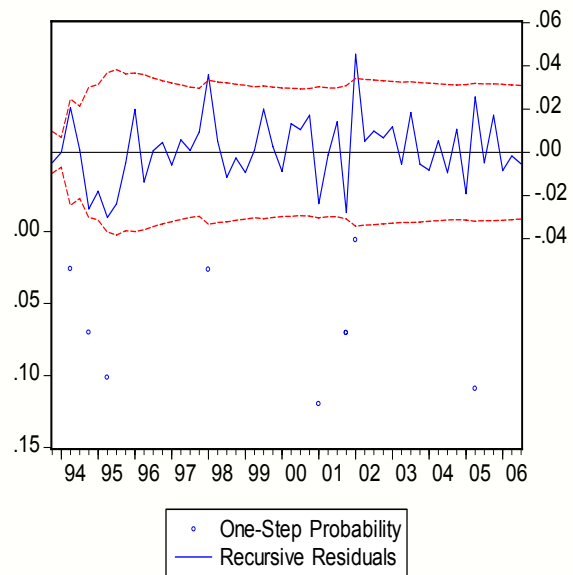


Abbildung 12: One-step-forecast-Test
Handel (reale BWS)



Hier zeigt sich eine klare Einhaltung der Stabilitätsgrenzen für die Parameter des Modells. Die Ergebnisse des Ein-Schritt-Prognose-Tests sind in Abbildung 12 dargestellt. Die auf Basis der zweifachen Standardabweichung berechneten gestrichelten roten Grenzlinien werden insgesamt nur selten von der blauen Linie der rekursiven Residuen überschritten. In äquivalenter Weise finden sich nach dem p-Wert-Kriterium nur wenige Punkte die auf Instabilität hindeuten. Somit lässt sich feststellen, dass es sich bei der Parameterschätzung im vorliegenden Fehlerkorrekturmodell um eine insgesamt stabile Schätzung handelt.

3.6.3 Langfristige Arbeitsnachfragebeziehung

Zunächst wird erneut der Integrationsgrad der Zeitreihen ermittelt. Da dies für die reale Bruttowertschöpfung bereits erfolgt ist, muss noch die Beschäftigung auf ihren Integrationsgrad überprüft werden. Da sich auch für die Beschäftigung ein Integrationsgrad von eins ergibt, haben die beiden Zeitreihen den gleichen Integrationsgrad. Somit kann eine Kointegrationanalyse durchgeführt werden. Hierbei ist zunächst das Vorliegen einer Langfristbeziehung für folgendes Modell zu prüfen:

$$\text{BES}_{\text{HH}} = 9,52 + 0,31 \cdot \text{BWS}_{\text{HH}} + (-0,006) \cdot \text{Trend} + 0,12 \cdot \text{Dummy(Niveau)}.$$

(29,27) (7,19) (-22,89) (17,06)

Bestimmtheitsmaß $R^2 = 0,97$;

Durbin-Watson-Statistik = 0,94.

Es gilt hierbei (Variablen beziehen sich stets auf den Handel):

BES_{HH} = (logarithmierte) sozialversicherungspflichtige Beschäftigung in Hamburg

BWS_{HH} = (logarithmierte) reale Bruttowertschöpfung in Hamburg

Trend = log-linearer Trend

Dummy(Niveau) = Strukturbruchvariable im Niveau ab Q2/1999

Der Koeffizient der Bruttowertschöpfung deutet auf keine sehr starke Beziehung zwischen Bruttowertschöpfung und Beschäftigung hin. Die Niveau-Strukturbruchvariable, die ab dem 2. Quartal 1999 den Wert eins annimmt, ist auf Grund von Änderungen in der amtlichen Statistik (Umstellungen in der Wirtschaftszweigsystematik) eingefügt worden, eine inhaltlich-ökonomische Interpretation scheidet daher aus. Für die obige Beziehung wird im Rahmen eines Tests auf Kointegration ein empirischer Wert von -2,83 ermittelt, der deutlich höher als der kritische Wert von -3,42 ist. Die Ermittlung eines Fehlerkorrekturmodells ist daher nicht möglich.

3.7 Verkehr und Nachrichten

Neben dem Gesamttaggregat Handel, Verkehr und Nachrichten, Gastgewerbe wird für Hamburg auch die Bruttowertschöpfung der einzelnen Teilbereiche ‚Handel‘, ‚Verkehr und Nachrichten‘ sowie ‚Gastgewerbe‘ ausgewiesen. Da auf Bundesebene die Bruttowertschöpfung nur für das oben genannte Gesamttaggregat ausgewiesen wird, muss im Rahmen einer vergleichenden Betrachtung ‚Hamburg – Deutschland‘ für Deutschland stets die Bruttowertschöpfung des Gesamttaggregats Verwendung finden, während für Hamburg die Bruttowertschöpfung des jeweiligen Teilbereichs verwendet wird. In der folgenden Untersuchung wird somit beim Wachstums- und Konjunkturzusammenhang der Teilbereich ‚Verkehr und Nachrichten‘ in Hamburg als abhängige Größe und das Gesamttaggregat Handel, Verkehr und Nachrichten, Gastgewerbe in Deutschland als unabhängige Größe verwendet. Diese Vorgehensweise kann als vertretbar angesehen werden, weil der Bereich Verkehr und Nachrichten einen relativ hohen Anteil an der gesamten Bruttowertschöpfung im Gesamttaggregat Handel, Verkehr und Nachrichten sowie Gastgewerbe besitzt.⁵³ Für die Beschäftigungs-Bruttowertschöpfungs-Beziehung liegen hingegen Zeitreihen für jeden Teilbereich vor, so dass sich die diesbezügliche Untersuchung nur auf das Teilaggregat ‚Verkehr und Nachrichten‘ bezieht.

⁵³ Im Zeitraum 1992 bis 2005 lag der durchschnittliche Anteil bei rund 39,15 %.

3.7.1 Wachstumszusammenhang Hamburg – Deutschland

Bei der Berechnung des Integrationsgrads der beteiligten Zeitreihen liefert der entsprechende Dickey-Fuller-Test für die Bruttowertschöpfung von Hamburg und Deutschland einen Integrationsgrad von eins. Somit kann der langfristige Zusammenhang auf eine Gleichgewichtsbeziehung überprüft werden. Bei umfangreichen Berechnungen und Tests haben sich folgende Einflussgrößen für die Bruttowertschöpfung des Bereichs Verkehr und Nachrichten herauskristallisiert: die reale Bruttowertschöpfung des Bereichs Handel, Verkehr und Nachrichten sowie Gastgewerbe auf Bundesebene, die Importe des Euroraums, eine log-lineare Trendgröße, eine Strukturbruchvariable im Trendverlauf sowie eine Konstante. Das Modell lautet wie folgt:

$$\begin{aligned} \text{BWS}_{\text{HH}} = & -1,19 & + & 0,54 \cdot \text{BWS}_{\text{Deu}} & + & 0,21 \cdot \text{EUROIMP}(-4) & + & 0,002 \cdot \text{Trend} & + \\ & (-0,37) & & (1,96) & & (5,00) & & (0,86) \\ & + & 0,002 \cdot [\text{Dummy}(\text{Steigung}) \cdot \text{Trend}] \\ & & & (6,39) \end{aligned}$$

Bestimmtheitsmaß $R^2 = 0,98$;

Durbin-Watson-Statistik = 1,22.

Hierbei gilt:

BWS_{HH} = (logarithmierte) reale Bruttowertschöpfung in Hamburg im Verkehr- und Nachrichtensektor

BWS_{Deu} = (logarithmierte) reale Bruttowertschöpfung in Deutschland im Gesamtbereich Handel, Verkehr und Nachrichten, Gastgewerbe

$\text{EUROIMP}(-4)$ = (logarithmierte) Reihe der Importe in den Euroraum, verzögert um vier Quartale⁵⁴

Trend = log-linearer Trend

Dummy(Steigung)*Trend = Strukturbruchvariable im Trendverlauf der Bruttowertschöpfung in Hamburg ab Q2/2002

Wendet man den Dickey-Fuller-Test auf Stationarität der Residuen auf die obige Gleichung an, so resultiert als empirischer Wert für die Teststatistik -4,94, sodass Kointegration vorliegt. Der Dummy in der Steigung der Trendrate spiegelt erneut die Wachstumsbeschleunigung Hamburgs wider, die bereits für die Gesamtwirtschaft und eine Anzahl weiterer Sektoren festgestellt worden war. In zeitlicher Hinsicht ist bemerkenswert, dass der Strukturbruch im Bereich Verkehr und Nachrichten zeitgleich zum Handel, aber knapp ein Jahr später als im Verarbeitenden Gewerbe auftritt. Dieses zeitliche Muster könnte die bereits oben angespro-

⁵⁴ Quelle: OECD, real und saisonbereinigt.

chene These einer Übertragung des Wachstumsimpulses ausgehend vom Verarbeitenden Gewerbe in Richtung der Bereiche Handel, Verkehr und Nachrichten nahe legen.

3.7.2 Konjunkturzusammenhang Hamburg – Deutschland

Als Fehlerkorrekturmodell hat sich folgendes Modell ergeben (t-Werte stehen unter den Schätzwerten in Klammern):

$$\Delta BWS_{HH} = 0,005 + 0,72 \cdot \Delta BWS_D + 0,15 \cdot \Delta EUROIMP(-4) + (-0,41) \cdot RES(-1)$$

(1,28) (2,54) (1,87) (-3,30)

Bestimmtheitsmaß $R^2 = 0,31$; Durbin-Watson-Statistik = 1,85.

Hierbei gilt:

ΔBWS_{HH} = Wachstumsrate der realen Bruttowertschöpfung in Hamburg im Bereich Verkehr und Nachrichten

ΔBWS_D = Wachstumsrate der realen Bruttowertschöpfung in Deutschland im Gesamttaggregat Handel, Verkehr und Nachrichten sowie Gastgewerbe

$\Delta EUROIMP(-4)$ = Änderungsrate der Importe in den Euroraum

$RES(-1)$ = Residuenreihe der Gleichgewichtsbeziehung (Regressionsbeziehung), verzögert um ein Quartal.

Der Wert der Durbin-Watson-Statistik liegt recht nahe bei zwei, was auf fehlende Autokorrelation erster Ordnung hindeutet. Dieses Ergebnis wurde durch den Lagrange-Multiplier-Test bestätigt. Letzterer lässt sich auch für einen Test auf Autokorrelation höherer Ordnung anwenden. Hierbei wurde eine Autokorrelation der maximalen Ordnung 2, 4 bzw. 6 angenommen. Lediglich im Falle einer Verzögerung von sechs Quartalen ergaben sich tendenziell Anzeichen für Autokorrelation, die jedoch nicht zum Testniveau von 5 % signifikant waren. Somit sind die Schätzergebnisse nicht oder nur in ganz geringem Umfang durch Autokorrelation in den Residuen verzerrt.

Im Folgenden werden die Resultate der Tests auf Parameterstabilität für den Konjunkturzusammenhang im Bereich Verkehr und Nachrichten dargestellt.

Abbildung 13: CUSUM-Test Verkehr u. Nachrichten
(reale BWS)

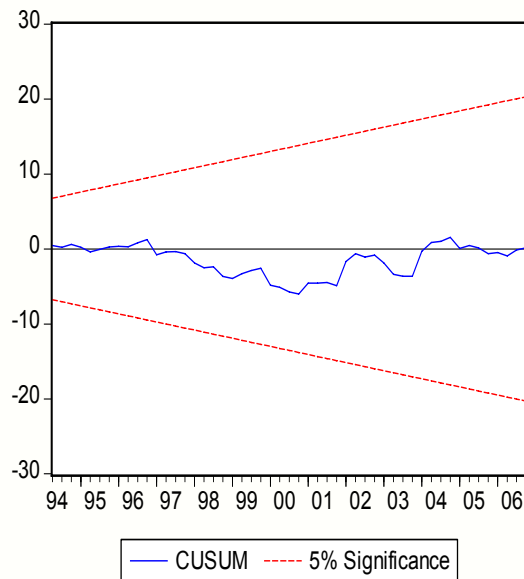
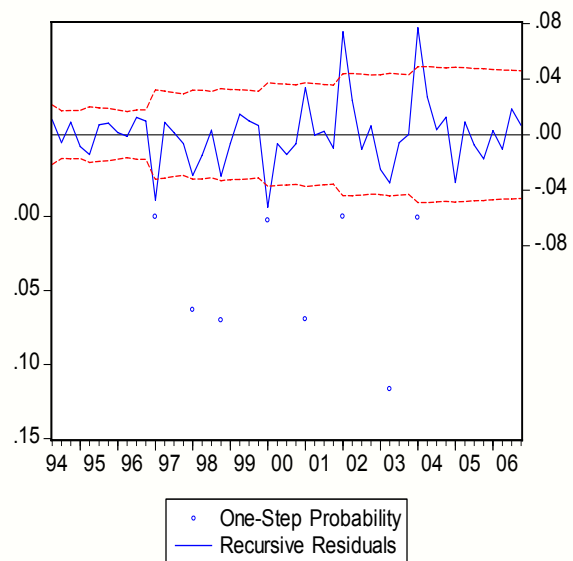


Abbildung 14: One-step-forecast-Test
Verkehr u. Nachrichten (reale BWS)



Für den CUSUM-Test zeigt Abbildung 13 eine klare Einhaltung der Stabilitätsgrenzen für die Parameter des Modells. Die Ergebnisse des Ein-Schritt-Prognose-Tests sind in Abbildung 14 dargestellt. Die auf Basis der zweifachen Standardabweichung berechneten gestrichelten roten Grenzl意思en werden insgesamt nur selten von der blauen Linie der rekursiven Residuen überschritten. In äquivalenter Weise finden sich nach dem p-Wert-Kriterium nur wenige Punkte die auf Instabilität hindeuten. Somit lässt sich feststellen, dass es sich bei der Parameterschätzung im vorliegenden Fehlerkorrekturmodell um eine insgesamt stabile Schätzung handelt.

3.7.3 Langfristige Arbeitsnachfragebeziehung

Zunächst wird der Integrationsgrad der beteiligten Zeitreihen ermittelt. Da dies für die reale Bruttowertschöpfung bereits erfolgt ist, muss noch die Beschäftigung auf ihren Integrationsgrad überprüft werden. Der Dickey-Fuller-Test zeigt dass für die Beschäftigung ebenfalls ein Integrationsgrad von eins vorliegt. Somit sind beide Zeitreihen integriert vom selben Grade, sodass eine statische Regressionsbeziehung ermittelt werden kann. Bei deren Spezifikation hat sich neben der Bruttowertschöpfung des Verkehr- und Nachrichtensektors auch die Bruttowertschöpfung im Handel als relevant für die Beschäftigungsentwicklung im Bereich Verkehr und Nachrichten erwiesen. Das folgende Modell zeigt dies (t-Werte in Klammern):

$$\begin{aligned}
BES_{HH,VN} = & 0,48 & + & 0,48 \cdot BWS_{HH,VN}(-2) & + & 0,99 \cdot BWS_{HH,Handel}(-4) & + & (-0,015) \cdot \text{Trend} & + \\
& (0,36) & & (2,96) & & (9,87) & & (-9,53) \\
& & & & & & & \\
& + & 0,001 \cdot \text{Dummy}[\text{Steigung}(\text{Trend})] \\
& & (2,54)
\end{aligned}$$

Bestimmtheitsmaß $R^2 = 0,82$; Durbin-Watson-Statistik = 0,77.

Es gilt:

$BES_{HH,VN}$ = (logarithmierte) sozialversicherungspflichtige Beschäftigung in Hamburg im Bereich Verkehr und Nachrichten

$BWS_{HH, Handel}(-4)$ = (logarithmierte) reale Bruttowertschöpfung in Hamburg im Handel, verzögert um vier Quartale

$BWS_{HH,VN}(-2)$ = (logarithmierte) reale Bruttowertschöpfung in Hamburg im Verkehr- und Nachrichtensektor, verzögert um zwei Quartale

Trend = log-linearer Trend

Dummy[Steigung(Trend)] = Strukturbruch im Trendverlauf ab dem 2. Quartal 2004

Da sämtliche Zeitreihen in Logarithmen in die Regressionsgleichung eingehen, sind die Koeffizienten der Arbeitsnachfragebeziehung als Elastizitäten zu deuten. Der Wert von 0,48 deutet darauf hin, dass die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung um 0,48 Prozentpunkte steigt wenn die reale Bruttowertschöpfung im Sektor Verkehr und Nachrichten um einen Prozentpunkt steigt. Eine Eins-zu-Eins-Beziehung zwischen der Änderungsrate der Bruttowertschöpfung und der Beschäftigung resultiert hingegen für den Handel. Der Strukturbruch im Trendverlauf deutet auf eine insgesamt steigende Beschäftigung ab dem Beginn des Jahres 2004 hin, im Gegensatz zu dem im Zeitraum zuvor zu beobachtenden Beschäftigungsrückgang. Für die obige Beziehung resultiert ein Dickey-Fuller-Wert von -4,29, der im Bereich des kritischen Werts von -4,32 (ergibt sich bei 50 Beobachtungen und vier zu schätzenden Parametern) liegt. Somit kann näherungsweise noch von einer langfristigen Gleichgewichtsbeziehung ausgegangen werden.

3.7.4 Kurzfristige Arbeitsnachfragebeziehung

Für das Fehlerkorrekturmodell resultiert (t-Werte stehen unter den Schätzwerten in Klammern):

$$\Delta \text{BES}_{\text{HH}} = -0,005 + 0,24 \cdot \Delta \text{BWS}_{\text{HH}}(-4) + (-0,18) \cdot \text{RES}(-1) + (-0,24) \cdot \text{RES}(-4)$$

$(-2,80) \quad (2,71) \quad (-3,21) \quad (-4,18)$

Bestimmtheitsmaß $R^2 = 0,38$; Durbin-Watson-Statistik = 1,44.

Hierbei gilt:

$\Delta \text{BES}_{\text{HH}}$ = Wachstumsrate der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung in Hamburg im Bereich Verkehr und Nachrichten

$\Delta \text{BWS}_{\text{HH}}$ = Wachstumsrate der realen Bruttowertschöpfung in Hamburg im Bereich Verkehr und Nachrichten

$\text{RES}(-1)$ = Residuenreihe der Gleichgewichtsbeziehung (Regressionsbeziehung), verzögert um ein Quartal.

$\text{RES}(-4)$ = Residuenreihe der Gleichgewichtsbeziehung (Regressionsbeziehung), verzögert um vier Quartale.

Der Wert der Durbin-Watson-Statistik liegt recht weit von zwei entfernt, was auf Autokorrelation erster Ordnung hindeutet. Der Lagrange-Multiplier-Test bestätigt diese Vermutung, allerdings nur zum Signifikanzniveau 10 %. Somit sind die Schätzergebnisse wohl teilweise durch Autokorrelation in den Residuen verzerrt. Im Folgenden werden die Resultate der Tests auf Parameterstabilität für die kurzfristige Arbeitsnachfragebeziehung im Bereich Verkehr und Nachrichten dargestellt. Hierbei zeigt der CUSUM-Test eine Instabilität in den Parametern gegen Ende der 1990er Jahre, die jedoch im weiteren Verlauf wieder verschwindet. Der One-step-forecast-Test hingegen deutet insgesamt kaum auf Instabilität in den Parametern hin.

Abbildung 15: CUSUM-Test Verkehr und Nachrichten (Arb. Nachfrage)

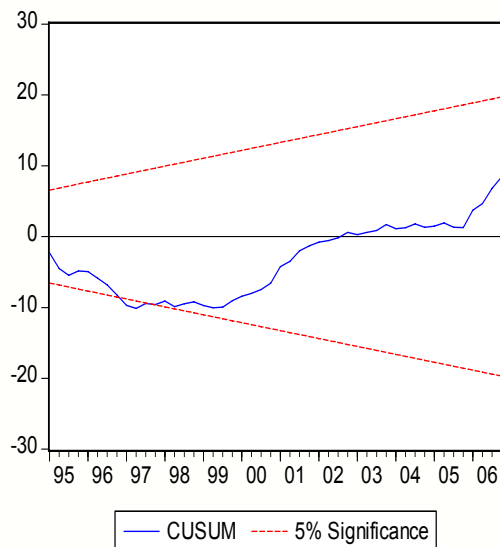
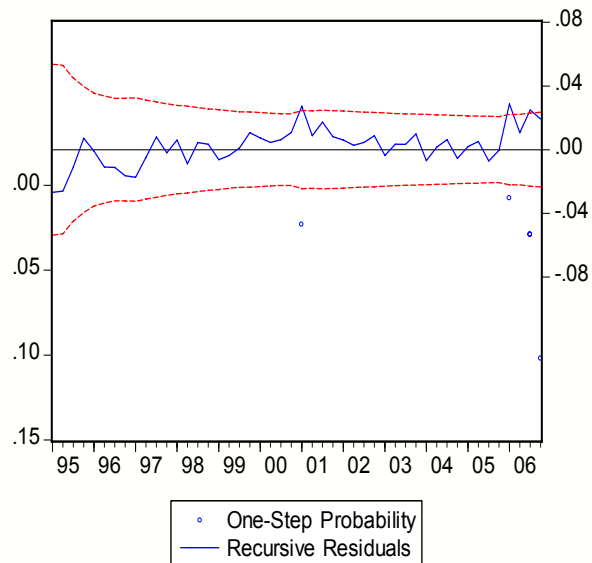


Abbildung 16: One-step-forecast-Test Verkehr u. Nachrichten (Arb. Nachfrage)



3.8 Gastgewerbe

Neben dem Gesamttaggregat Handel, Verkehr und Nachrichten, Gastgewerbe wird für Hamburg auch die Bruttowertschöpfung der einzelnen Teilbereiche ‚Handel‘, ‚Verkehr und Nachrichten‘ sowie ‚Gastgewerbe‘ ausgewiesen. Aufgrund der Tatsache, dass auf Bundesebene die Bruttowertschöpfung nur für das oben genannte Gesamttaggregat auf Quartalsebene zur Verfügung steht, wurde für den Handel im Rahmen einer vergleichenden Betrachtung ‚Hamburg – Deutschland‘ für Deutschland die Bruttowertschöpfung des Gesamttaggregats, für Hamburg die des Teilbereichs Handels verwendet. Diese Vorgehensweise ist für den Handel vertretbar, da dessen reale Bruttowertschöpfung einen relativ hohen Anteil an der realen Bruttowertschöpfung des Gesamttaggregats Handel, Verkehr und Nachrichten, Gastgewerbe ausmacht.⁵⁵ Ähnliches gilt für den Bereich Verkehr und Nachrichten, der ebenfalls ein recht hohes Gewicht an der Bruttowertschöpfung des Gesamttaggregats besitzt.⁵⁶ Das Gewicht, das auf das Gastgewerbe entfällt, beträgt jedoch nur rund 5 %, sodass ein Vergleich zwischen der Bruttowertschöpfung des Gesamtbereichs Handel, Verkehr und Nachrichten, Gastgewerbe und der des Gastgewerbes wenig Sinn ergeben würde. Folglich wurde auf eine explizite Modellierung des Wachstums- und Konjunkturzusammenhangs im Gastgewerbe verzichtet.

⁵⁵ Für Hamburg ermittelt man für den Zeitraum 1992 bis 2006 einen durchschnittlichen Anteil von rund 56 %.

⁵⁶ Für Hamburg ermittelt man für den Zeitraum 1992 bis 2006 einen durchschnittlichen Anteil von rund 39 %.

3.8.1 Langfristige Arbeitsnachfragebeziehung

Da sowohl die Zeitreihe für die reale Bruttowertschöpfung als auch jene für die Beschäftigung im Gastgewerbe nicht integriert vom Grade eins sind, lässt sich keine Kointegrationssuntersuchung durchführen. Es verbleibt nur die Ermittlung einer Regressionsschätzung, deren Parameter aber vor dem Hintergrund der Gefahr einer Scheinregression mit Vorsicht zu betrachten sind. Für die Regressionsschätzung resultiert (t-Werte stehen unter den Schätzwerten in Klammern):

$$\text{BES}_{\text{HH}} = 6,13 + (0,70) \cdot \text{BWS}_{\text{HH}} + (0,003) \cdot \text{Trend}$$

(7,66) (4,56) (4,19)

Es gilt (Variablen beziehen sich stets auf das Gastgewerbe):

BES_{HH} = (logarithmierte) sozialversicherungspflichtige Beschäftigung in Hamburg

BWS_{HH} = (logarithmierte) reale Bruttowertschöpfung in Hamburg

Trend = log-linearer Trend

Bestimmtheitsmaß $R^2 = 0,84$; Durbin-Watson-Statistik = 0,24.

Da der Test auf Kointegration als empirischen Wert -2,09 liefert, liegt keine Gleichgewichtsbeziehung zwischen Beschäftigung und realer Bruttowertschöpfung vor. Somit scheidet die Bildung eines Fehlerkorrekturmodells auch aus diesem Grunde aus. Es kann – angesichts der relativ hohen Werts 0,70 - lediglich vermutet werden, dass die Beschäftigungsentwicklung im Hamburger Gastgewerbe für den Zeitraum 1992 bis 2006 relativ eng an die Bruttowertschöpfungsentwicklung gekoppelt war.

3.9 Finanzsektor

3.9.1 Wachstumszusammenhang Hamburg – Deutschland

Die Ermittlung des Integrationsgrads der beteiligten Zeitreihen liefert sowohl für Hamburg als auch für Deutschland einen Integrationsgrad von eins. Dies bedeutet, dass die erste Differenz der realen Bruttowertschöpfung im Finanzsektor eine stationäre Reihe bildet. Da beide Zeitreihen denselben Integrationsgrad aufweisen kann der langfristige Zusammenhang zwischen Hamburg und Deutschland auf eine Gleichgewichtsbeziehung überprüft werden. Hierfür wird zunächst eine statische Regressionsgleichung ermittelt. Um zu überprüfen, ob es sich dabei um eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung handelt, ist ein Dickey-Fuller-Test

für die Residuen der Regressionsbeziehung durchzuführen. Bei den Berechnungen hat sich herausgestellt, dass die reale Bruttowertschöpfung in Hamburg, die reale Bruttowertschöpfung in Deutschland sowie der deutsche Aktienindex (DAX) in einer langfristigen Gleichgewichtsbeziehung zueinander stehen. Eine log-lineare Trendgröße hat sich als nicht signifikant erwiesen. In numerisch spezifizierter Form ergibt sich (t-Werte in Klammern):

$$BWS_{HH} = 0,23 + 0,72 \cdot BWS_D + 5,08 \cdot 10^{-6} \cdot DAX.$$

(0,79) (28,26) (2,77)

Bestimmtheitsmaß $R^2 = 0,97$; Durbin-Watson-Statistik = 1,74.

Hierbei gilt (Variablen beziehen sich stets auf den Finanzsektor):

BWS_{HH} = (logarithmierte) reale Bruttowertschöpfung in Hamburg

BWS_D = (logarithmierte) reale Bruttowertschöpfung in Deutschland

DAX = Deutscher Aktienindex

Für obiges Modell erhält man im Rahmen eines Tests auf Kointegration als empirischen Wert -3,43 für die Dickey-Fuller-Statistik, der kritische Wert beträgt -3,46. Da der empirische Wert in etwa dem kritischen Wert entspricht, kann im vorliegenden Fall noch von einer Gleichgewichtsbeziehung ausgegangen werden. Somit kann ein Fehlerkorrekturmodell erstellt werden, welches die kurzfristige Dynamik wiedergibt. Der Koeffizient, der die langfristige Beziehung zwischen dem Bund und Hamburg wiedergibt, beträgt 0,72. Dies bedeutet, dass eine einprozentige Erhöhung der Bruttowertschöpfung auf Bundesebene mit einer 0,72 % igen Erhöhung der realen Bruttowertschöpfung in Hamburg langfristig einher geht. Die Tatsache dass dieser Wert kleiner als eins ist, deutet auf eine im Vergleich zum Bund eher unterdurchschnittliche Entwicklung des Finanzsektors im Zeitraum 1992 bis 2006 in Hamburg hin.

3.9.2 Konjunkturzusammenhang Hamburg – Deutschland

Aufbauend auf der Kointegrationsbeziehung kann nun ein Fehlerkorrekturmodell zur Darstellung der kurzfristigen Dynamik entworfen werden. Für den vorliegenden Bereich erhält man in numerisch spezifizierter Form (t-Werte stehen unter den Schätzwerten in Klammern):

$$\Delta BWS_{HH} = -0,003 + 0,64 \cdot \Delta BWS_D + 0,38 \cdot \Delta BWS_D(-3) + (-0,94) \cdot RES(-1)$$

(-1,03) (3,19) (1,90) (-7,45)

Bestimmtheitsmaß $R^2 = 0,59$; Durbin-Watson-Statistik = 1,88.

Hierbei gilt (Variablen beziehen sich stets auf den Finanzsektor):

ΔBWS_{HH} = Wachstumsrate der realen Bruttowertschöpfung in Hamburg

ΔBWS_D = Wachstumsrate der realen Bruttowertschöpfung in Deutschland

$\Delta BWS_D(-3)$ = Wachstumsrate der realen Bruttowertschöpfung in Deutschland, verzögert um drei Quartale

$RES(-1)$ = Residuenreihe der Gleichgewichtsbeziehung (Regressionsbeziehung), verzögert um ein Quartal

Wie das Fehlerkorrekturmodell zeigt, wird die kurzfristige Dynamik der realen Bruttowertschöpfung in Hamburg vor allem von der Änderungsrate der realen Bruttowertschöpfung auf Bundesebene bestimmt, wobei hier die aktuelle sowie die um drei Quartale verzögerte deutsche Rate einen signifikanten Einfluss auf Hamburg hat. Der Einfluss der aktuellen deutschen Änderungsrate ist hierbei erwartungsgemäß höher (Koeffizient = 0,64) als der Einfluss der verzögerten Rate (Koeffizient = 0,38). Der Wert 0,64 besagt, dass eine Erhöhung der aktuellen Wachstumsrate auf Bundesebene um einen Prozentpunkt in der kurzen Frist mit einer Erhöhung der Wachstumsrate in Hamburg um 0,64 Prozentpunkte einher geht. Entsprechend ist der Wert des anderen Koeffizienten zu interpretieren. Die Rückbildung des Fehlers in der Gleichgewichtsbeziehung erfolgt mit einer Verzögerung von einem Quartal.

Der Wert der Durbin-Watson-Statistik liegt recht nahe bei zwei, was auf fehlende Autokorrelation erster Ordnung hindeutet. Dies wird durch den Lagrange-Multiplier-Test bestätigt. Der letztgenannte Test eignet sich auch für das Testen auf Autokorrelation höherer Ordnung. Im vorliegenden Fall wurde für den Fall einer Autokorrelation der maximalen Ordnung 2, 4 und 6 ein Lagrange-Multiplier-Test nach Breusch/Godfrey durchgeführt. Bei allen drei Varianten lagen keine Anzeichen für Autokorrelation vor.

Im Folgenden werden die Resultate der Tests auf Parameterstabilität für den Konjunkturzusammenhang im Finanzsektor dargestellt. Der CUSUM-Test auf Parameterstabilität deutet auf stabile Parameterwerte hin, während der Ein-Schritt-Prognose-Test (One-step-forecast-Test) gegen Ende des Jahres 2000 und zu Beginn des Jahres 2001 Anzeichen für eine Instabilität der Parameter erkennen lässt. Für diesen zeitlichen Bereich ist eine Häufung von Ausreißerwerten zu erkennen. Erklärbar wird diese Häufung durch die in diesem Zeitraum stattfindenden Turbulenzen an den Aktienmärkten, die sicher nicht ohne Auswirkungen auf den Finanzsektor in Hamburg geblieben sein dürften. Insgesamt lässt sich jedoch – über den gesamten Zeitraum 1992 bis 2006 – von einer eher stabilen Parameterkonstellation sprechen.

Abbildung 17: CUSUM-Test Finanzsektor
(reale BWS)

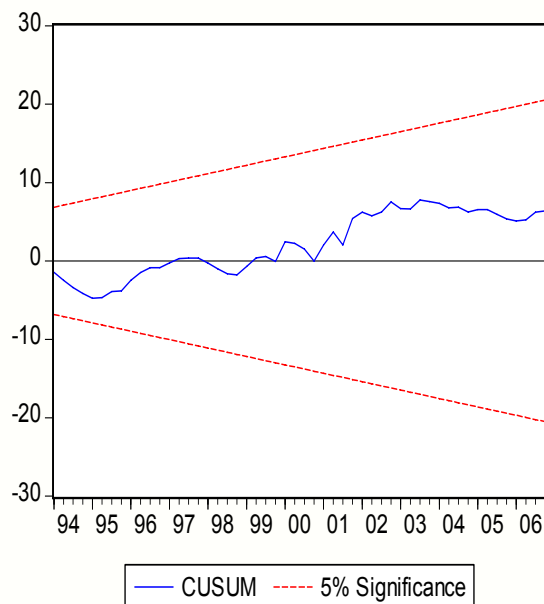
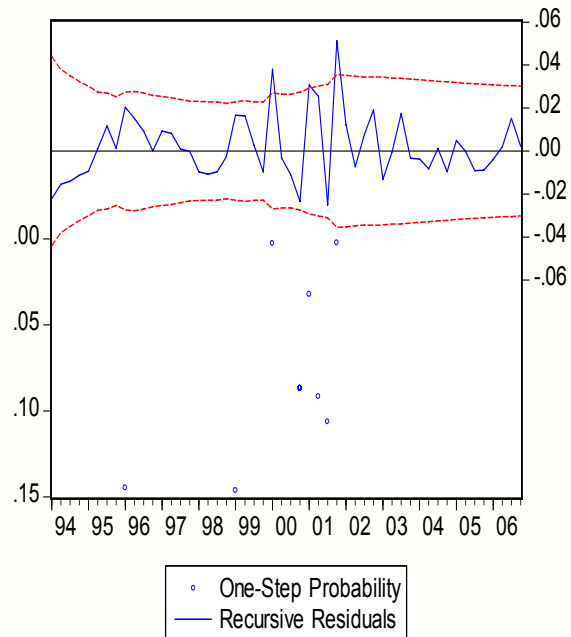


Abbildung 18: One-step-forecast-Test
Finanzsektor (reale BWS)



3.9.3 Langfristige Arbeitsnachfragebeziehung

Zunächst wird erneut der Integrationsgrad der beteiligten Zeitreihen ermittelt. Da dies für die reale Bruttowertschöpfung bereits erfolgt ist, muss noch die Beschäftigung auf ihren Integrationsgrad überprüft werden. Der Dickey-Fuller-Test zeigt, dass die Beschäftigung im Finanzsektor ebenfalls integriert vom Grad eins ist, sodass eine Kointegrationsanalyse durchgeführt werden kann. Für die Schätzung der Langfristbeziehung resultiert (t-Werte stehen unter den Schätzwerten in Klammern):

$$\text{BES}_{\text{HH}} = 9,67 + (0,15) \cdot \text{BWS}_{\text{HH}}(-9) + (-0,002) \cdot \text{Trend}$$

(18,05) (2,30) (-6,76)

Es gilt (Variablen beziehen sich stets auf den Finanzsektor):

BES_{HH} = (logarithmierte) sozialversicherungspflichtige Beschäftigung in Hamburg

$\text{BWS}_{\text{HH}}(-9)$ = (logarithmierte) reale Bruttowertschöpfung in Hamburg, verzögert um neun Quartale

Bestimmtheitsmaß $R^2 = 0,84$; Durbin-Watson-Statistik = 0,22.

Der obigen Gleichung ist zu entnehmen, dass die Beschäftigung im Finanzsektor nur mit einer erheblichen Verzögerung (von mehr als zwei Jahren) auf Änderungen der Bruttowertschöpfung reagiert. Der geringe Wert der Elastizität in Höhe von 0,15 deutet zudem auf einen recht schwachen Zusammenhang zwischen Bruttowertschöpfung und Beschäftigung hin. Der insgesamt negative Trendverlauf der Beschäftigung im Zeitraum 1992 bis 2006 wird durch das negative Vorzeichen des Trend-Koeffizienten ausgedrückt. Erschwert wird eine tiefer greifende Analyse dadurch, dass es sich bei obiger Gleichung nicht um eine Gleichgewichtsbeziehung handelt, da der empirische Wert des Kointegrationstests mit -2,72 deutlich über dem kritischen Wert von -3,46 liegt. Somit entfällt die Spezifikation einer Fehlerkorrekturmodells.

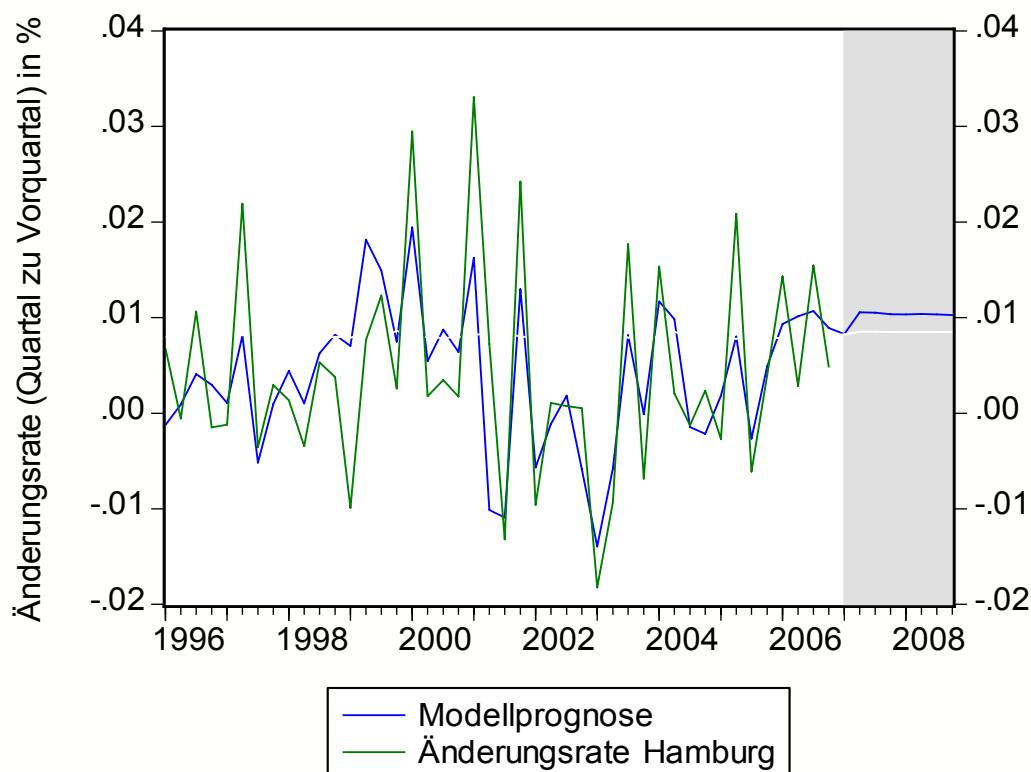
4. Prognose Gesamtwirtschaft für 2007 und 2008

Im Folgenden werden die Ergebnisse der Konjunkturprognose für Hamburg für den Zeitraum 2007 bis einschließlich 2008 dargestellt. Diese Ergebnisse basieren auf dem Konjunktur- und Wachstumsmodell für die Gesamtwirtschaft, welches im Abschnitt 3.1 beschrieben wurde. Die auf der Basis dieses Modells erstellte Prognose liefert für die reale Bruttowertschöpfung in Hamburg im Jahr 2007 eine prognostizierte jährliche Änderungsrate (Vorjahresrate) von knapp 3,7 %. Für das Jahr 2008 ergeben sich rund 4,2 %.

In der folgenden Abbildung 19 wird zum einen der Verlauf der tatsächlichen Änderungsrate der realen Bruttowertschöpfung für Hamburg für den Zeitraum 1996 bis 2006 mit der modellmäßig berechneten Wachstumsrate verglichen. Dieser Prognose-Ist-Vergleich (er wird auch als ‚In-sample-Prognose-Fit‘ bezeichnet) stellt für die Beurteilung der Prognosefähigkeit eines Modells einen bedeutsamen Indikator dar, weil ein starkes Abweichen der tatsächlichen Änderungsrate von der durch das Prognosemodell erzeugten Rate dessen Verwendbarkeit in Frage ziehen würde. Die Tatsache, dass der Zeitraum, für den in Abbildung 19 ein Prognose-Ist-Vergleich vorgenommen wird, gegenüber dem gesamten Berichtszeitraum (1992 bis 2006) leicht verkürzt ist, hängt mit der Funktionsweise des Modells zusammen. So gehen einzelne erklärende Variablen, wie etwa die Anzahl der offenen Stellen, der Geschäftsklima-Indikator der Handelskammer und die Zinsdifferenz in verzögerter Form in das Modell ein. Dies führt dazu, dass zu Beginn des Berichtszeitraums Werte für diese Variablen fehlen, sodass in diesem Zeitraum letztlich auch keine Modellwerte berechnet werden können.

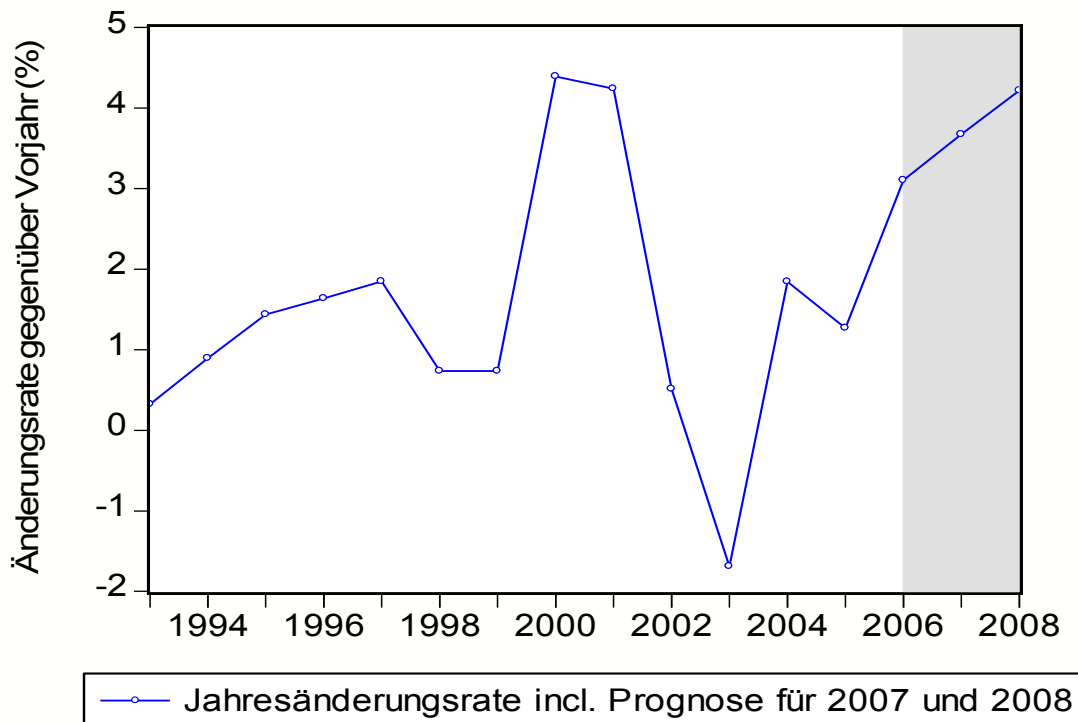
Neben dem Prognose-Ist-Vergleich enthält die Abbildung 19 auch ‚echte Prognosewerte‘ (im Sinne einer ‚Out-of-sample-Prognose‘) für den Zeitraum 2007 bis einschließlich 2008. Prognostiziert wird hierbei die Änderungsrate der realen Bruttowertschöpfung gegenüber dem jeweiligen Vorquartal, auf der Basis saisonbereinigter Werte. Die Verwendung dieser prognostizierten Quartalsänderungsraten führt in Verbindung mit den Ist-Werten für die reale Bruttowertschöpfung, die bis Ende 2006 vorliegen, zu einer Prognose der realen Bruttowertschöpfung für den Zeitraum 2007 bis 2008. Hieraus ergeben sich wiederum die Jahresänderungsraten in Höhe von 3,7 % für das Jahr 2007 und 4,2 % für das Jahr 2008. Sämtliche Jahresänderungsraten sowie die prognostizierten Raten für die Jahre 2007 und 2008 sind in der Abbildung 20 dargestellt. In beiden Abbildungen ist der Prognosezeitraum schattiert gekennzeichnet.

Abbildung 19: Prognose-Ist-Vergleich und ‚Out-of-sample-Prognose‘ für die Quartals-Änderungsrate der realen Bruttowertschöpfung in Hamburg (1996 – 2008)



Quelle: Statistikamt Nord; eigene Berechnungen; schattierter Bereich: Prognosezeitraum

Abbildung 20: Jährliche Änderungsrate der realen Bruttowertschöpfung in Hamburg (1993 – 2006) inklusive Prognose für 2007 und 2008



Quelle: Statistikamt Nord; eigene Berechnungen; schattierter Bereich: Prognosezeitraum

Aus der Abbildung 19 geht hervor, dass die tatsächliche Entwicklung für Hamburg von der im Berichtszeitraum vorhandenen In-sample-Prognose relativ gut nachgezeichnet wird. Ein Abweichen der tatsächlichen Rate von der prognostizierten Rate ergibt sich gegen Ende des Jahres 1998 und zu Beginn des Jahres 1999. Diese Abweichung wird vor dem Hintergrund des in Abbildung 2 dargestellten One-step-forecast-Tests verständlich. Wie aus diesem Test und aus der zugehörigen Abbildung hervor geht, tritt gegen Ende des Jahres 1998 eine Instabilität der Ein-Schritt-Prognose auf, die sich jedoch in den darauf folgenden Quartalen wieder zurückbildet. Wie in Abbildung 20 ersichtlich, prognostiziert das Modell eine Fortsetzung der im Jahr 2006 beobachteten dynamischen konjunkturellen Entwicklung in Hamburg. Diese modellgestützte Vorhersage bezieht sich auf die Jahre 2007 und 2008 und lässt sich an den prognostizierten Jahresänderungsraten in Höhe von 3,7 % für das Jahr 2007 und 4,2 % für das Jahr 2008 festmachen.

5. Literatur- und Quellenverzeichnis

Literaturquellen

Aghion, P. ; Howitt, P. (1998), Endogenous Growth Theory, 2nd edition, Cambridge / Mass. ; London: MIT Press 1998.

von Auer, L. (2003), Ökonometrie – Eine Einführung, 2. Auflage; Berlin – Heidelberg – New York: Springer 2003

de Jong, D.N. (1992), Co-Integration and Trend-Stationarity in Macroeconomic Time Series. Evidence from the Likelihood Function; in: Journal of Econometrics 52, S. 347-370.

Dickey, D. A.; Fuller, W.A. (1979), Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, in: Journal of the American Statistical Association 74, S. 427-431.

Don, H.; Verbruggen, J. (2006), Models and Methods for economic policy – 60 years of evolution at CPB, CPB Discussion Paper No. 55, CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis, January 2006

Engle, R.F.; Granger, C.W.J. (1987), Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, in: Econometrica, Vol. 55, No. 2, S. 251-276.

Fenz, G. ; Spitzer, M. (2006): An Unobserved Components Model to Forecast Austrian GDP; Working Paper 119; Österreichische Nationalbank 2006.

Franses, P.H. (1998), Time series models for business and economic forecasting, Cambridge: Cambridge University Press 1998.

Frenkel, M.; Hemmer, H.-R. (1999), Grundlagen der Wachstumstheorie; München: Franz Vahlen 1999.

Granger, C.W.J.; Newbold, P. (1974), Spurious Regression in Econometrics, in: Journal of Econometrics 2 (1974), S. 111-120.

Greene, W. H. (1993), *Econometric Analysis*, 2. Auflage; Englewood Cliffs (NY): Prentice Hall 1993.

Hackl, P. (2005), *Einführung in die Ökonometrie*; München: Pearson Studium 2005.

Josephson, C. (2005), *Growth and Business Cycles – Swedish Manufacturing Industry 1952 – 2001*, Lund Studies in Economic History 37; Stockholm: Almqvist & Wiksell International 2005

Plosser, C. (1989), *Understanding Real Business Cycles*, in: *Journal of Economic Perspectives*, Bd. 3 (1989), S. 51-77.

Ripp, K.; Schulze, P.M. (2004), *Konsum und Vermögen – eine quantitative Analyse für Deutschland*, Arbeitspapier Nr. 29 des Instituts für Statistik und Ökonometrie der Johannes-Gutenberg-Universität Mainz, August 2004.

Schips, B. (2002), *Konjunkturtheorie und empirische Konjunkturanalyse*; HWWA Discussion Paper Nr. 177, Hamburg 2002.

Schrimpf, A.; Wang, Q. (2007), *Zinsstruktur als Konjunkturindikator: Wie variabel ist die Prognosekraft ?*, in: *ZEW Wachstums- und Konjunkturanalysen März 2007*, Mannheim 2007.

Spree, R. (2002), *Business Cycles in History*; Münchener Wirtschaftswissenschaftliche Beiträge 02-01; Volkswirtschaftliche Fakultät der Ludwigs-Maximilians-Universität München 2002.

Spreeman, K.; Gantenbein, P. (2005), *Kapitalmärkte*, Stuttgart: Lucius & Lucius 2005.

Stadler, G.W. (1990), *Business Cycles Models with Endogenous Technology*, in: *American Economic Review* 80(4), S. 763-778.

Statistisches Bundesamt (2003): *Klassifikation der Wirtschaftszweige*, Ausgabe 2003 (WZ 2003).

Temple, J. (1999), *The New Growth Evidence*, in: *Journal of Economic Literature*, Bd. 37 (1999), S. 112-145.

Thomas, R.L. (1997), Modern Econometrics – An Introduction; Harlow (GB): Pearson Education 1997

Wolters, J. (2003), Neuere Entwicklungen in der ökonometrischen Analyse aggregierter Zeitreihen, in: Franz, W.; Ramser, H. J.; Stadler, M. (2003), Empirische Wirtschaftsforschung – Methoden und Anwendungen, Wirtschaftswissenschaftliches Seminar Ottobeuren, Band 32; Tübingen: Mohr Siebeck 2003.

Zelhorst, D. ; de Haan, J. (1994), The Nonstationarity of Aggregate Output: Some Additional International Evidence, in: Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 26 (1) 23-33.

Datenquellen

Agentur für Arbeit Hamburg; Kurt-Schumacher-Allee 16, 20097 Hamburg

Handelskammer Hamburg; Adolphsplatz 1; 20457 Hamburg

Statistisches Amt für Hamburg und Schleswig-Holstein:

Standort Hamburg: Steckelhörn 12, 20457 Hamburg

Standort Kiel: Fröbelstraße 15 – 17, 24113 Kiel

Statistisches Bundesamt; Gustav-Stresemann Ring 11; 65189 Wiesbaden.

Deutsche Bundesbank, Zentrale; Wilhelm-Epstein-Strasse 14, 60431 Frankfurt am Main

Deutsche Bundesbank, Hauptverwaltung Hamburg, Willy-Brandt-Straße 73, 20459 Hamburg

Organization for Economic Co-operation and Development (OECD), rue André Pascal 2; F-75775 Paris Cedex 16, France

Software-Handbücher

EViews User's Guide 3 (1997), Quantitative Micro Software, Irvine (CA)

Internet-Quellen

Handelskammer Hamburg (2007), Hamburger Konjunkturbarometer IV 2006:

http://www.hk24.de/produktmarken/standortpolitik/zahlen_fakten/hamburger_konjunkturdaten/Lage_4Q2006.pdf; (03.07.2007)

Freie und Hansestadt Hamburg (2007), Staatliche Pressestelle, Leitbild: Metropole Hamburg – Wachsende Stadt:

http://www.wachsende-stadt.hamburg.de/_res/download/pdf/Wachsende_Stadt_12.pdf

HWWI Research Papers

by the HWWI Research Programme „Economic Trends and Hamburg“

6. Managementstrategien im Fußball: „Big Push“ oder Kontinuität?
Ein dynamisches Modell zum sportlichen Auf- und Abstieg von Vereinen
Henning Vöpel
Hamburg, Februar 2007
5. Ein Transfermarktmodell und Implikationen für die strategische Transferpolitik der Vereine in der Fußball-Bundesliga
Henning Vöpel
Hamburg, November 2006
4. Gender Equality in the Labour Market: Attitudes to Women's Work
Sylke Viola Schnepf
Hamburg, Oktober 2006
3. Ein „ZIDANE-Clustering-Theorem“ und Implikationen für den Finanzausgleich in der Bundesliga
Henning Vöpel
Hamburg, Juli 2006
2. Doping im Radsport als kollektives Gleichgewicht
Henning Vöpel
Hamburg, Juli 2006
1. Long Waves of Economic Development and the Diffusion of General-Purpose Technologies – The Case of Railway Networks
Norbert Kriedel
Hamburg, Januar 2006

Das Hamburgische WeltWirtschaftsinstitut (HWWI) ist ein gemeinnütziger, unabhängiger Think Tank mit den zentralen Aufgaben:

- die Wirtschaftswissenschaften in Forschung und Lehre zu fördern,
- eigene, qualitativ hochwertige Forschung in Wirtschafts- und Sozialwissenschaften zu betreiben,
- sowie die Wissenschaft, Politik, Wirtschaft und die interessierte Öffentlichkeit über ökonomische Entwicklungen unabhängig und kompetent zu beraten und zu informieren.

Das HWWI betreibt interdisziplinäre Forschung in den folgenden Kompetenzbereichen: Wirtschaftliche Trends und Hamburg, Internationaler Handel und Entwicklung, Migration – Migration Research Group sowie Internationale Klimapolitik.

Gesellschafter des im Jahr 2005 gegründeten Instituts sind die Universität Hamburg und die Handelskammer Hamburg.

Hamburgisches WeltWirtschaftsInstitut (HWWI)

Neuer Jungfernstieg 21 | 20354 Hamburg

Tel +49 (0)40 34 05 76 - 0 | Fax +49 (0)40 34 05 76 - 76

info

@hwwi.org | www.hwwi.org