

Schulze, Peter M.

Working Paper

Eine Investitionsfunktion für Rheinland-Pfalz. Kointegration bei Strukturbrüchen?

Arbeitspapier, No. 44

Provided in Cooperation with:

Johannes Gutenberg-Universität Mainz, Institut für Statistik und Ökonometrie

Suggested Citation: Schulze, Peter M. (2009) : Eine Investitionsfunktion für Rheinland-Pfalz. Kointegration bei Strukturbrüchen?, Arbeitspapier, No. 44, Johannes-Gutenberg-Universität Mainz, Institut für Statistik und Ökonometrie, Mainz

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/32046>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

**Eine Investitionsfunktion für Rheinland-Pfalz.
Kointegration bei Strukturbrüchen?**

Peter M. Schulze

Arbeitspapier Nr. 44 (April 2009)

Institut für Statistik und Ökonometrie
Johannes Gutenberg-Universität Mainz
Fachbereich Rechts- und Wirtschafts-
wissenschaften
Haus Recht und Wirtschaft II

D 55099 Mainz

Herausgeber: Univ.-Prof. Dr. P.M. Schulze

© 2009 Institut für Statistik und Ökonometrie, Mainz
ISSN Nr. 1430 - 2136

Eine Investitionsfunktion für Rheinland-Pfalz. Kointegration bei Strukturbrüchen?

Peter M. Schulze*

Gliederung

1 Einleitung	2
2 Allgemeine Darstellung der Investitionsfunktion	2
3 Datengrundlage	4
4 Einheitswurzeltest und Kointegration bei Strukturbrüchen	6
5 Empirische Analyse	8
6 Fazit	12
Anhang	13
Datenquellen	14
Literaturverzeichnis	15

Zusammenfassung

Zur Schätzung einer rheinland-pfälzischen Investitionsfunktion werden Zeitreihendaten der Variablen Bruttoanlageinvestitionen, Bruttoinlandsprodukt und der Quotient aus Lohnquote und Kapitalnutzungs-kosten benutzt. Da die Daten Strukturbrüche aufweisen, sollte bei Einheitswurzeltests dieser Sachverhalt berücksichtigt werden. Hier wird der Test von Perron (1989) benutzt; alle Variablen erweisen sich als differenzstationär 1. Ordnung. Für die Prüfung auf Kointegration dienen die von Gregory/Hansen (1996) weiterentwickelten Tests von Dickey-Fuller und Phillips-Perron. Die Nullhypothese „Keine Kointegration“ lässt sich nicht ablehnen, weshalb abschließend die Investitionsfunktion in ihrer Differenzform geschätzt wird.

Summary

In time series data with structural breaks modified unit root tests, e.g. the test of Perron (1989), should be used. Analyzing an investment function of the federal state “Rhineland-Palatinate” with data of investment expenditures, gross domestic product, and the relation of wage rate to capital user costs from 1970 to 2006, it can be shown that these variables are difference stationary of order one. For cointegration relations when there is a break in the intercept and/or slope coefficient also modified tests of Dickey-Fuller or Phillips-Perron can be used. For the data used, the null hypothesis of no cointegration can not be rejected by the Gregory-Hansen test. As a result, an investment function for Rhineland-Palatinate in difference form is estimated.

* Herrn stud. rer. pol. Constantin Weiser danke ich für die Erstellung der Grafiken und die Durchführung der Berechnungen.
E-Mail: STATOEK@uni-mainz.de

1 Einleitung

Der Anteil der Bruttoanlageinvestitionen (BAI) am Bruttoinlandsprodukt (BIP) von Rheinland-Pfalz betrug von 1970 bis heute durchschnittlich etwa 22%. Obwohl dieser Anteil im Vergleich zu den privaten Konsum- und Staatsausgaben vergleichsweise gering erscheint, stellen die Investitionen eine ganz wesentliche Komponente des BIP dar.

Neue Investitionen sind dauerhafte Güter, in denen der technische Fortschritt inkorporiert ist, und die die Output-Kapazitäten erhöhen – und zwar nicht nur in der laufenden Periode, sondern auch in der Zukunft. Variationen der Investitionsausgaben haben deshalb langfristig Konsequenzen für die Produktivität eines Landes, die Beschäftigungsnachfrage und damit indirekt auf das Einkommen. Schwankungen der Investitionsausgaben tragen somit wesentlich zu Schwankungen anderer wichtiger wirtschaftlicher Größen bei.

Bei der Betrachtung regionaler Investitionsausgaben – hier am Beispiel von Rheinland-Pfalz – können zusätzlich Faktoren eine Rolle spielen, die durch regionalpolitische Instrumente, wie z.B. Investitionszuschüsse, beeinflusst werden.

Zu fragen ist, ob angesichts vielfältiger Einflussgrößen im regionalen Rahmen von Kointegrationsbeziehungen der Investitionen ausgegangen werden kann.

Nach einigen Anmerkungen zur Spezifikation (regionaler) Investitionsfunktionen in Abschnitt 2 folgen in Kapitel 3 Angaben zu den in der späteren Analyse verwendeten Daten. Kapitel 4 beinhaltet die methodischen Grundlagen, bevor in Abschnitt 5 die Ergebnisse der Schätzung dargestellt werden. Ein Fazit beschließt das Arbeitspapier.

2 Allgemeine Darstellung der Investitionsfunktion

Trotz der unbestrittenen Bedeutung der Investitionen konnten bisher im Rahmen quantitativer Analysen keine allgemeingültigen Determinanten für die Investitionsnachfrage festgestellt werden. Überblicke über makroökonomische Investitionsmodelle sowohl unter theoretischen als auch empirischen Gesichtspunkten finden sich bei Berndt (1991, Chap. 6) und Chirinko (1993, 1875-1911), vgl. zu allgemeinen Bestimmungsgründen für Investitionen auch Deutsche Bundesbank (2007, 17 ff.). Spezifikationen regionaler Investitionsfunktionen (für Deutschland) zeigen z.B. Asmacher/Schalk/Thoss (1987) und Schalk/Untiedt (2000). Auf die dort zur Quantifizierung benutzten Investitionshypothesen stützen sich die folgenden Ausführungen.

Bei zusätzlicher Produktion entscheiden Unternehmen in Periode t darüber, die Kosten für diesen Produktionszuwachs zu minimieren. Als notwendige Bedingung für das kostenminimierende Einsatzverhältnis von Bruttoinvestitionen I zum Arbeitsinput L erhält man (Schalk/Untiedt, 2000, 176)

$$\frac{I_{rt}}{\Delta L_{rt}} = f\left(\frac{w_{rt}}{c_{rt}}\right) \quad (1)$$

w stellt die reale Lohnquote und c die Kapitalnutzungskosten dar, r ist der Index für regionale Größen: Da hier nur Rheinland-Pfalz betrachtet wird, beziehen sich die so gekennzeichneten Größen auf dieses Bundesland.

Die Kapitalnutzungskosten c_{rt} werden, in Anlehnung an die Literatur (vgl. z.B. Berndt, 1991, 245; Schalk/Untiedt, 1995, 285 ff.) und, soweit Daten (vgl. im Einzelnen Kapitel 3) für Rheinland-Pfalz verfügbar waren, modifiziert berechnet nach

$$c_{rt} = (i_t - p_t)NAV_{rt} + A_{rt} - Z_{rt} \quad (2)$$

Hierbei ist i der nominelle Zinssatz, p die Inflationsrate, NAV das Nettoanlagevermögen („Kapitalstock“), A die Abschreibungen in jeweiligen Preisen und Z die durch das Bundesland gewährten Investitionszuschüsse. c_{rt} in (2), bezogen auf das Nettoanlagevermögen, findet in w/c aus (1) Berücksichtigung. Neben diesem Quotienten wird der Output (aggregierte Nachfrage im neoklassischen Ansatz) als Bestimmungsgröße für die Investitionen angesehen. Betrachtet man mehrere Regionen, so spielt für eine vergleichende Schätzung auch die relative technische Effizienz eine Rolle. Sie stellt auf die Effizienz der Produktionsbedingungen in einer Region ab (Schalk/Untiedt/Lüschow, 1995). Da hier nur eine „Region“ innerhalb Deutschlands, das Land Rheinland-Pfalz, betrachtet wird und bei einer möglichen Operationalisierung dieser Größe erhebliche Probleme auftreten, wird dieser Faktor nicht betrachtet.

Letztendlich soll deshalb folgende regionale Investitionsfunktion in logarithmierter Form (Schalk/Untiedt, 2000, 182) geschätzt werden (der Index r wird weggelassen):

$$\ln BAI_t = \beta_0 + \beta_1 \ln BIP_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln BIP_t + \beta_3 \ln\left(\frac{w}{c}\right)_t + \beta_4 \ln BAI_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

mit BAI als Bruttoanlageinvestitionen, als Outputgröße das Bruttoinlandsprodukt (BIP) und w/c mit den bereits unter (1) erwähnten Inputgrößen.

3 Datengrundlage

Für die Schätzung von Funktion (3) stehen Jahresdaten von 1970 bis 2006 für Rheinland-Pfalz zur Verfügung. Von 1992 bis 2006 liegen durchgehende Daten – zum Großteil aus der amtlichen Statistik – vor. Für die davor liegenden Jahre mussten wegen methodischer Änderungen teilweise die Daten durch Umskalierung mit den ab 1992 laufenden Reihen verknüpft werden.

Die Daten für die Bruttoanlageinvestitionen und das Bruttoinlandsprodukt stammen vom Arbeitskreis VGR der Länder. Aus den gleichen Quellen kommen die Daten zur Berechnung der Lohnquote w als Quotient aus Arbeitnehmerentgelt und Anzahl der Erwerbstätigen. Nähme man hierbei die reale Lohnquote an, müssten die Arbeitnehmerentgelte deflationiert werden, was dann aber auch eine Preisbereinigung des BIP erforderlich machte. Die Ergebnisse für beide Vorgehensweisen sind gleich. Für die Ermittlung der Größen in der Formel zu den Kapitalnutzungskosten c in (2) standen folgenden Quellen zur Verfügung: Nettoanlagevermögen („Kapitalstock“) in jeweiligen Preisen (NAV) und Abschreibungen (A) in jeweiligen Preisen sind ebenfalls beim Arbeitskreis VGR der Länder zu finden.

Die Investitionszuschüsse Z stammen aus verschiedenen Jahrgängen einer Publikation des rheinland-pfälzischen Ministeriums für Wirtschaft, Verkehr, Landwirtschaft und Weinbau mit wechselndem Titel (zuletzt: „Bilanz der Wirtschaftsförderung“). Für die nicht-rheinland-pfalz-spezifische Größe des nominellen Zinssatzes i wurden die Emissionsrenditen für Anleihen der öffentlichen Hand benutzt (Deutsche Bundesbank, Statistische Beihefte: Kapitalmarktstatistik). Als Indikator für die Inflationsrate diente der Verbraucherpreisindex (früher Preisindex für die Lebenshaltung, Statistisches Bundesamt, Wirtschaft und Statistik). Die so berechneten c -Werte werden durch die NAV-Werte der jeweiligen Jahre dividiert, bevor sie in Gleichung (3) eingehen (die berechneten Werte sind im Anhang S. 13 angegeben). Alle Werte sind logarithmiert.

Betrachtet man die graphischen Darstellungen von BAI, BIP und w/c (siehe Abbildung 1-3), so zeigt sich bei allen drei Datenreihen, dass im Gefolge der deutschen Wiedervereinigung eine Abflachung der Werte – wenn auch in unterschiedlicher Form – auftritt. Dies könnte auf eine strukturelle Änderung zurückzuführen sein.

Abbildung 1: Bruttoanlageinvestitionen von Rheinland-Pfalz (lnBAI)

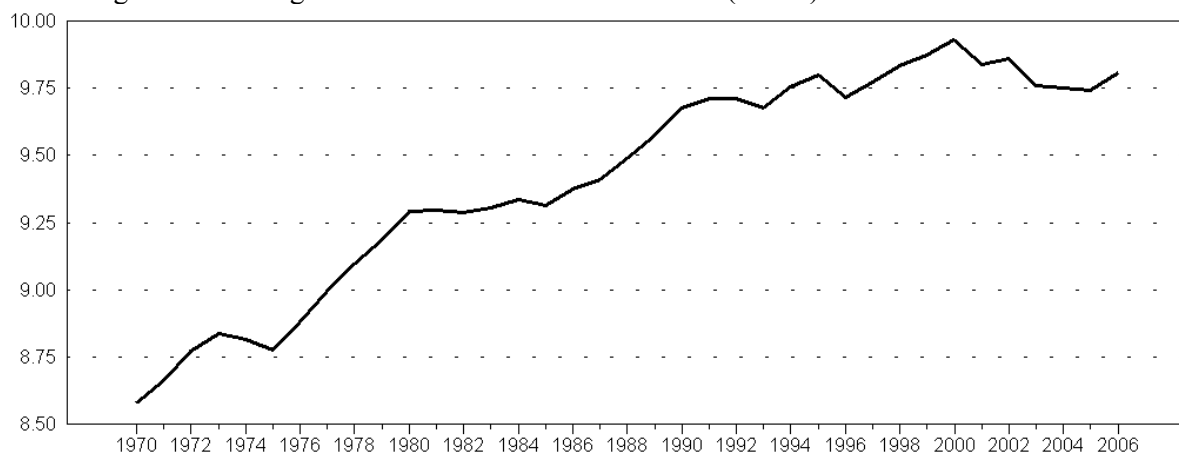


Abbildung 2: Bruttoinlandsprodukt von Rheinland-Pfalz (lnBIP)

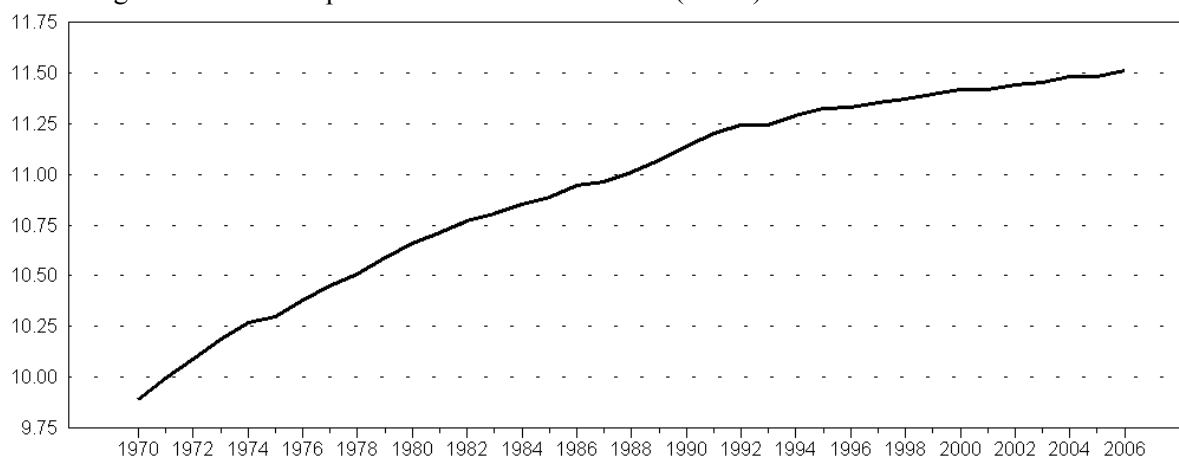
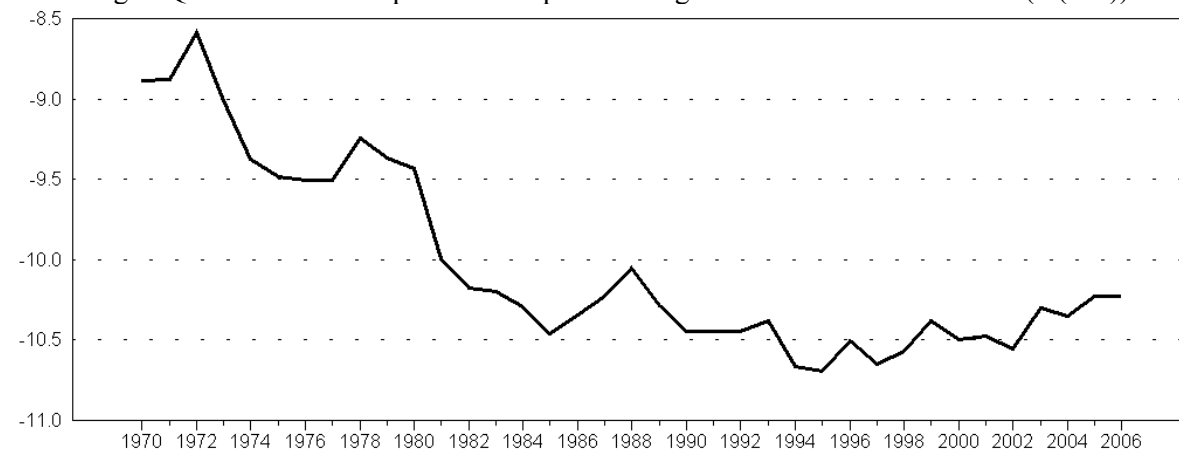


Abbildung 3: Quotient aus Lohnquote und Kapitalnutzungskosten für Rheinland-Pfalz (ln(w/c))



4 Einheitswurzeltest und Kointegration bei Strukturbrüchen

Strukturbrüche stellen für die Zeitreihenanalyse ein gravierendes Problem dar, weil u.a. Tests über bestimmte Eigenschaften der in den ökonometrischen Modellen verwendeten Daten nur noch bedingt brauchbar sind (Saikkonen/Lütkepohl, 2001, 1 ff., Wolters/Hassler, 2006, 51 ff.). Angesichts der dieser Analyse zugrunde liegenden Datenreihen (siehe Kapitel 3, Abbildungen 1-3) könnten Strukturbrüche vorliegen, weshalb dies in die Prüfung und Formulierung der Investitionsfunktion einbezogen werden sollte. Dickey-Fuller Einheitswurzel-Teststatistiken tendieren bei Strukturbrüchen dazu, zur Nichtablehnung einer Einheitswurzel hin verzerrt zu sein (Perron, 1989).

Perron (1989) entwickelte ein Verfahren, um auf Einheitswurzeln in Gegenwart eines bekannten Strukturbruchs in der Periode $t = T_S + 1$ zu testen. Perron unterscheidet drei Modelle – mit entsprechend unterschiedlichen kritischen t-Werten: Modell A erlaubt eine einmalige Änderung des Absolutgliedes in der Trendfunktion, Modell B eine Änderung im Anstieg der Trendfunktion, und Modell C lässt beide Effekte zu. Letztendlich wird in der Nullhypothese (Enders, 2004, 204) eine einmalige Änderung im Niveau und im Anstieg des Einheitswurzelprozesses unterstellt:

$$H_0 : y_t = \alpha_0 + y_{t-1} + \beta_1 D_1 + \beta_2 D_2 + v_t \quad (4)$$

wobei D_1 eine Variable mit $D_1 = 1$, wenn $t = T_S + 1$ und Null sonst; außerdem ist $D_2 = 1$ für $t > T_S$ und Null sonst.

Die Alternative ist eine gebrochene trendstationäre Hypothese mit

$$H_1 : y_t = \alpha_2 + \alpha_3 t + \beta_2 D_2 + \beta_3 D_3 + \varepsilon_t \quad (5)$$

wobei D_3 eine Änderung der (deterministischen) Trendsteigung darstellt, d.h. es ist $D_3 = t$ ab dem Bruchzeitpunkt.

Zum Testen wird (5) geschätzt und die Residuen berechnet.

Schätzt man nun

$$\hat{\varepsilon}_t = \delta_1 D_1 + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \omega_{1t} \quad (6)$$

so ist unter der Nullhypothese einer Einheitswurzel α_1 gleich Eins. Perron (1989) zeigt, dass die Verteilung von α_1 vom Anteil der Beobachtungen vor dem Strukturbruch T_S zur Gesamtzahl T abhängt:

$$\lambda = T_S / T \quad (7)$$

Wenn die $\hat{\omega}_{1t}$ -Werte in (6) autokorreliert sind, wird man entsprechend dem Vorgehen beim ADF-Test (6) erweitern

$$\hat{\varepsilon}_t = \sum_{j=0}^k \delta_j D_{1,t-j} + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta \hat{\varepsilon}_{t-i} + \omega_{2t} \quad (8)$$

Die berechneten Werte der t-Statistik von α_1 werden verglichen mit den von Perron (1989, 1376-1377) berechneten kritischen Werten. Wenn $\lambda = 0$ und $\lambda = 1$, sind die kritischen Werte identisch mit den Werten der DF-Statistik. Es ist eine strukturelle Änderung zu vermuten, wenn $0 < \lambda < 1$. Ist der berechnete t-Wert kleiner als der kritische Wert, wird die Nullhypothese einer Einheitswurzel ($\alpha_1 = 1$) abgelehnt (linksseitiger Test). Perrons Test ist insofern bedingt, als er den Strukturbruch-Zeitpunkt als bekannt voraussetzt. Dieser ist also vorher zu bestimmen. Hierbei ist zu unterscheiden, ob die Bruchzeitpunkte bekannt oder nicht bekannt sind (im Einzelnen Maddala/Kim, 1998, 390-397). Zeitlich nachfolgend entwickelte Tests endogenisieren den Zeitpunkt des Strukturbruchs und lassen auch mehrere Strukturbrüche zu. Eine Übersicht hierzu findet sich bei Maddala/Kim (1998, 401 ff.).

Betrachtet man mehrere Variablenreihen im funktionalen Zusammenhang, so liegt es nahe, sofern dabei Differenzstationarität gleicher Ordnung vorliegt, auf Kointegration zu prüfen. Bei Vorliegen von Strukturbrüchen sollten residual basierte Kointegrations-Tests (nach Dickey-Fuller) oder modifizierte Tests, die auf dem geschätzten Fehlerkorrekturmodell basieren (Campos/Ericson/Hendry, 1996, Gregory/Hansen 1996), benutzt werden.

Die residual basierten Kointegrations-Tests von Gregory/Hansen (1996) lassen einen Bruch im Absolutglied und/oder in den Anstiegskoeffizienten zu. Die Nullhypothese „Keine Kointegration“ wird u.a. mittels ADF-Tests gegen die Alternativhypothese „Kointegration bei möglichem Bruch“ geprüft.

Die KQ-Residuen $\varepsilon_{t\tau}$ aus der – durch Strukturbruchvariablen modifizierten – Kointegrationsregression (3) dienen prinzipiell zur Berechnung der Beziehungen (7) bzw. (8), wobei τ hier den Bruchpunkt anzeigt, von dem die Residuenreihe abhängt. Als Alternative zum Dickey-Fuller-Einheitswurzelttest dient die Phillips-Perron-Teststatistik Z . Hierbei wird, anstatt zur Vermeidung von Autokorrelation in den ω_{2t} zusätzliche Lags wie in (8) zu berücksichtigen, mögliche Autokorrelation der latenten Variablen durch korrigierte Standardfehler unterdrückt (Gregory/Hansen, 1996, 105).

Bei den Teststatistiken werden jeweils die kleinsten Werte der ADF- und Z-Statistiken berechnet, über alle Werte von $\tau \in T$. Die minimalen Werte – mit ADF* und Z* bezeichnet – erlauben Schlüsse zur Ablehnung von H_0 (Gregory/Hansen, 1996, 106).

Für die ADF*- und Z*-Tests gelten die gleichen kritischen Werte (diese finden sich bei Gregory/Hansen, 1996, 109).

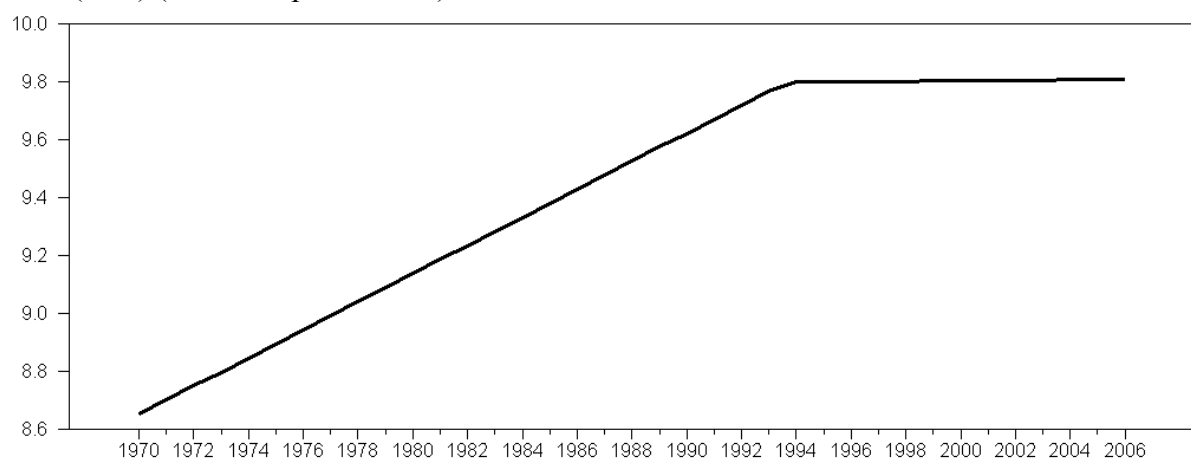
5 Empirische Analyse

Da die in die Spezifikation einbezogenen Variablen BAI, BIP und w/c strukturelle Änderungen im Zeitablauf aufzuweisen scheinen, erweist es sich als zweckmäßig, die eventuell vorhandenen Zeitpunkte der Strukturbrüche zu bestimmen und den in Kapitel 4 skizzierten Einheitswurzeltest zu benutzen.

Nach Schätzungen mit verschiedenen Bruchzeitpunkten wurden nach Kriterien der besten Anpassung (R^2 und log-likelihood) folgende Zeitpunkte bestimmt: für $\ln(\text{BAI})$ das Jahr 1994, für $\ln(\text{BIP})$ 1992 und für $\ln(\text{w/c})$ das Jahr 1991. Dies zeigen auf der Grundlage der Abbildungen 1–3 auch die stilisierten Darstellungen in Abbildungen 4 a – c. Infolge der deutschen Wiedervereinigung haben sich die betrachteten Variablen für Rheinland-Pfalz offensichtlich strukturell verändert. Dabei hat die Variable $\ln(\text{w/c})$ sofort und die Variable $\ln(\text{BAI})$ erst vier Jahre später reagiert.

Abbildung 4: Zeitpunkt der Strukturbrüche der betrachteten Zeitreihen

4a: $\ln(\text{BAI})$ (Bruchzeitpunkt 1994)



4b: $\ln(\text{BIP})$ (Bruchzeitpunkt 1992)4c: $\ln(w/c)$ (Bruchzeitpunkt 1991)

Tabelle 1 zeigt das Ergebnis der anschließend auf dieser Basis durchgeführten Perron-Einheitswurzeltests mit den Variablen, die den Bruchzeitpunkten zugehörigen λ -Werte (nach (7)), die berechneten und kritischen (bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5%) t -Werte von α_1 in (6) bzw. (8) und die Entscheidung. Da es Anhaltspunkte sowohl für eine Niveau- als auch eine Trendänderung bei den drei Variablen gibt, wurde in allen Fällen das Perron-Modell C gewählt

Tabelle 1: Ergebnisse der Perron-Einheitswurzeltests

Variable	λ	Perron-Modell	$t_{\alpha_1, \text{ber}}$	$t_{\alpha_1, \text{krit}}$	Einheitswurzel?
$\ln(\text{BAI})$	0,7	C	-2,77	-4,04	ja
$\ln(\text{BIP})$	0,7	C	-3,45	-4,24	ja
$\ln\left(\frac{w}{c}\right)$	0,6	C	-3,21	-4,24	ja

Die Berechnungen wurden durchgeführt mit WinRATS Version 7.1, vgl. z.B. Schulze/Prinz/Schweinberger (2006).

Damit erweisen sich die Variablen entsprechend Tabelle 1 als differenzstationär 1. Ordnung.

Die Kointegrationsregression (3) mit dem Bruchzeitpunkt 1990 (Wiedervereinigung Deutschlands) führte zur in Tabelle 2 dargestellten Schätzung.

Tabelle 2: Schätzung der Investitionsfunktion (3) mit Strukturbruch 2001

Regressoren	Koeff.	p-value t-Test
Constant	-1,4034	0,000370
lnBAI (t-1)	0,5800	0,000000
lnBIP (t-1)	0,6156	0,000000
Δ lnBIP	1,8718	0,000005
ln(w/c)	0,1371	0,000275
D90lnBIP(t-1)*	-0,2828	0,000025
D90ln(w/c)**	-0,2996	0,000027
* Anstiegsdummy für lnBIP(t-1): bis 1989 Wert Null, danach die Werte von lnBIP(t-1)		
** Anstiegsdummy für ln(w/c): bis 1989 Wert Null, danach die Werte von ln(w/c)		
T = 36		
$R^2 = 0,995$		
p-value F-Test: 0,000000		
p-value Ljung-Box-Statistik: 0,0007		

Die aufgrund der Ljung-Box-Statistik angezeigte Autokorrelation deutet auf spurious regression hin, weshalb bei der Beurteilung dieser Schätzung Vorsicht geboten ist. Insbesondere deuten die beiden Anstiegs-Dummy auf einen Strukturbruch für die gesamte Gleichung im Jahr 1990 hin.

Betrachtet man für die Schätzung in Tabelle 2 die in Kapitel 4 skizzierten Kointegrationstests nach Gregory/Hansen, so ergeben sich mit dem Jahr 1990 (Wiedervereinigung Deutschlands) als Bruchzeitpunkt die in Tabelle 3 dargestellten Werte.

Tabelle 3: Kointegrationstests bei Strukturbrüchen

Test	Berechnete Werte	Kritische Werte bei $\alpha = 0,05$ ⁺
ADF*	-4.0287	-6,41
Z*	-3.9550	-6,41

⁺ vgl. Gregory/Hansen (1996) 109.

In beiden Fällen kann die Nullhypothese „Keine Kointegration“ nicht abgelehnt werden. Damit kann – unter Berücksichtigung von Strukturbrüchen – mit dem eingesetzten Instrumentarium keine Kointegration für diese rheinland-pfälzische Investitionsbeziehung im betrachteten Zeitraum nachgewiesen werden.

Da alle einbezogenen Variablen aber I(1) sind, lässt sich – wenn auch kein Fehlerkorrekturmodell – so doch eine Differenzenregression mit Betrachtung der im klassischen Regressionsmodell üblichen Beurteilungskriterien schätzen. Die Ergebnisse für Gleichung (3) sind in Tabelle 4 angegeben, wobei „ Δ “ die erste Differenz der logarithmierten Variablen bezeichnet.

Der Strukturbruch liegt auch hier wieder im Jahr 1990 (Wiedervereinigung Deutschlands).

Tabelle 4: Schätzung der Differenzenregression

Regressand: $\Delta \ln \text{BAI}$	Koeff.	p-value
Regressoren		t-Test
$\Delta \ln(w/c)$	0,116158943	0,00518663
$\Delta \ln(w/c) (t-1)$	0,081029589	0,01909892
$\Delta \ln \text{BIP}$	1,066322393	0,00000000
D90 $\Delta \ln(w/c)$ *	-0,307763374	0,00027697
* Bis 1990 Wert Null, danach Werte von $\Delta \ln(w/c)$		
T = 35		
$R^2 = 0,66$		
p-value Ljung-Box-Statistik: 0,2038		

Die üblichen Beurteilungskriterien fallen zufriedenstellend aus. Es zeigt sich, dass – wie in der Ausgangsgleichung (vgl. Tabelle 2) – die Änderungen des BIP den größten Einfluss

auf BAI, gefolgt von w/c , haben. Die Koeffizienten der gelagten Größen von BAI und BIP erwiesen sich hier – im Gegensatz zu den Ergebnissen in Tabelle 2 – als nicht signifikant, weshalb sie nicht aufgeführt sind.

6 Fazit

Bei Zeitreihen mit Strukturbrüchen sind die herkömmlichen Einheitswurzeltests nicht ohne Weiteres brauchbar. Hier sollten modifizierte Tests benutzt werden, so z.B. der Test von Perron (1989), das Gleiche gilt für Kointegrationstests; hier lassen sich der ADF-Test und der Phillips-Perron-Test weiterentwickeln (Gregory/Hansen, 1996). Da die zur Schätzung einer rheinland-pfälzischen Investitionsfunktion benutzten Daten von 1970-2006 Strukturbrüche aufweisen, ist dieses Instrumentarium zu benutzen. Die Variablen der Bruttoanlageinvestitionen, des Bruttoinlandprodukts und des Quotienten aus Lohnrate zu Kapitalnutzungskosten erwiesen sich unter Berücksichtigung der Strukturbrüche als differenzstationär 1. Ordnung. Entsprechende Kointegrationstests führten zur Nicht-Ablehnung der Nullhypothese „Keine Kointegration“. Damit lässt sich kein Fehlerkorrekturmodell schätzen. Deshalb und um spurious regression zu vermeiden wurde abschließend die Investitionsfunktion für Rheinland-Pfalz in Differenzform geschätzt.

Anhang

Kapitalnutzungskosten für Rheinland-Pfalz

Jahr	c*
1970	0,0644
1971	0,0572
1972	0,0385
1973	0,0553
1974	0,0730
1975	0,0751
1976	0,0723
1977	0,0680
1978	0,0493
1979	0,0510
1980	0,0487
1981	0,0767
1982	0,0834
1983	0,0812
1984	0,0839
1985	0,0960
1986	0,0818
1987	0,0723
1988	0,0583
1989	0,0692
1990	0,0767
1991	0,0722
1992	0,0688
1993	0,0611
1994	0,0768
1995	0,0760
1996	0,0620
1997	0,0702
1998	0,0644
1999	0,0525
2000	0,0592
2001	0,0577
2002	0,0610
2003	0,0466
2004	0,0478
2005	0,0407
2006	0,0398

* Berechnet als Quotient aus den Werten aus Gleichung (2)
dividiert durch das jeweilige Netto-Anlagevermögen

Datenquellen

Arbeitskreis VGR der Länder (Hrsg.), Stuttgart:

- Für die Daten 1991-2006/2007:
 - Bruttoinlandsprodukt, Bruttowertschöpfung in den Ländern und Ost-West-Großraumregionen Deutschlands (Reihe 1, Band 1)
 - Bruttoinlandsinvestitionen in den Ländern und Ost-West-Großraumregionen Deutschlands (Reihe 1, Band 3)
 - Arbeitnehmerentgelt, Bruttolöhne und -gehälter in den Ländern und Ost-West-Großraumregionen Deutschlands (Reihe 1, Band 2)
 - Abschreibungen.
- Für die Daten von 1970-1991:
 - Rückrechnungsergebnisse für das frühere Bundesgebiet (Revision 2005)
 - Anlageinvestitionen, Anlagevermögen und Abschreibungen in den Ländern des früheren Bundesgebietes 1970-1995 (Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder, Heft 29).

Deutsche Bundesbank (Hrsg.), Statistische Beihefte zum Monatsbericht 2: Kapitalmarktstatistik, Emissionsrenditen, Frankfurt/Main, verschiedene Jahrgänge.

Ministerium für Wirtschaft, Verkehr, Landwirtschaft und Weinbau Rheinland-Pfalz, Bilanz der Wirtschaftsförderung (verschiedene wechselnde Titel), Mainz, verschiedene Jahrgänge.

Statistisches Bundesamt (Hrsg.), Wirtschaft und Statistik, Wiesbaden, verschiedene Jahrgänge.

Literaturverzeichnis

- Asmacher, Chr. / Schalk, H. J. / Thoss, R. (1987):** Analyse der Wirkungen regionalpolitischer Instrumente, Münster: Selbstverlag des Instituts für Siedlungs- und Wohnungswesen des Zentralinstituts für Raumplanung der Universität Münster.
- Berndt, E. R. (1991):** The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary, Reading (Mass.) usw.: Addison-Wesley.
- Chirinko, R. S. (1993):** Business Fixed Investment Spending: Modeling Strategies, Empirical Results, and Policy Implications, *Journal of Economic Literature* 31, 1875-1911.
- Campos, J. / Ericsson, N. R. / Hendry, D. F. (1996):** Cointegrationtests in the presence of structural breaks, *Journal of Econometrics* 70, 187-220.
- Deutsche Bundesbank (Hrsg.) (2007):** Investitionstätigkeit in Deutschland unter dem Einfluss von technologischem Wandel und Standortwettbewerb, *Monatsbericht der Deutschen Bundesbank* 59, 17-31.
- Enders, W. (2004):** Applied Econometric Time Series, 2nd ed., Hoboken (N. J.): John Wiley.
- Gregory, A. W. / Hansen, B. E. (1996):** Residualbased tests for cointegration in models with regime shifts, *Journal of Econometrics* 70, 99-126.
- Maddala, G. S. / Kim, J.-M. (1998):** Unit Roots, Cointegration, and Structural Change, Cambridge: University Press.
- Perron, P. (1989):** The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, *Econometrica* 57, 1361-1401.
- Saikkonen, P. / Lütkepohl, H. (2001):** Testing for unit roots in time series with level shifts, *Allgemeines Statistisches Archiv* 85, 1-25.
- Schalk, H. J. / Untiedt, G. / Lüscho, J. (1995):** Technische Effizienz, Wachstum und Konvergenz in den Arbeitsmarktregionen der Bundesrepublik Deutschland (West). *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 214, 25-49.
- Schalk, H. J. / Untiedt, G. (1995):** Kapitalnutzungskosten in den Kreisen der wiedervereinigten Bundesrepublik Deutschland, *Informationen zur Raumentwicklung* H. 4/5, 283-293.
- Schalk, H. J. / Untiedt, G. (2000):** Regional investment incentives in Germany: Impact on factor demand and growth, *The Annals of Regional Science* 34, 173-195.
- Schulze, P. M. (1990):** Wirkungsanalyse regionalpolitischer Instrumente, dargestellt am Beispiel von Rheinland-Pfalz, *Mainzer Beiträge zur Wirtschaftsforschung* Nr. 32.

Schulze, P. M. / Prinz, A. / Schweinberger, A. (2006): Angewandte Statistik und Ökonometrie mit WinRATS, München, Wien: Oldenbourg.

Wolters, J. / Hassler, U. (2006): Unit root testing, Allgemeines Statistisches Archiv 90, 43-58.

Autor:

Peter M. Schulze, Univ.-Prof. Dr., Leiter des Instituts für Statistik und Ökonometrie,
Johannes Gutenberg-Universität Mainz

Bisher erschienene Arbeitspapiere:

Im Internet unter <http://www.statoek.de/> verfügbar.

1. Peter M. Schulze, Prognoseverfahren wissenschaftlicher Institute in der Bundesrepublik Deutschland. Überblick über eine Umfrage (Dezember 1993)
2. Martina Nold / Peter M. Schulze, Möglichkeiten und Grenzen der Quantifizierung der Schattenwirtschaft (April 1994)
3. Armin Seher, Einfluß der Integrationsordnung bei Zeitreihen auf die Spezifikation von Fehlerkorrekturmodellen (Juni 1994)
4. Lars Berg / Armin Gemünden / Frank Hubert / Ralf Leonhardt / Michael Leroudier, Die Situation der Studentenschaft in den Wirtschaftswissenschaften an der Universität Mainz im Frühjahr 1994. Ergebnisse einer Umfrage (August 1994)
5. Christoph Balz, Ein Fehlerkorrekturmodell zur Entwicklung des Kapitalmarktzinses in der Bundesrepublik Deutschland (Oktober 1994)
6. Reinhard Elkmann / Nora Lauterbach / Stephan Wind, Tertiärisierung regionaler Wirtschaftsstrukturen. Eine empirische Analyse kreisfreier Städte und Landkreise in Hessen, Rheinland-Pfalz und dem Saarland (Dezember 1994)
7. Peter M. Schulze / Uwe Spieker, Deutsche Aktienindizes. Statistische Konzepte und Beispiele (Dezember 1994)
8. Armin Seher / Peter M. Schulze, Fehlerkorrekturmodelle und die Bewertung von Aktienkursindizes. Empirische Analyse zur Eignung des Konzepts (Januar 1995)
9. Reinhard Elkmann / Annette Klostermann / Kerstin Lieder, Zur intertemporalen Konstanz der Struktur regionaler Lohn- und Gehaltsniveaus in der Bundesrepublik Deutschland (Mai 1995)

10. Christoph Fischer, Ein Fehlerkorrekturmodell zur Kaufkraftparitätentheorie (März 1996)
11. Ralf Becker / Claudia Müller, Zur Schätzung regionaler Konsumfunktionen (Oktober 1996)
12. Frank Hubert, Klassifizierung der Arbeitsmärkte in den OECD-Ländern mittels Cluster- und Diskriminanzanalyse (April 1997)
13. Frank Hubert, Das Okun'sche Gesetz: Eine empirische Überprüfung für ausgewählte OECD-Länder unter besonderer Berücksichtigung der nationalen Arbeitsmarktordnungen (September 1997)
14. Christoph Balz / Peter M. Schulze, Die Rolle nationaler, regionaler und sektoraler Faktoren für die Variation von Output, Beschäftigung und Produktivität in der Bundesrepublik Deutschland (Dezember 1997)
15. Peter M. Schulze, Steigende Skalenerträge und regionales Wachstum: Eine quantitative Analyse mit kleinräumigen Daten (März 1998)
16. Ralf Becker, Die Verallgemeinerte Momentenmethode (Generalized Method of Moments - GMM). Darstellung und Anwendung (Juni 1998)
17. Peter M. Schulze, Regionales Wachstum: Sind die Dienstleistungen der Motor? (August 1998)
18. Ke Ma, Absatzanalyse für den chinesischen Pkw-Markt (Oktober 1998)
19. Christoph Balz / Peter M. Schulze, Die sektorale Dimension der Konvergenz. Eine empirische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland (Januar 1999)
20. Robert Skarupke, Quantifizierung des Heimvorteils im deutschen Profifußball: Eine empirische Untersuchung für die 1. Fußball-Bundesliga (August 2000)

21. Peter M. Schulze, Regionalwirtschaftlicher Datenkatalog für die Bundesrepublik Deutschland (September 2000)
22. Yvonne Lange, Ein logistisches Regressionsmodell zur Analyse der Verkehrsmittelwahl im Raum Mainz (Oktober 2000)
23. Verena Dexheimer, Zähldatenmodelle (Count Data Models)
Ansätze und Anwendungen (Mai 2002)
24. Andreas Handel, Die Entwicklung des Geldvermögens der privaten Haushalte in Deutschland (September 2003)
25. Christina Bastian / Yvonne Lange / Peter M. Schulze, Hedonische Preisindizes -
Überblick und Anwendung auf Personalcomputer (Mai 2004)
26. Alexander Prinz / Peter M. Schulze, Zur Entwicklung von Containerschiffsflotten - Eine
Paneldatenanalyse (Mai 2004)
27. Martin Flohr, Analyse der ökonomischen und demografischen Determinanten von
Sportaktivitäten in Deutschland (Juni 2004)
28. Peter M. Schulze, Granger-Kausalitätsprüfung. Eine anwendungsorientierte Darstellung
(Juli 2004)
29. Kristina Ripp / Peter M. Schulze, Konsum und Vermögen - Eine quantitative Analyse für
Deutschland (August 2004)
30. Andreas Schweinberger, Ein VAR-Modell für den Zusammenhang zwischen
Öffentlichen Ausgaben und Wirtschaftswachstum in Deutschland (November
2004)

31. Frank Jacobi, ARCH-Prozesse und ihre Erweiterungen - Eine empirische Untersuchung für Finanzmarktzeitreihen (April 2005)
32. Frank Jacobi, Informationskriterien und volatility clustering (September 2005)
33. Peter M. Schulze / Alexander Prinz / Daniela Knoll, E-Learning in der statistischen Grundausbildung von Wirtschaftswissenschaftlern (März 2006)
34. Julia König / Peter M. Schulze, Zur Analyse rheinland-pfälzischer Exporte mittels Gravitationsmodell (Oktober 2006)
35. Anke Koch / Peter M. Schulze, Einflussgrößen regionaler Wissensproduktion (November 2006)
36. Daria Orlova / Timo Jost, Zur Erklärung der Zuwanderungen nach Deutschland - Ein Gravitationsmodell (Dezember 2006)
37. Peter M. Schulze / Christoph Eschermann, Analyse und Prognose des deutschen (seewärtigen) Containerumschlags (September 2007)
38. Anna Lerch / Peter M. Schulze, Ein Gravitationsansatz zur Analyse internationaler Tourismusströme nach Deutschland (Oktober 2007)
39. Steffen Becker, Der Betafaktor im CAPM als variierender Regressionskoeffizient (Juli 2008)
40. Timo Jost / Peter M. Schulze, Segmente der Welthandelsflotte - Eine Seemingly-Unrelated-Regressions-Analyse (August 2008)
41. Peter M. Schulze, Kurzfristprognosen Containerumschlags für Deutschland und Hamburg
- Ein SARIMA-Ansatz (September 2008)

42. Peter M. Schulze / Constantin Weiser, Dynamische Modellierung des Hamburger Containerumschlags - Ein ADL-Ansatz (November 2008)
43. Nelly Dempwolff / Peter M. Schulze, ARIMA - Bevölkerungsprognosen für Deutschland und Rheinland-Pfalz (März 2009)
44. Peter M. Schulze, Eine Investitionsfunktion für Rheinland-Pfalz. Kointegration bei Strukturbrüchen? (April 2009)