

Herzer, Dierk

**Working Paper**

## Exportdiversifizierung und Wirtschaftswachstum in Chile: eine ökonometrische Analyse

IAI Discussion Papers, No. 98

**Provided in Cooperation with:**

Ibero-America Institute for Economic Research, University of Goettingen

*Suggested Citation:* Herzer, Dierk (2004) : Exportdiversifizierung und Wirtschaftswachstum in Chile: eine ökonometrische Analyse, IAI Discussion Papers, No. 98, Georg-August-Universität Göttingen, Ibero-America Institute for Economic Research (IAI), Göttingen

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/23860>

**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:**

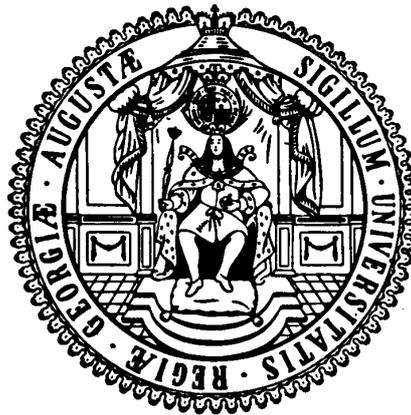
*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*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.*

**Ibero-Amerika Institut für Wirtschaftsforschung  
Instituto Ibero-Americano de Investigaciones Económicas  
Ibero-America Institute for Economic Research  
(IAI)**

**Georg-August-Universität Göttingen  
(founded in 1737)**



Diskussionsbeiträge · Documentos de Trabajo · Discussion Papers

**Nr. 98**

**Exportdiversifizierung und Wirtschaftswachstum  
in Chile: eine ökonometrische Analyse**

**Dierk Herzer**

**Mai 2004**

# Exportdiversifizierung und Wirtschaftswachstum in Chile: eine ökonometrische Analyse

## Export diversification and economic growth in Chile: an econometric analysis

Dierk Herzer

### Zusammenfassung

Entwicklungsländern wird seit drei Jahrzehnten die Diversifizierung ihrer Exportstruktur empfohlen. Exportdiversifizierung soll nachhaltiges Wachstum ermöglichen und eine Verringerung der wirtschaftlichen Instabilität durch den Abbau wachstumshemmender Einflussfaktoren herbeiführen. Der Zusammenhang zwischen Exportdiversifizierung und Wachstum ist empirisch bis heute jedoch kaum erforscht. Im vorliegenden Beitrag wird mit zeitreihenanalytischen Verfahren untersucht, ob die *Diversification-led growth*-Hypothese für Chile im Zeitraum von 1962 bis 2001 gerechtfertigt werden kann. Ausgangspunkt der Analyse sind Einheitswurzeltests, die auch bei *a priori* nicht bekannten Strukturbrüchen anwendbar sind. Anschließend wird die Technik kointegrierter Prozesse verwendet: Der Test auf Kointegration erfolgt auf Basis der *Trace*-Statistik des Johansen-Verfahrens. Zusätzlich wird das einstufige Fehlerkorrekturmodell von Stock eingesetzt. Die Evidenz für die Annahme eines langfristigen Zusammenhangs zwischen dem Grad der Exportdiversifizierung und der Höhe des chilenischen Bruttoinlandsprodukts wird mit der DOLS-Prozedur überprüft. Es zeigt sich, dass die Exportdiversifizierung einen starken Einfluss auf die chilenische Inlandsproduktion hat. Die Ergebnisse sprechen für die Hypothese, wonach eine Exportdiversifizierung über *Learning-by-exporting*- und *Learning-by-doing*-Externalitäten ein wirtschaftliches Wachstum herbeizuführen vermag.

### Summary

It is frequently suggested that export diversification contributes to an acceleration of the growth process of developing countries. Yet there have been remarkably few systematic empirical investigations into the links between export diversification and growth. This paper attempts to examine the hypothesis that export diversification is linked to economic growth via externalities of learning-by-doing and learning-by-exporting fostered by competition in world markets. The diversification-led growth hypothesis is tested by estimating an augmented Cobb-Douglas production function on the basis of time series data from Chile. Statistical procedures are used to test for a unit root by considering the possibility that structural breaks at unknown time points occurred over the period 1962-2001. The results indicate that all but one series are integrated. To test for cointegration between the integrated series of order 1 the multivariate cointegration methodology proposed by Johansen is used. An error-correction model is fitted to the series of different orders of integration to estimate the long-run relationship between the variables and to provide a further test of cointegration. The dynamic OLS procedure is applied to allow for a direct and asymptotically efficient estimation of the mixture of  $I(1)$  and  $I(0)$  variables. The estimation results suggest that export diversification plays an important role in economic growth.

## 1. Einführung und Problemstellung

Entwicklungsländern wird seit drei Jahrzehnten die Diversifizierung ihrer Exportstruktur empfohlen. Exportdiversifizierung soll eine Verringerung der Abhängigkeit von wenigen Produkten herbeiführen und über technologische Verbesserungen ein nachhaltiges Wachstum generieren<sup>1</sup>. Der Zusammenhang zwischen Exportdiversifizierung und Wirtschaftswachstum ist empirisch bis heute jedoch kaum erforscht. Lediglich Amin Gutiérrez de Piñeres (1997), Al-Marhubi (2000), Amin Gutiérrez de Piñeres/Ferrantino (2000) und De Ferranti et al. (2002) haben sich mit der Thematik empirisch auseinandergesetzt. Ihre Studien scheinen eine Abhängigkeit des Wachstumstempos vom Diversifizierungsgrad der Exportstruktur zu belegen:

Al-Marhubi findet in Querschnittsregressionen einen signifikant positiven Zusammenhang zwischen der Zahl der Exportsektoren und der Wachstumsrate des Pro-Kopf-Einkommens. De Ferranti et al. und ziehen aus ihrer signifikant negativen Querschnittskorrelation zwischen dem Konzentrationsgrad der Exporte und der Wachstumsrate des Bruttoinlandsprodukts den Umkehrschluss, dass „...the degree of export diversification has been positively correlated with subsequent economic growth across countries“ (S.42)<sup>2</sup>. Ähnlich ermitteln Amin Gutiérrez de Piñeres/Ferrantino (2000. S. 114-135) auf Basis von Paneldaten einen signifikant positiven Zusammenhang zwischen dem Diversifizierungsgrad der Exportstruktur und der Höhe des Pro-Kopf-Einkommens für Lateinamerika. Und schließlich behauptet Sheila Amin Gutiérrez de Piñeres, die Ergebnisse ihrer Zeitreihenanalyse seien „...consistent with the possibility that in the long run, export diversification enhanced Chilean growth performance...“(S.390).

*De facto* ist aber die Korrelation zwischen dem verwendeten Indikator für den Grad der Exportdiversifizierung und der Höhe des Bruttoinlandsprodukts in der „Pionierstudie“ von Amin Gutiérrez de Piñeres nicht signifikant. Der Konzentrationsgrad der Exporte weist sogar einen signifikant positiven Zusammenhang mit der chilenischen Inlandsproduktion auf, so dass ihre oben zitierte Behauptung eher als nicht zutreffend angesehen werden muss. Allerdings lassen sich gegen das methodische Vorgehen von Amin Gutiérrez de Piñeres mehrere Kritikpunkte vorbringen:

Zum einen testet Sheila Amin Gutiérrez de Piñeres den Zusammenhang zwischen Exportdiversifizierung und Wirtschaftswachstum weitgehend theorielos. Theoretische Modelle

---

<sup>1</sup> Unter Exportdiversifizierung ist allgemein die Veränderung der Exportstruktur mit dem Resultat einer zunehmenden Exportgütervielfalt zu verstehen. Damit ist gemeint, dass bisher nicht vorhanden bzw. nichttraditionelle, zusätzliche Exportsektoren in die Exportproduktion aufgenommen werden.

<sup>2</sup> Der Konzentrationsgrad der Exporte wird in den Studie von Amin Gutiérrez de Piñeres/Ferrantino und De Ferranti et al. (2002) durch den Herfindahl-Konzentrationsindex gemessen. Dieser hat in der Querschnittsanalyse von Lerderman/Maloney (2002) ebenfalls einen statistisch signifikant negativen Einfluss auf das Wachstum des Pro-Kopf-Einkommens (der Arbeitsbevölkerung).

möglicher Wirkungsmechanismen werden bei der empirischen Modellformulierung nur unzureichend berücksichtigt. Zum anderen ist das ökonometrische Vorgehen wenig befriedigend. So besteht bei den von ihr angewendeten Integrationstests das Problem von *Spurious unit roots* (Perron 1989), da Strukturbrüche in den chilenischen Zeitreihen nicht auszuschließen sind. Damit ist die von ihr als Eins ausgewiesene Integrationsordnung der verwendeten Zeitreihen anzuzweifeln. Die zweifelsfreie Beurteilung der Integrationsordnung ist jedoch dringend notwendig, um datenkongruente konsistente empirische Modellformulierungen zu erhalten.

Ein weiterer Einwand betrifft ihre Schätzung in ersten Differenzen: Sofern (tatsächlich) eine Evidenz für die Annahme integrierter Prozesse der Ordnung Eins besteht, dann ist eine Kointegrationsanalyse der angemessenere Ansatz. Die Kointegrationsanalyse liefert Aussagen über Niveaubeziehungen und langfristige Zusammenhänge. Da Amin Gutiérrez de Piñeres auf eine Kointegrationsanalyse verzichtet, lassen sich auf Basis ihrer empirischen Ergebnisse keinerlei Aussagen darüber treffen, ob ein langfristiger Zusammenhang zwischen dem Grad der Exportdiversifizierung und der Höhe der chilenischen Inlandsproduktion existiert oder nicht.

Für einen langfristigen Zusammenhang zwischen dem Grad der Exportdiversifizierung und der Höhe des Bruttoinlandsprodukts sprechen die folgenden Argumente: Das erste Argument beruht auf portfoliotheoretischen Überlegungen, wonach durch eine steigende Exportdiversifizierung die Gesamtexporterlösschwankungen reduziert werden, solange die Ausfallrisiken bzw. die Fluktuationen der einzelnen Exporte nicht vollständig positiv miteinander korreliert sind (Love 1979). Gesamtexporterlösschwankungen sind nach den Ergebnissen der vorliegenden empirischen Studien entwicklungshemmend (Dawe 1996, Bleaney/Greenaway 2001). Bei diesem Faktorenbündel ergibt sich infolge einer steigenden Exportdiversifizierung ein Abbau wachstumshemmender Erlösinstabilitäten und damit eine Beschleunigung des Wachstumstempus. Allerdings konnte empirisch bislang keine eindeutige Abhängigkeit der Schwankungsintensität der Exporterlöse vom Diversifizierungsgrad der Exportstruktur nachgewiesen werden (Stanley/Bunnag 2001). Insofern ist das Stabilisierungsargument nicht ausreichend für die Erklärung der Querschnittskorrelationen zwischen dem Diversifizierungsgrad der Exportstruktur und der Wachstumsrate bzw. der Höhe des Pro-Kopf-Einkommens.

Daher wird neuerdings verstärkt auf die Implikationen der endogenen Wachstumstheorie verwiesen (Herzer 2004). Nach der endogenen Wachstumstheorie zählt die Fähigkeit neues Wissen zu generieren und einzusetzen zu den maßgeblichen Determinanten wirtschaftlichen Wachstums. In diesem Kontext wird argumentiert, dass Exporte zur Wissensakkumulation beitragen, weil technologisches Wissen durch den direkten Kontakt der Exporteure zu ausländischen Konkurrenz- und Abnehmerfirmen gebildet wird. Es ergibt sich ein „*Learning-by-exporting*“, indem über

Lieferanten-Abnehmer-Beziehungen und über den Kontakt zu weltwirtschaftlich führenden Exportindustrien Informationen über effizientere Produktionsprozesse gewonnen werden (Chuang 1998). Je höher dabei die Zahl der Exportsektoren in einer Volkswirtschaft ist, desto größer ist nach Ansicht von Herzer (2004) das Potenzial für wachstumsfördernde *Learning-by-exporting*-Effekte. Ähnliche Überlegungen lassen sich entsprechend Al-Marhubi (2000) in Bezug auf *Learning-by-doing*-Prozesse anstellen: Nach der Idee des *Learning-by-doing* entsteht Wissen als Nebenprodukt der Güterproduktion, wobei die Produktivität in der Erzeugung eines Gutes mit der Ausdehnung des Produktionsvolumens infolge der Exportexpansion steigt (Benarroch/Gaisford 2001). Der Grund liegt darin, dass die produktivitätserhöhende Wirkung von der kumulierten Produktionsmenge abhängig ist. Daher muss die Produktion in großen Stückzahlen erfolgen, wenn neues Wissen im Produktionsprozess generiert werden soll. Unterstellt man in diesem Zusammenhang, dass die Möglichkeiten des Lernens im Zuge der Ausdehnung des Produktionsvolumens an eine natürliche Grenze stoßen (Young 1991), dann wird die Fähigkeit, ständig neue Produkte zu exportieren zu einer entscheidenden Determinante für das Wachstum einer Volkswirtschaft. Eine steigende Exportdiversifizierung bietet demnach zusätzliche Chancen für *Learning-by-doing* und dadurch die Möglichkeit zur Aufrechterhaltung eines langfristigen Wachstumsprozesses. Dies gilt in besonderem Maße, wenn die Unternehmen eines Sektors via Externalitäten der Wissensakkumulation von den Erfahrungen der Unternehmen anderer Sektoren profitieren.

Unter Berücksichtigung dieser bisher weniger beachteten Argumente wird im vorliegenden Beitrag die Zeitreihenanalyse von Amin Gutiérrez de Piñeres (1997) aufgegriffen. Anhand von Zeitreihendaten wird untersucht, ob die *Diversification-led growth*-Hypothese für Chile gerechtfertigt werden kann. Der Fall Chile ist deshalb interessant, weil sich die chilenische Volkswirtschaft im Vergleich zu anderen Entwicklungs- und Schwellenländern relativ früh dem Weltmarkt geöffnet hat und weil die Diversifizierung der chilenischen Ausfuhr sich stark in der Aufnahme ressourcennaher Exportsektoren (Nahrungsmittel-, Getränke-, Holzindustrie) äußert (French-Davis 2002). Chile demonstriert möglicherweise für andere ressourcenreiche Entwicklungs- und Schwellenländer, dass eine ressourcenbasierte Exportdiversifizierung wachstumsfördernde Lernprozesse auslösen kann.

Der Rest des vorliegenden Beitrags gliedert sich wie folgt: In *Abschnitt 2* wird ein Schätzansatz zur Offenlegung des Zusammenhangs zwischen Exportdiversifizierung und Wirtschaftswachstum hergeleitet. *Abschnitt 3* beschreibt die Datenbasis sowie die verwendeten Methoden. Im Anschluss daran erfolgt die Schätzung des langfristigen Zusammenhangs zwischen der Exportdiversifizierung und dem wirtschaftlichen Wachstum im Rahmen einer Kointegrationsanalyse (*Abschnitt 4*). Die

wesentlichen Ergebnisse sowie die wirtschaftspolitischen Implikationen werden in *Abschnitt 5* zusammengefasst.

## 2. Herleitung des Schätzansatzes

Das Ziel der folgenden empirischen Analyse ist es, den Einfluss der Exportdiversifizierung auf die chilenische Inlandsproduktion zu untersuchen. Zur Herleitung des Schätzansatzes, mit dem die Wirkung der Exportdiversifizierung offengelegt werden kann, wird eine Modellökonomie mit  $n$  Sektoren und  $Z \in n$  Exportsektoren betrachtet. In der Modellwirtschaft produziert ausnahmslos jeder Sektor  $f \in [1, n]$  unter Einsatz der Produktionsfaktoren Arbeit und Kapital im Zeitpunkt  $t$  ein homogenes Gut mit der Cobb-Douglas Produktionstechnologie

$$(1) \quad Y_{f_t} = F_{f_t}(K_{f_t}, L_{f_t}, W_t) = K_{f_t}^\alpha L_{f_t}^\beta W_t^\delta.$$

Hierin bezeichnen  $Y_f$ ,  $K_f$  und  $L_f$  den Output, den Kapitalbestand und den Arbeitseinsatz im repräsentativen Sektor  $f$ . Die Parameter  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\delta$  stellen die Elastizitäten dar. Der Vektor  $W$  steht für einen effizienzsteigernden Effekt,

$$(2) \quad \frac{\partial F_f}{\partial W} > 0,$$

der mit dem frei verfügbaren Wissensstand der Volkswirtschaft gleichzusetzen ist. Dieser Wissensstand entsteht quasi automatisch in den Exportsektoren und kommt über Wissens-*Spillovers* den übrigen Sektoren der Volkswirtschaft zugute. Die Grundidee für die Wissensproduktion durch die Exportbranchen ist, dass sich sowohl Lerneffekte durch die Exporttätigkeit (*Learning-by-exporting*), als auch durch die Produktion (*Learning-by-doing*) einstellen (CHUANG 1998). *Learning-by-exporting*-Effekte ergeben sich beispielsweise, weil im direkten Kontakt der Exporteure zu ausländischen Export- und Abnehmerindustrien Informationen über effizientere Arbeits-, Organisations- und Managementprozesse gewonnen werden. *Learning-by-doing*-Effekte hängen von der kumulierten Produktionsmenge ab. Sie werden durch die exportinduzierte Ausdehnung des Produktionsvolumens erzeugt. Durch den verstärkten Wettbewerbsdruck, der die Exporteure zur Orientierung an internationalen Effizienz- und Qualitätskriterien zwingt, werden die technologischen und organisatorischen Lernprozesse zusätzlich beschleunigt. Dabei ist annahmegemäß das Ausmaß des in den einzelnen Exportsektoren generierten Wissen,  $W_e$ , stets

gleich groß<sup>3</sup>. Es kann als öffentliches Gut grundsätzlich von allen anderen Sektoren genutzt werden. Daher ist der *Spillover*-Effekt des Wissens

$$(3) \quad W_t = \sum_1^z W_{ze_t} = Z_t W_{e_t},$$

der sich aus dem akkumulierten Wissen in jedem Exportsektor zusammen setzt, für alle Sektoren  $f \in [1, n]$  identisch. Wenn nun der Anteil der Produktionsmenge der Sektoren an der Gesamtproduktionsmenge der Volkswirtschaft hinreichend klein ist, wird  $W_t$  in den einzelnen Sektoren als exogen gegeben betrachtet. Damit gelten auf sektoraler Ebene konstante Skalenerträge, so dass Produktionsfunktion (1) linear homogen ist. Bei vollständiger Konkurrenz auf den Faktormärkten berechnet sich dann die gesamtwirtschaftliche Produktionsfunktion aus der Aggregation der sektoralen Produktionsfunktionen zu

$$4) \quad Y_t = \sum_f^n Q_{f_t} = F_t(\sum_f^n K_{f_t}^\alpha, \sum_f^n L_{f_t}^\beta, (Z_t W_{e_t})^\delta) = K_t^\alpha L_t^\beta (Z_t W_{e_t})^\delta,$$

wobei  $K$  bzw.  $L$  die Summe der Faktoreinsatzmengen aller Sektoren der Volkswirtschaft ist und  $ZW_e$  den Wissensbestand darstellt, der von der Zahl der Exportsektoren abhängt. Steigen diese im Zuge einer als exogen angenommenen Exportdiversifizierung, bei stets gleichem exportspezifischem  $W_e$ , dann nimmt bei Vorliegen von Wissens-*Spillovers* ( $\delta > 0$ ) die Produktivität zu, es entsteht ein Wachstumseffekt<sup>4</sup>. Für die empirische Analyse ist Funktion (4) daher ein geeigneter Ansatz, um die Wachstumseffekte der Exportdiversifizierung offenzulegen. Da die Erklärungsvariable  $W_e$  in Funktion (4) als konstant vorausgesetzt wird, können die Wachstumswirkungen der Exportdiversifizierung auch anhand von Gleichung

$$(5) \quad Y_t = K_t^\alpha L_t^\beta Z_t^\delta$$

empirisch überprüft werden. Durch Bildung von Logarithmen ( $L$ ) wird der Produktionszusammenhang (5) linearisiert, so dass die üblichen Schätzmethoden anwendbar sind. Man erhält Spezifikation

---

<sup>3</sup> Die Annahme einer stets gleichen Wissensproduktion in jedem Exportsektor ist sehr restriktiv. Eine Alternative bestünde in einer unterschiedlichen Gewichtung der  $z$  Exportsektoren in Abhängigkeit von der jeweiligen Produktionstechnologie. Dies setzt jedoch zusätzlich genaue Informationen insbesondere über den technologischen *content* in jedem Exportsektor voraus. Diese Größen sind jedoch nicht vollständig beobachtbar, so dass eine Gewichtung immer einer gewissen Willkür unterliegt. Insofern bietet eine Gewichtung keinen echten Vorteil gegenüber der Annahme einer stets gleichen Wissensproduktion.

$$(6) \quad LY_t = \mu + \alpha LK_t + \beta LL_t + \delta LZ_t + \varepsilon_t,$$

mit den zu schätzenden Koeffizienten bzw. Elastizitäten  $\alpha$ ,  $\beta$  und  $\delta$ , der Konstanten  $\mu$  sowie dem stationären Störterm  $\varepsilon_t$ .

### 3. Datenbasis und Methode

Der logarithmierte Output  $LY_t$  wird in der empirischen Analyse durch den Logarithmus des realen chilenischen Bruttoinlandsprodukts erfasst. Es lautet auf Millionen Pesos des Jahres 1996. Der logarithmierte Faktor Arbeit,  $LL_t$ , geht in (6) mit dem Logarithmus der Zahl der Beschäftigten ein.  $LK_t$  ist der logarithmierte Kapitalstock in Preisen von 1996, wobei sich der Kapitalstock,  $K_t$ , nach der international üblichen *perpetual-inventory* Methode durch die Summe der bis zum Zeitpunkt  $t$  getätigten Investitionen mit einer jährlichen Abschreibungsrate von 5% berechnet.  $LZ_t$  ist der Logarithmus der Zahl der Exportsektoren, über die Chile entsprechend der 3-stelligen Klassifikation des Internationalen Warenverzeichnisses (SITC-Rev.1) zur Zeit  $t$  verfügt. Mit Ausnahme der Zahl der Exportsektoren, die aus der COMETRADE-Datenbank (2003) stammen, werden die zugrundeliegenden Daten von der Chilenischen Zentralbank berichtet. Der Beobachtungszeitraum ( $T = 40$  mit  $1 \leq t \leq 40$ ) erstreckt sich von 1962 bis 2001. Die Entwicklung der verwendeten Zeitreihen von 1962 bis 2001 ist in Abbildung 1 dargestellt.

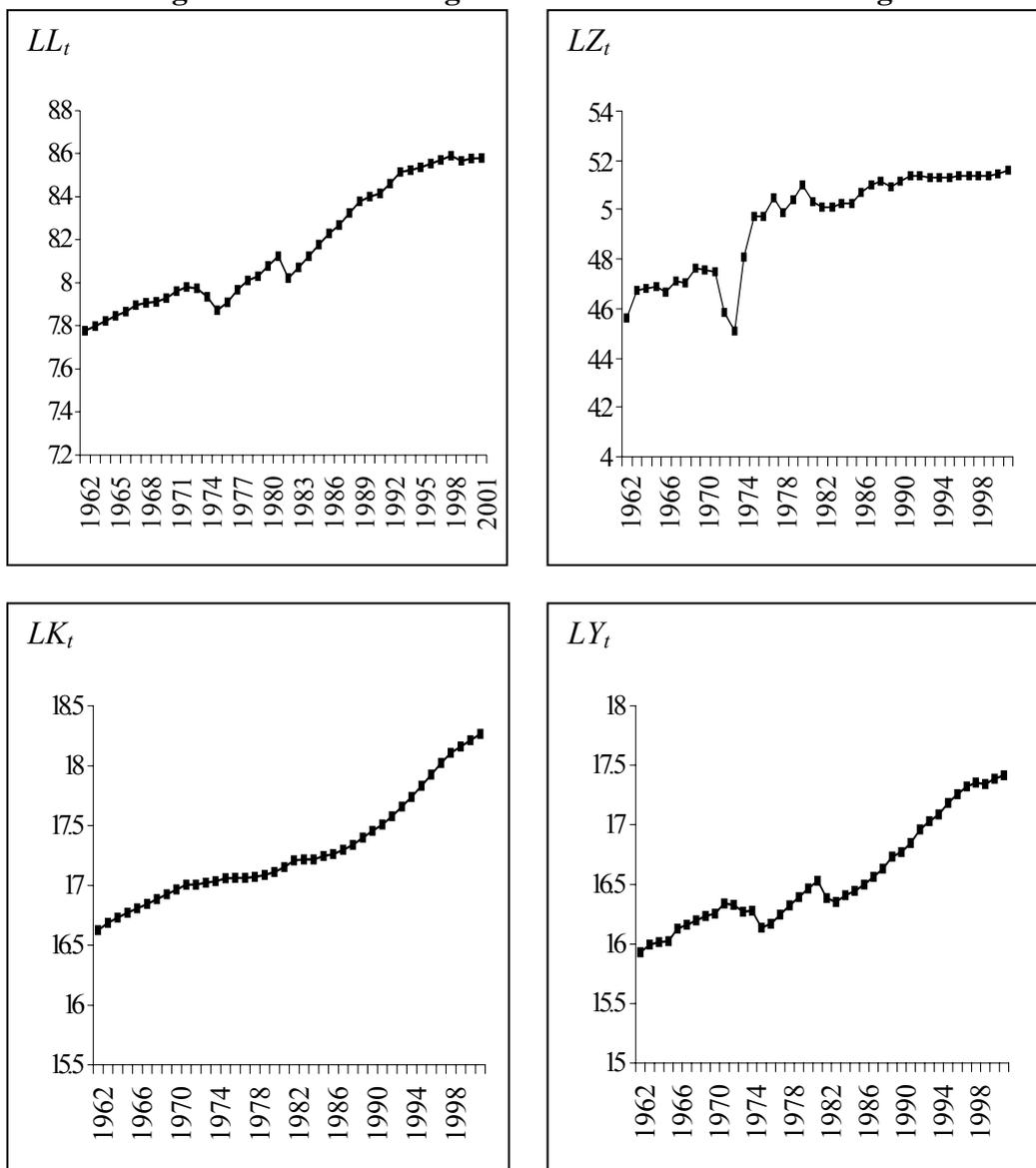
Sie zeigt, dass die verwendeten Zeitreihen trendbehaftet sind. Ihre Entwicklung kann von deterministischen oder stochastischen Trends bestimmt sein, die im Rahmen von Einheitswurzeltests aufzudecken sind. Allerdings besteht beim originären ADF-Test das Problem von *Spurious unit roots*, wenn ein Strukturbruch in den Reihen präsent ist (Perron 1989). Auf die vorliegenden Zeitreihen wird daher das Verfahren von Perron (1997) angewendet. Beim Verfahren von Perron (1997) lässt sich die Nullhypothese eines *Random walk* mit einer einmaligen Niveauverschiebung und/oder mit einer permanenten Änderung im Steigungsparameter überprüfen. Dazu werden verschieden konstruierte Dummy-Variablen in die originäre ADF-Testgleichung aufgenommen. Entsprechend Lumsdaine und Papell (1997) wird die Nullhypothese der Nichtstationarität jedoch fälschlicherweise zu oft beibehalten, wenn die Anzahl der möglichen Bruchpunkte unterschätzt wird. Im Rahmen der Methode von Kapetanios (2002) werden daher zwei

---

<sup>4</sup> Mögliche Auswirkungen der exogen angenommenen Exportdiversifizierung auf die Allokation der Produktionsfaktoren werden völlig ausgeblendet.

potenzielle Strukturbrüche thematisiert, die sich in Niveau- und/oder *Drift*-Änderungen niederschlagen können. Bei beiden Verfahren wird das Datum der Bruchpunkte *a priori* nicht als bekannt vorausgesetzt, sondern modellendogen unter Verwendung von gleitenden Dummy-Variablen ermittelt. Für jeden potenziellen Bruchpunkt wird die um die Dummy-Variablen erweiterte ADF-Testgleichung erneut geschätzt. Bei Perron ergibt sich das Datum des Strukturbruchs durch Minimierung des t-Werts des Koeffizienten der verzögerten Niveauvariablen in Abhängigkeit der gleitenden Dummy-Variablen. Nach der Methode von Kapetanios ist die Summe der quadrierten Residuen in der um die gleitenden Dummy-Variablen erweiterten ADF-Testregression zu minimieren.

**Abbildung 1: Die Entwicklung der Variablen im Beobachtungszeitraum**



Ist die Integrationsordnung der Variable bekannt und enthält Regression (6) eine Gruppe von integrierten Variablen,  $I(1)$ , sowie (möglicherweise) einen trendstationären  $I(0)$ -Prozess, dann

besteht der nächste Schritt darin, auf Kointegration zwischen den integrierten Variablen zu testen. Der Test auf Kointegration erfolgt auf Basis der *Trace*-Statistik des Johansen-Verfahrens (1988, 1995). Da die *Trace*-Statistik des Johansen-Verfahrens die Nullhypothese fehlender Kointegration fälschlicherweise zu verwerfen droht (Gregory 1994), wird zusätzlich das Stock-Verfahren (1987) eingesetzt. Das Stock-Verfahren erlaubt die Schätzung langfristiger Beziehungen gemeinsam mit der Kurzfrisdynamik innerhalb eines Fehlerkorrekturmodells. Darin besteht der Fehlerkorrekturterm aus den  $I(1)$ -Prozessen. Die Kurzfrisdynamik enthält hier zusätzlich den  $I(0)$ -Prozess, wobei der trendstationäre Prozess in einen stationären  $I(0)$ -Prozesse zu transformieren ist. Das Fehlerkorrekturmodell liefert Schätzwerte für  $\alpha$ ,  $\beta$  und  $\delta$  und bietet einen zusätzlichen Test auf Kointegration. Allerdings werden die Kointegrationsparameter inkonsistent geschätzt, wenn die Variablen nicht schwach exogen in Bezug auf die zu erklärende sind (Banerjee/Dolado/Mestre 1998). Zur Schätzung von  $\alpha$ ,  $\beta$  und  $\delta$  wird daher zusätzlich die DOLS-Prozedur angewendet, die selbst bei Endogenität der Erklärungsvariablen zu asymptotisch effizienten Schätzern führt (Saikonen 1991, Stock/Watson 1993).

## 4. Ergebnisse der empirischen Untersuchung

### 4.1 Einheitswurzeltests

Zunächst müssen die Variablen auf ihre Integrationsordnung hin untersucht werden. Dazu werden die Verfahren von Perron (1997) und Kapetanios (2002) angewendet, welche auch bei einem oder zwei Strukturbrüchen eine Entscheidung zwischen differenzstationärem und trendstationärem Verhalten erlauben. Die Einheitswurzeltests für die Variablen  $LY_t$ ,  $LL_t$ ,  $LZ_t$  werden im Rahmen sogenannter *Crash*-Modelle durchgeführt. Darin lässt sich die Nullhypothese eines *Random walk* mit einer möglichen einmaligen Verschiebung im Niveauperlauf gegen die Alternative eines trendstationären Prozesses mit einer Veränderung in der Konstante der Trendfunktion testen (Perron 1989: Modell A). Technisch wird dies im *Innovational outlier*-Modell von Perron (1997) durch die Einbeziehung einer Impuls- und einer Stufendummy-Variable in die originäre ADF-Testgleichung erreicht. Die Stufendummy-Variable,  $d$ , nimmt ab dem Jahr nach dem Strukturbruch den Wert Eins und davor den Wert Null an. Die Impulsdummy-Variable,  $i$ , lautet auf Eins nur im Jahr nach der Strukturverschiebung und sonst Null.

Allerdings ist die *Crash*-Hypothese für  $LK_t$  nicht plausibel, da die Reihe  $LK_t$  keinen Sprung enthält (vgl. Abbildung 1), ist. Auf die Variable  $LK_t$  wird daher ein *Changing growth*-Modell angewendet,

welches die Nullhypothese eines *Random walk* mit einer Änderung im Driftparameter gegen die Alternative eines trendstationären Prozesses testet, dessen Steigungsparameter sich dauerhaft geändert haben mag (Perron 1989: Modell B). Technisch wird dies im Rahmen des *Additive outlier*-Modells von Perron (1997) durch ein zweistufiges Schätzverfahren erreicht: Im ersten Schritt wird  $LK_t$  auf einen linearen Zeittrend sowie auf  $dt$  regressiert, wobei  $dt$  eine Dummy-Variable repräsentiert, die sich ab dem Jahr nach dem Strukturbruch wie ein linearer Zeittrend verhält und davor Null ist. Die in dieser Regression geschätzten Residuen werden im zweiten Schritt mit Hilfe der bekannten ADF-Testgleichung auf Stationarität überprüft, wobei die ADF-Testgleichung hier weder eine Konstante noch einen linearen Zeittrend enthält.

Dabei wird das Datum des Strukturbruchs *a priori* nicht als bekannt vorausgesetzt. Es wird im Rahmen des *Innovational outlier*- und des *Additive outlier*-Modells von Perron (1997) endogen bestimmt, indem die jeweiligen Modelle für alle potenziellen Strukturbrüche  $T_B \in T = 40$  erneut geschätzt werden. Das Datum des gesuchten Strukturbruchs ergibt sich in der ADF-Regression beim Minimum des t-Werts der verzögerten endogenen Niveauvariablen in Abhängigkeit der Dummy-Variablen  $d$  und  $i$  bzw.  $dt$ .

Die Methode von Perron (1997) macht den ADF-Test allerdings nur im Falle eines Strukturbruchs anwendbar. Deshalb werden die Zeitreiheigenschaften zusätzlich mit dem Verfahren von Kapetanios (2002) beurteilt. Die Methode von Kapetanios (2002) erlaubt die Berücksichtigung von zwei plötzlichen Strukturverschiebungen in der originären ADF-Testregression. Dazu wird der ADF-Testregression eine gleitende Stufendummy-Variable,  $d$ , hinzugefügt, um die *Crash*-Hypothese für  $LY_t$ ,  $LL_t$ ,  $LZ_t$  zu testen. Für jede Regression wird die Summe der quadrierten Residuen berechnet. Die Minimierung der Summe der quadrierten Residuen in Abhängigkeit von  $d$  liefert das Datum des ersten Strukturbruchs. Dieser wird durch die entsprechende (fixe) Stufendummy-Variable in der erweiterten ADF-Testregression modelliert, um im nächsten Schritt den zweiten Bruchpunkt durch Minimierung der Summe der quadrierten Residuen in Abhängigkeit von weiteren gleitenden Stufendummies zu bestimmen. Der zweite Bruch wird wiederum durch die korrespondierende Dummy-Variable in der ADF-Gleichung thematisiert, um am Ende die  $H_0$  eines *Random walk* mit zwei Niveauverschiebungen gegen die  $H_1$  eines trendstationären Prozesses mit zwei Änderungen im Absolutglied zu testen. Die sequenzielle Testprozedur wird ebenfalls auf  $LK_t$  angewendet mit dem Unterschied, dass die ADF-Regression um zwei  $dt$  erweitert wird. Damit entspricht die modifizierte Testregression einem Modell mit zwei Änderungen im Steigungsparameter (*Changing growth*-Modell).

Die kritischen Werte zur Überprüfung der Nullhypothese hängen vom jeweiligen Testverfahren ab. Die durch Simulation gewonnen kritischen Werte für die Niveaus der Zeitreihen sind bei Perron

(1997) und bei Kapetanios (2002) aufgelistet. Für die ersten Differenzen werden lediglich Impulsdummy-Variablen,  $i$ , in die originäre ADF-Testgleichung eingefügt. Der Test für die ersten Differenzen kann unter der Annahme durchgeführt werden, dass die  $i$  die Verteilung der ADF-Teststatistik nach MacKinnon (1991) nicht verändern. Tabelle 1 liefert die Ergebnisse der Einheitswurzeltests für die logarithmierten Variablen sowie die ermittelten Bruchpunkte<sup>5</sup>.

**Tabelle 1: Einheitswurzeltests**

Einheitswurzeltests – Perron (1997)						
Variable	Teststatistik	Kritischer Wert	t-Wert des Zeittrends	Jahr des Strukturbruchs (sowie Dummy-Variablen)	Testergebnis	Integrationsordnung
$LY_t$	-3,12	-5,23* (P)	3,48	1971 ( $i72, d72$ )	nichtstationär	1
$LK_t$	-2,81	-4,95* (P)	-	1981 ( $dt82$ )	nichtstationär	1
$LL_t$	-3,70	-5,23* (P)	2,32	1981 ( $i82, d82$ )	nichtstationär	1
$LZ_t$	-8,11	-5,92** (P)	3,02**	1972 ( $i73, d73$ )	trendstationär	0
Erste Differenzen						
$\Delta(LY_t)$	-3,67	-3,53* (MK)	0,69	1971 ( $i72$ )	stationär	
$\Delta(LK_t)$	-2,52	-1,95* (MK)	-	-	stationär	
$\Delta(LL_t)$	-4,57	-3,53* (MK)	0,25	1981 ( $i82$ )	stationär	
Einheitswurzeltests – Kapetanios (2002)						
Variable	Teststatistik	Kritischer Wert	t-Wert des Zeittrends	Jahr der Strukturbrüche (und Dummy-Variablen)	Testergebnis	Integrationsordnung
$LY_t$	-3,59	-5,69* (K)	3,70	1973, 1981 ( $d74, d82$ )	nichtstationär	1
$LK_t$	-2,95	-5,10* (K)	1,45	1974, 1981 ( $dt75, dt82$ )	nichtstationär	1
$LL_t$	-2,73	-5,69* (K)	2,52	1973, 1981 ( $d74, d82$ )	nichtstationär	1
$LZ_t$	-11,90	-6,16** (K)	4,68**	1971, 1973 ( $d72; d74$ )	trendstationär	0
Erste Differenzen						
$\Delta(LY_t)$	-3,85	-3,53* (MK)	0,93	1973, 1981 ( $i74, i82$ )	stationär	
$\Delta(LK_t)$	-3,54	-3,53* (MK)	1,66	1974, 1981 ( $i75; i82$ )	stationär	
$\Delta(LL_t)$	-4,90	-3,53* (MK)	0,12	1972, 1981 ( $i73; i82$ )	stationär	

Anmerkung: \*\*(\*) 1%- (5%)-kritischer-Wert. Die kritische Werte mit dem Symbol (P) sind Perron (1997) entnommen; kritische Werte mit dem Symbol (K) sind Kapetanios (2002) entnommen; kritische Werte mit dem Symbol (MK) sind aus MacKinnon (1991); Die Dummy-Variablen nehmen in den angegebenen Jahren nach dem Strukturbruch den Wert Eins an:  $d$  ist Eins nach dem Strukturbruch und sonst Null;  $i$  ist Eins im Jahr nach dem Bruch und sonst Null;  $dt = 1$  ( $t < \text{Bruchpunkt}$ ) ( $t = \text{Bruchpunkt}$ ). Unter der Nullhypothese eines *Random walk* gilt nicht die übliche t-Verteilung für den Koeffizienten des Zeittrends; kritische Werte finden sich zum Beispiel bei Patterson (2000: S. 237). Die Einheitswurzeltest wurden einheitlich zunächst mit drei verzögerten differenzierten Variablen durchgeführt. Anschließend wurden entsprechend Perron (1997) die insignifikanten *Lags* der differenzierten Variablen schrittweise eliminiert.

Erwartungsgemäß liegen die meisten Strukturbrüche im Jahre 1981. Sie sind Ausdruck der lateinamerikanischen Schuldenkrise, die Chile 1982/1983 in eine tiefe Rezession stürzte. Die ermittelten Bruchpunkte zwischen 1971 und 1974 sind auf das fehlgeschlagene sozialistische

<sup>5</sup> Alle Regressionen wurden mit Hilfe der Software EViews, Version 4 gerechnet.

Experiment der Regierung Allende (September 1970- September 1973) zurückzuführen, die dem Land ein gigantisches staatliches Defizit, Inflationsraten von bis zu 600%, durchschnittliche Einfuhrzölle von 105% und eine schwere Rezession im Jahre 1975 bescherte. Mit Blick auf die Wirtschaftsgeschichte Chiles dürfte die Berücksichtigung von zwei Strukturbrüchen nach der Methode von Kapetanios (2002) daher der angemessenere Ansatz sein. Ähnliches gilt für die Strukturbruchproblematik bei der Reihe der Zahl der Exportsektoren bzw. bei  $LZ_t$ : Vor dem Hintergrund der hohen Handelshemmnisse und dem daraus resultierenden Export-Bias zwischen 1971 und 1973 sind zwei Strukturbrüche als Ausdruck von Anfang und Ende der binnenorientierten Allende-Politik plausibler als ein Strukturbruch im Jahre 1972.

Dabei sind die Ergebnisse der Einheitswurzeltests vollkommen invariant gegenüber der Zahl der zugelassenen Strukturbrüche: Was die Prüfung der Integrationsordnung angeht, zeigt sich in beiden Tests eine Evidenz für die Annahme eines trendstationären Verlaufs der Variablen  $LZ_t$ . Die Hypothese der Nichtstationarität kann für  $LZ_t$  sogar auf dem 1%-Signifikanzniveau abgelehnt werden. Die kritischen Werte werden betragsmäßig überschritten und der Koeffizient des Zeittrends ist hoch signifikant.  $LZ_t$  muss folglich als trendstationär betrachtet werden. In der folgenden Analyse wird daher anstelle von  $LZ_t$  die bruch- und trendbereinigte (logarithmierte) Zahl der Exportmärkte,  $\hat{e}_t$ , verwendet, d.h. es werden die Residuen  $\hat{e}_t$  einer Regression von  $LZ_t$  auf eine Konstante, einen linearen Zeittrend und die Dummy-Variablen  $d72$  und  $d74$  benutzt<sup>6</sup>. Die Residuen  $\hat{e}_t$  spiegeln den Informationsgehalt von  $LZ_t$  ohne den Zeittrend und die Strukturbrüche wider. Sie sind stationär, wie die Ergebnisse des gewöhnlichen ADF-Tests in Tabelle 2 zeigen.

**Tabelle 2: Augmented-Dickey-Fuller-Test**

Variable	ADF Teststatistik	Kritischer Wert (1%)	Testergebnis
$\hat{e}_t$	-5,165**	-2,627	stationär

Anmerkung: \*\* signifikant auf dem Niveau von 10%. Die ADF-Regressionsgleichung enthält weder eine Konstante noch einen Trend. Keiner Verzögerung der differenzierten Variablen hat sich als signifikant erwiesen. Kritische Werte bezüglich der ADF Teststatistik aus MacKinnon (1991). Sie werden bei E-Views mitangegeben.

Dagegen ist den Ergebnissen der Einheitswurzeltests in Tabelle 1 zu entnehmen, dass die verbleibenden Variablen  $LY_t$ ,  $LK_t$ , und  $LL_t$  einen stochastischen Trend enthalten. Ihre ersten Differenzen sind jedoch stationär. Folglich können  $LY_t$ ,  $LK_t$ , und  $LL_t$  als integriert der Ordnung Eins,  $I(1)$ , betrachtet werden. Im folgenden wird daher überprüft, ob zwischen  $LY_t$ ,  $LK_t$ , und  $LL_t$  eine Kointegrationsbeziehung besteht.

## 4.2 Trace-Test auf Kointegration

Dazu werden die drei integrierten Variablen  $LY_t$ ,  $LK_t$ , und  $LL_t$  zu einem vektorautoregressiven System zusammengefasst. Die Anzahl der in diesem System zu berücksichtigten Verzögerungen wird auf Basis der Modellselektionskriterien von Schwarz und Hannan-Quinn auf zwei festgelegt. Mit Hilfe des Johansen-Trace-Tests (Johansen 1988, 1995) wird geprüft, ob und wie viele Kointegrationsbeziehungen zwischen den Variablen existieren. Sowohl für die Kointegrationsbeziehung, als auch für das vektorautoregressive Modell der Ordnung Zwei wird als deterministischer Bestandteil ein Absolutglied zugelassen. Die Ergebnisse des Johansen-Trace-Tests zur Bestimmung der Anzahl der linear unabhängigen Kointegrationsvektoren, sind in Tabelle 3 aufgeführt. Sie sprechen sehr deutlich dafür, dass genau eine Kointegrationsbeziehung zwischen den Variablen existiert. Die Kointegrationsbeziehung kann daher im nächsten Schritt mit dem von Stock (1987) entwickelten Fehlerkorrekturmodell unter Einbeziehung der stationären Variablen  $\hat{e}_t$  geschätzt werden.

**Tabelle 3: Trace-Test auf Kointegration zwischen  $LY$ ,  $LK$  und  $LL$**

Teststatistik	Kritische Werte	$H_0$	$H_1$
36,173	29,68* / 35,65**	$r=0$	$r>0$
14,770	15,41* / 20,04**	$r=1$	$r>1$
0,074	3,76* / 6,65**	$r=2$	$r>2$

Anmerkung: \* 5%-Signifikanzniveau,\*\* 1%-Signifikanzniveau; das Modell erlaubt einen Trend in den Daten, nicht aber in der Kointegrationsbeziehung. Kritische Werte werden von EViews geliefert. Sie sind auch bei Osterwald-Lenum (1992) aufgelistet.

## 4.3 Einzelgleichungsschätzung mit Hilfe eines Fehlerkorrekturmodells

Das Stock-Verfahren (1987) ist ein geeigneter Ansatz zur Schätzung der Koeffizienten  $\alpha$ ,  $\beta$  und  $\delta$  in Funktion (6). Es dient als zusätzlicher Test auf Kointegration zwischen  $LY_t$ ,  $LK_t$  und  $LL_t$ . Dazu wird  $\Delta LY_t$  regressiert auf  $LY_{t-1}$ ,  $LK_{t-1}$ ,  $LL_{t-1}$ , den Differenzen dieser Variablen bis zum ersten Lag und die trendbereinigte Zahl der Exportsektoren,  $\hat{e}_t$ , ebenfalls bis zum ersten Lag<sup>7</sup>. Dementsprechend hat das vollspezifizierte Fehlerkorrekturmodell die Form<sup>8</sup>

<sup>6</sup> Die Dummy-Variablen  $d72_t$  und  $d74_t$  nehmen ab 1972 bzw. ab 1974 den Wert 1 und sonst den Wert Null an.

<sup>7</sup> Die Laglänge von 1 wurde unter Berücksichtigung der Informationskriteriums von Schwarz und Hannan-Quinn festgelegt.

<sup>8</sup> Hierin ergibt sich der Fehlerkorrekturterm als  $(LY_{t-1} + \alpha LK_{t-1} + \beta LL_{t-1})$  durch Ausklammern von  $a_1$ . Er enthält nur die  $I(1)$ -Variablen, während die Kurzfrisdynamik neben den differenzierten  $I(1)$ -Variablen zusätzlich die Variable  $\hat{e}_t$  enthält.

$$(7) \quad \Delta LY_t = a_0 - a_1 LY_{t-1} + a_2 LK_{t-1} + a_3 LL_{t-1} \\ + \sum_{j=0}^1 a_4 \Delta LK_{t-j} + \sum_{j=0}^1 a_5 \Delta LL_{t-j} + \sum_{j=1}^1 a_6 \Delta LY_{t-j} + \sum_{j=0}^1 a_7 \hat{e}_{t-j} + \varepsilon_t.$$

Dabei liefert die Kleinst-Quadrate-Schätzung für die Koeffizienten von Funktion (6)

$$(8a) \quad \hat{\alpha} = \hat{a}_2 / |\hat{a}_1|,$$

$$(8b) \quad \hat{\beta} = \hat{a}_3 / |\hat{a}_1|,$$

$$(8c) \quad \hat{\delta} = \sum \hat{a}_7 / |\hat{a}_1|,$$

wobei die Koeffizienten von  $\hat{e}_t$  entsprechend (8c) aufzuaddieren sind, um den langfristigen Effekt der Exportdiversifizierung zu erfassen. In (7) wird die Sufendummy-Variable  $d75$  eingefügt, um die Effekte der Rezession im Jahre 1975 zu modellieren, die sich in der Schätzung als große Residuen bemerkbar machen<sup>9</sup>. Ausgehend von (7) erfolgt dann im Sinne des „General-to-specific“-Ansatzes (Hendry 1995) eine Modellreduktionsprozedur durch schrittweises Entfernen der Variablen mit den kleinsten t-Werten, bis alle verbleibenden Variablen mindestens auf dem 10%-Signifikanzniveau von Null verschieden sind. Eine Kointegrationsbeziehung zwischen  $LY_t$ ,  $LK_t$  und  $LL_t$  existiert, wenn der Ladungskoeffizient bzw. der Koeffizient von  $LY_{t-1}$  signifikant negativ ist<sup>10</sup>. Die Ergebnisse sind in Abbildung 2 dargestellt.

**Abbildung 2: Fehlerkorrekturmodell (t-Werte in Klammern)**

$$(9) \quad \Delta LY_t = 0,388 - 0,582^* LY_{t-1} + 0,428^{**} LK_{t-1} + 0,222^* LL_{t-1} \\ (1,269) \quad (-4,048) \quad (3,939) \quad (2,492) \\ + 2,667^{**} \Delta LK_t - 0,923^* \Delta LK_{t-1} + 0,429^* \Delta LL_t \\ (6,190) \quad (-2,131) \quad (2,327) \\ + 0,341^{**} \hat{e}_{t-1} - 0,029^+ d75 \\ (2,937) \quad (-1,916)$$

$$R^2 = 0,865; SER = 0,023; JB = 0,711, LM(1) = 0,730; LM(2) = 0,229; LM(3) = 0,245, \\ ARCH(1) = 0,310; ARCH(2) = 0,570; ARCH(3) = 0,263$$

Anmerkung: \*\* (\*) (+) Signifikant bei einem Niveau von 1% (5%) (10%). SER= Standardfehler der Regression; JB=Jarque-Bera-Test auf Normalität der Residuen (Signifikanzniveau bzw. p-Wert); LM (k) = Test auf Autokorrelation k-ter Ordnung (Signifikanzniveau bzw. p-Wert); ARCH(q) = Test auf bedingte Heteroskedastizität q-ter Ordnung (Signifikanzniveau bzw. p-Wert).

Für den Test auf Kointegration ist der t-Wert der verzögerten endogenen Niveauvariablen relevant. Bei zwei stochastischen Regressoren und 50 (25) Beobachtungen weisen Banerjee/Dolado/Mestre (1998: S. 76) auf dem 0,05-Niveau einen kritischen Wert von -3,57 (-3,64) nach.

<sup>9</sup>  $d75$  nimmt ab 1975 den Wert 1 und sonst den Wert Null an;  $d82$  nimmt ab 1982 den Wert 1 und sonst den Wert Null an.

<sup>10</sup> Zum Testen auf Signifikanz des (negativen) Ladungskoeffizienten ist nicht die übliche t-Statistik heranzuziehen. Anstelle der üblichen t-Statistik sind die kritischen Werte zu verwenden, die Banerjee/Dolado/Mestre (1998) durch Simulation gewonnen haben.

Der Ladungskoeffizient ist mit einem absoluten t-Wert von 4,048 signifikant negativ. Damit ist die Hypothese fehlender Kointegration auf dem 5%-Niveau abzulehnen, so dass aus den geschätzten Parametern in Abbildung 2 die gesuchte Beziehung (6) entnommen werden kann. Dazu wird entsprechend (8a) und (8b) auf den Koeffizienten von  $LY_{t-1}$  normalisiert. Man erhält zunächst den Kointegrationsvektor

$$(10) \quad LY_t = 0,74LK_t + 0,38LL_t.$$

Da die logarithmierte Zahl der Exportsektoren, ausgedrückt durch  $\hat{e}_t$ , trendbereinigt und somit stationär ist, kann sie zur Gleichung (10) hinzugefügt werden. Dabei hat sich in (9) lediglich  $\hat{e}_t$  der Vorperiode als signifikant erwiesen. Dies deutet darauf hin, dass die Exportdiversifizierung eine Periode Zeit benötigt, um auf die chilenische Inlandsproduktion einzuwirken. Normalisiert auf den Koeffizienten von  $LY_{t-1}$  resultiert gemäß (8c) für  $\delta$  ein Wert von 0,59. Unter Einbeziehung der Zahl der Exportsektoren ergibt sich der gesuchte Zusammenhang (6) schließlich als:

$$(11) \quad LY_t = 0,74LK_t + 0,38LL_t + 0,59LZ_t.$$

Die geschätzte Beziehung besagt, dass eine Zunahme der Zahl der Exportsektoren bzw. eine Exportdiversifizierung um jeweils 1% das BIP ceteris paribus langfristig um 0,59% erhöht. Dies spricht für die Annahme, wonach eine Exportdiversifizierung über *Learning-by-exporting*- und *Learning-by-doing*-Externalitäten ein wirtschaftliches Wachstum herbeizuführen vermag. Allerdings besteht in (11) ein Endogenitätsproblem, wenn die Einsätze an Kapital und Arbeit nicht unabhängig vom realisierten Output gewählt werden. Die Variablen  $LK_t$  und  $LL_t$  sind daher möglicherweise nicht streng exogen in Bezug auf  $LY_t$ , wodurch die Gefahr einer inkonsistenten Schätzung der Kointegrationsparameter  $\alpha$  und  $\beta$  sowie  $\delta$  besteht<sup>11</sup>. Zur Schätzung von  $\alpha$ ,  $\beta$  und  $\delta$  wird daher zusätzlich die DOLS-Prozedur angewendet, die selbst bei Endogenität der Erklärungsvariablen zu asymptotisch effizienten Schätzern führt (Stock/Watson 1993).

---

<sup>11</sup> Die Analyse im Rahmen von Einzelgleichungs-Fehlerkorrekturmodellen erweist sich als zulässig, wenn die Regressoren schwach exogen in Bezug auf die zu erklärende Variable sind. Andernfalls haben die Standardfehler der Kointegrationsparameter (selbst bei Vorliegen von Kointegration) asymptotisch keine Normalverteilung (PATTERSON 2000: S. 384 ff). Auf umfangreiche Exogenitätstests soll an dieser Stelle allerdings verzichtet werden. Statt dessen wird die DOLS-Prozedur angewendet, welche selbst bei Endogenität der Erklärungsvariablen asymptotisch effiziente Schätzer hervorbringt.

#### 4.4 Schätzung mit Hilfe des DOLS-Ansatzes

Die DOLS- (*Dynamic OLS*) Prozedur erlaubt die asymptotisch unverzerrte Schätzung einer aus  $I(1)$ - und  $I(0)$ -Variablen bestehenden Gleichung (sofern die  $I(1)$ -Variable kointegriert sind). Sie berücksichtigt die dynamische Struktur der  $I(1)$ -Variablen, indem *Leads* und *Lags* der exogenen differenzierten  $I(1)$ -Variablen in die statische Kointegrations-Regressionsgleichung

$$12) \quad LY_t = \mu + \alpha LK_t + \beta LL_t + \varepsilon_t.$$

aufgenommen werden (Saikonnen 1991). Als zusätzliche Regressoren werden die (trendbereinigte) stationäre Variable  $\hat{\varepsilon}_t$  sowie die Stufendummy-Variable  $d75$  benutzt<sup>12</sup>. Die Laglänge wird unter Berücksichtigung der Informationskriterien von Schwarz und Hannan-Quinn auf Eins begrenzt. Die resultierende Schätzgleichung lautet:

$$13) \quad LY_t = \mu + \alpha LK_t + \beta LL_t + \delta \hat{\varepsilon}_t + \sum_{i=-1}^{i=1} \Phi_1 \Delta LK_{t+i} + \sum_{i=-1}^{i=1} \Phi_2 \Delta LL_{t+i} + d75 + \varepsilon_t.$$

Sie liefert die in Tabelle 4 dargestellten Schätzwerte für  $\alpha$ ,  $\beta$  und  $\delta$  und damit den gesuchten Zusammenhang als (\*\* signifikant bei einem Niveau von 1%)

$$14) \quad LY_t = 0,76^{**} LK_t + 0,38^{**} LL_t + 0,40^{**} LZ_t.$$

**Tabelle 4: Schätzung von  $\alpha$ ,  $\beta$  und  $\delta$  mit Hilfe der DOLS-Prozedur**

(t-Werte in Klammern)

$\alpha$	$\beta$	$\delta$
0,756 <sup>**</sup> (13,191)	0,380 <sup>**</sup> (3,692)	0,403 <sup>**</sup> (2,777)

$R^2=0,997$ ;  $SER=0,028$ ;  $JB= 0,706$ ;  $LM(1)=0,161$ ;  $LM(2)= 0,379$ ;  $LM(3)=0,399$ ;  $ARCH(1)=0,872$ ;  $ARCH(2)=946$ ;  $Arch(3)=0,719$

Anmerkung: <sup>\*\*</sup>(<sup>\*</sup>) Signifikant bei einem Niveau von 1% (5%).  $JB$ =Jarque-Bera-Test auf Normalität der Residuen (Signifikanzniveau bzw.  $p$ -Wert);  $LM(k)$  = Test auf Autokorrelation  $k$ -ter Ordnung (Signifikanzniveau bzw.  $p$ -Wert);  $ARCH(q)$  = Test auf bedingte Heteroskedastizität  $q$ -ter Ordnung (Signifikanzniveau bzw.  $p$ -Wert).

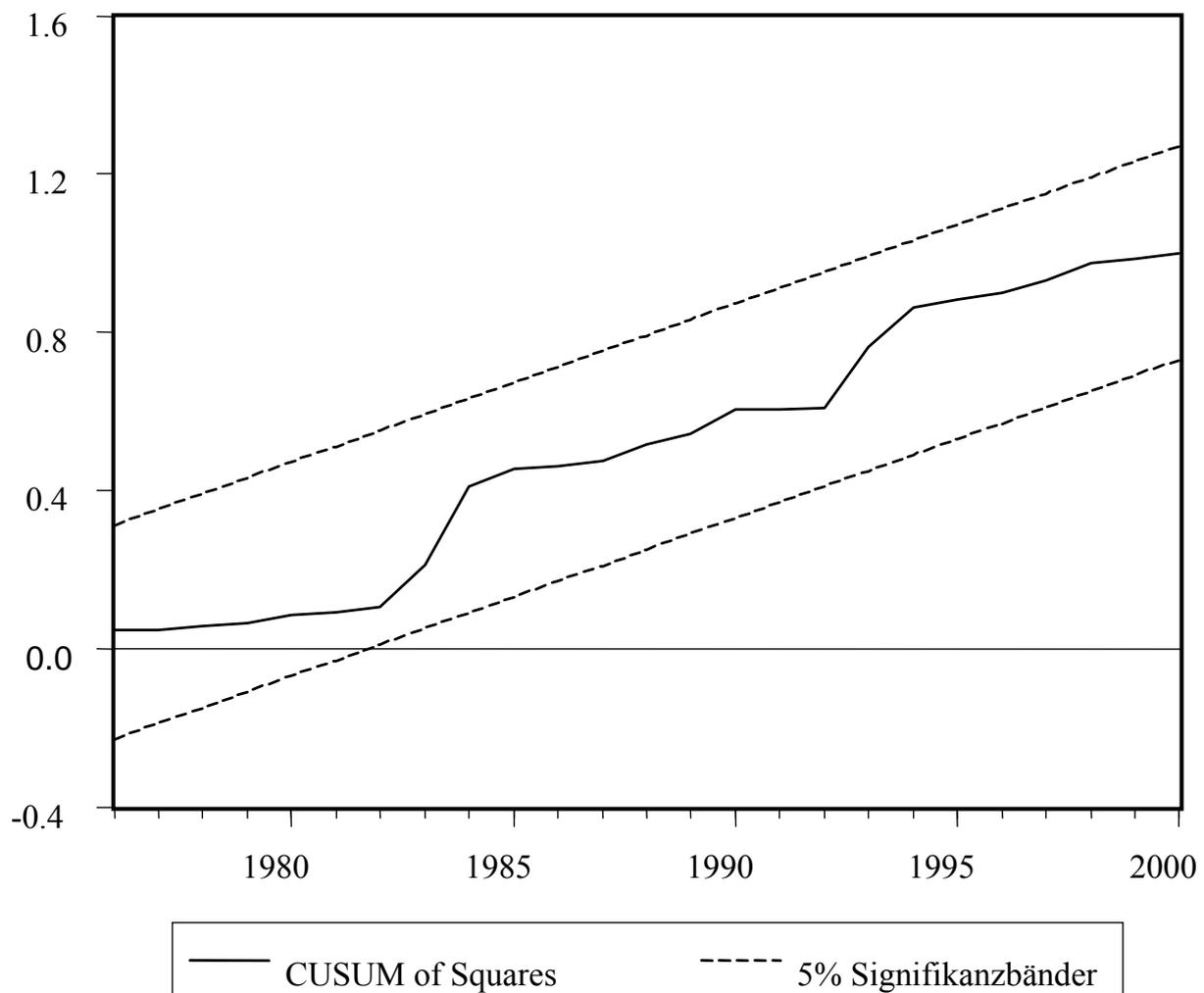
Die Eigenschaften von (13) bzw. (14) werden durch Tests auf Normalverteilung der Residuen ( $JB$ ), auf Residuenautokorrelation ( $LM$ ) und konditionale Heteroskedastizität ( $ARCH$ ) untersucht. Die durchgeführten Tests deuten weder auf Nichtnormalität, auf Autokorrelation noch auf bedingte

<sup>12</sup> Die Dummy-Variable nimmt ab 1975 den Wert 1 und sonst den Wert 0 an.

Heteroskedastizität in den Residuen der Funktion (13) hin. Keine der berechneten *JB*-, *LM*- und *ARCH*-Teststatistiken in Tabelle 4 ist signifikant auf dem 5%-Niveau.

Die Stabilität des Zusammenhangs (14) bzw. der Schätzfunktion (13) wird mit Hilfe der *CUSUM of square* - Teststatistik überprüft. Die Ergebnisse der Stabilitätsanalyse sind aus Abbildung 3 ersichtlich. Die Werte der *CUSUM of square*-Tests liegen innerhalb der Signifikanzbänder. Somit kann die Hypothese konstanter Parameter auf dem 5%-Niveau nicht verworfen werden. Daraus lässt sich folgern, dass die geschätzte Gleichung (13) und damit der gesuchte Zusammenhang (14) stabil ist<sup>13</sup>.

**Abbildung 3: Stabilitätsanalyse**



Die Schätzwerte aus (14) haben das erwartete Vorzeichen: Ein Anstieg der Faktoreinsätze führt zu einem erhöhten Output. Auch eine zunehmende horizontale Exportdiversifizierung wirkt positiv auf

die Inlandsproduktion. Bemerkenswert ist, dass das Fehlerkorrekturmodell und der DOLS-Ansatz nahezu die gleichen Schätzwerte für die partiellen Produktionselastizitäten von  $K_t$  und  $L_t$  liefern<sup>14</sup>. Lediglich der aus Regression (13) resultierende Schätzwert für die Elastizität der Exportdiversifizierung fällt etwas geringer aus, als die nach dem Fehlerkorrekturmodell geschätzte Elastizität. Die Höhe der geschätzten Elastizitäten lässt darauf schließen, dass man von einem starken Einfluss der Exportdiversifizierung auf die chilenische Inlandsproduktion ausgehen kann. Sowohl in Spezifikation (13) als auch im Fehlerkorrekturmodell (9) erweist sich der Schätzwert für den Koeffizienten von  $\hat{\epsilon}_t$  als signifikant bei einem Niveau von 1%. Diese Ergebnisse können (mit Vorsicht) als Evidenz für die Annahme gedeutet werden, wonach eine Exportdiversifizierung über *Learning-by-exporting*- und *Learning-by-doing*-Externalitäten ein wirtschaftliches Wachstum herbeizuführen vermag. Da sich *Learning-by-exporting*- und *Learning-by-doing*-Externalitäten *de facto* jedoch einer direkten empirischen Operationalisierung entziehen, sollte *a priori* nicht ausgeschlossen werden, dass die Diversifizierung der chilenischen Ausfuhr gleichsam zu einem Abbau wachstumshemmender Exporterlösinstabilitäten geführt hat.

## 5. Schlussfolgerungen und wirtschaftspolitische Implikationen

Im vorliegenden Beitrag wurde am Beispiel von Chile untersucht, ob eine Exportdiversifizierung zu wirtschaftlichem Wachstum führt. Der für die Zeitreihenanalyse zugrundeliegende Schätzansatz thematisiert wachstumsfördernde Externalitäten der Wissensakkumulation, die in Folge von *Learning-by-exporting*- sowie *Learning-by-doing*-Prozessen entstehen und durch den internationalen Konkurrenzdruck beschleunigt werden. Bei der Zeitreihenmodellierung des Zusammenhangs zwischen der Zahl der Exportsektoren und der Höhe der Chilenischen Inlandsproduktion waren die Integrationsgrade der Zeitreihen angemessen zu berücksichtigen:

Zur Prüfung der Integrationsordnung wurden Einheitswurzeltests durchgeführt, die auch bei Strukturbrüchen anwendbar sind. Die Integrationstests zeigen, dass das reale Bruttoinlandsprodukt,

---

<sup>13</sup> Die rekursiven Residuen, die auf Basis von Gleichung 13) berechnet worden sind, zeigen bis auf einen Ausreißer im Jahre 1984 ebenfalls keine Anzeichen von Instabilität. Die rekursiven Residuen sind im vorliegenden Beitrag allerdings nicht abgebildet. Auf Anfrage sind sie verfügbar.

<sup>14</sup> Dabei ist die Summe der partiellen Produktionselastizitäten [wie schon in Gleichung 15)] signifikant größer als Eins. Restringiert man die Summe der partiellen Produktionselastizitäten auf Eins, so ist die Nullhypothese:  $\alpha+\beta=1$  nach einem Wald-Test auf dem 1%-Signifikanzniveau abzulehnen. Dies kann für sich genommen dahingehend gedeutet werden, dass auf gesamtwirtschaftlicher Ebene steigende Skalenerträge wirksam sind. Diese sind möglicherweise das Resultat von technologischen Externalitäten, die unabhängig von der horizontalen Exportdiversifizierung entstehen. Durch welche Variablen diese Externalitäten im Einzelnen hervorgerufen werden ist jedoch unklar. Insofern ist zu

der Kapitalstock sowie die Zahl der Beschäftigten integriert der Ordnung Eins sind. Bei der Zahl der Exportsektoren besteht hingegen eine Evidenz für die Annahme eines trendstationären Verlaufs. Die Zahl der Exportsektoren wurde durch eine entsprechende Trendbereinigung in einen stationären Prozess transformiert.

Die nichtstationären Variablen sind nach den Ergebnissen des Johansen-*Trace*-Test und des Stock-Verfahrens (Stock 1987) kointegriert. Die kointegrierten Prozesse konnten zusammen mit der trendbereinigten Zahl der Exportsektoren im Rahmen einer Fehlerkorrekturdarstellung sowie im Rahmen der DOLS-Prozedur (Saikkonen 1991) empirisch modelliert werden. Nach den Schätzungen der statistisch balancierten Gleichungen zeigte sich, dass die Exportdiversifizierung einen starken Einfluss auf die chilenische Inlandsproduktion hat. Die Ergebnisse können mit Vorsicht als Evidenz für die Annahme gedeutet werden, wonach eine Steigerung der Exportdiversifizierung über *Learning-by-exporting*- und *Learning-by-doing*-Externalitäten zu wirtschaftlichem Wachstum führt.

Die Resultate sollten jedoch nicht als Rechtfertigung für eine den komparativen Vorteilen widersprechende Politikintervention mit dem Ziel der Beschleunigung der Exportdiversifizierung verstanden werden. Der Fall Chile demonstriert vielmehr für andere ressourcenreiche Entwicklungsländer, dass eine Exportdiversifizierung gemäß dem komparativen Vorteil auf Basis natürlicher Produktionsbedingungen als Chance zu einem selbsttragenden Entwicklungsprozess begriffen werden kann. Offensichtlich kann ein ressourcenbasiertes Exportmuster in einer liberalisierten Marktwirtschaft wachstumsfördernde Lernprozesse auslösen. Die Voraussetzung für das Entstehen und die Diffusion des exportinduzierten Wissens dürfte ein effektives Institutionengefüge sein, in dem eine dialogorientierte Vernetzung von Unternehmen in Innovation, Produktion und Export möglich ist.

---

vermuten, dass im Modell nicht berücksichtigte Variablen ebenfalls positiv mit dem aggregierten Output korrelieren und *LL* sowie *LK* diesen Effekt mit auffangen.

## Literatur

- Al-Marhubi, F.* (2000): Export diversification and growth: An empirical investigation, in: *Applied Economics Letters* 7, S. 559-562
- Amin Guitiérrez de Piñeres, S.* (1997): Export diversification and structural dynamics in the growth process: The case of Chile, in: *Journal of Development Economics* 52, S. 375-391
- Amin Guitiérrez de Piñeres, S., M. J. Ferrantino* (2000): *Export dynamics and economic growth in Latin America*, Ashgate Publishing Ltd, Burlington, Vermont
- Banerjee, A., J. J. Dolado, R. Mestre* (1998): Error-correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework, in: *Journal of Time Series Analysis* 19, S. 267-283
- Banco Central de Chile* (1981): *Indicadores económicos y sociales de Chile 1960-1985*, Santiago de Chile
- Banco Central de Chile* (2001): *Indicadores económicos y sociales de Chile 1960-2000*, Santiago de Chile
- Banco Central de Chile* (1980-2002): *Boletín mensual, verschiedene Ausgaben*, Santiago de Chile
- Benarroch, M., J. Gaisford* (2001): Export-promoting production subsidies and the dynamic gains from experience, in: *The Journal of International Trade and Economic Development* 10, S. 291-320
- Bleaney, M., D. Greenaway* (2001): The impact of terms of trade and real exchange rate volatility on investment and growth in Sub-Saharan Africa, in: *Journal of Development Economics* 65, S. 491-500
- De Ferranti, D., G. E. Perry, D. Lederman, W. F. Maloney* (2002): *From natural resources to the knowledge economy*. The World Bank Washington, D.C.
- Ffrench-Davis, R.* (2002): El impacto de las exportaciones sobre el crecimiento en Chile, in: *Revista de la Cepal* 76, s. 143-160
- Gregory, A. W.* (1994): Testing for cointegration in linear quadratic models, in: *Journal of Business and Economic Statistics* 12, S. 347-360
- Hendry, D.* (1995): *Dynamic econometrics*, Oxford University Press, New York
- Herzer, D.* (2004): Zur Problematik der theoretischen Rechtfertigung einer Exportdiversifizierungsstrategie, in: *Aussenwirtschaft* 59, S. 51-80
- Johansen, S.* (1988): Statistical analysis of cointegrating vectors, in: *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 54, S. 383-397
- Johansen, S.* (1995): *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*, Oxford University Press, New York

- Kapetanios, G.* (2002): Unit root testing against the alternative hypothesis of up to  $m$  structural breaks, Queen Mary University of London, Department of Economics, Working Paper No. 469
- Lederman, D., W. Maloney* (2002): Open questions about the link between natural resources and economic growth: Sachs and Warner revisited, in: Central Bank of Chile Working Paper No. 141
- Love, J.* (1979): A Model of Trade Diversification Based on the Markowitz model of portfolio analysis, in: *Journal of Development Studies*, Vol. 15, No. 2, S. 233-241
- Lumsdaine, R. L., D. H. Papell* (1997): Multiple trend breaks and the unit root hypothesis, in: *Review of Economics and Statistics*, S. 212-218
- MacKinnon, J. G.* (1991): Critical values for cointegration tests, in: Engle, R. F., C. W. J. Granger (eds.): *Long-run economic relationships: Readings in cointegration*, Oxford University Press, New York
- Osterwald-Lenum, M.* (1992): A note on quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistic, in: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, S. 461-472
- Patterson, K.* (2000): *An introduction to applied econometrics. A time series approach*, Palgrave, New York
- Perron, P.* (1989): The great crash, the oil price shock, and unit root hypothesis, in: *Econometrica*, 57, S. 1361-1401
- Perron, P.* (1997): Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables, in: *Journal of Econometrics* 80, S. 355-385
- Saikkonen, P.* (1991): Estimation and testing of cointegrated systems by an autoregressive approximation, in: *Econometric Theory*, Vol. 8, S. 1-27
- Stanley, D. L., S. Bunnag* (2001): A new look at the benefits of diversification: Lessons from Central America, in: *Applied Economics* 33, S. 1369-1383
- Stock, J. H.* (1987): Asymptotic properties of least squares estimators of cointegrating vectors, in: *Econometrica* 55, S. 1035-1056
- Stock, J. H., M. W. Watson* (1993): A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems, in: *Econometrica* 61, S. 783-820
- Young, A.* (1991): Learning by doing and the dynamic effects of international trade, in: *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, S. 369-405

Dierk Herzer, Ibero-Amerika Institut für Wirtschaftsforschung der Universität Göttingen, Platz der Göttinger Sieben 3, Tel.: ++49/+551/39-8167, Fax: ++49/+551/39-8173. E-mail: [DierkHerzer@gmx.de](mailto:DierkHerzer@gmx.de)