

Herzer, Dierk

Working Paper

Exportexpansion, vertikale Exportdiversifizierung und Wirtschaftswachstum in Chile

IAI Discussion Papers, No. 93

Provided in Cooperation with:

Ibero-America Institute for Economic Research, University of Goettingen

Suggested Citation: Herzer, Dierk (2003) : Exportexpansion, vertikale Exportdiversifizierung und Wirtschaftswachstum in Chile, IAI Discussion Papers, No. 93, Georg-August-Universität Göttingen, Ibero-America Institute for Economic Research (IAI), Göttingen

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/85302>

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:

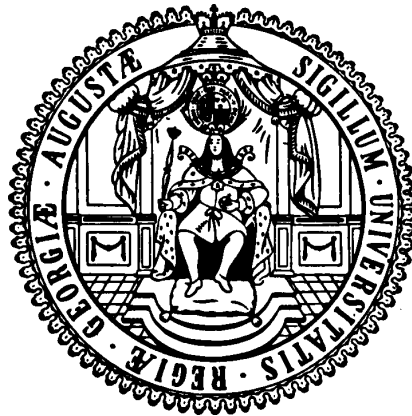
Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

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. 93

**Exportexpansion, vertikale Exportdiversifizierung
und Wirtschaftswachstum in Chile**

Dierk Herzer

Mai 2003

Copyright © 2003

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

ISSN 1431-181X

Exportexpansion, vertikale Exportdiversifizierung und Wirtschaftswachstum in Chile

Eine empirische Analyse

Dierk Herzer

Kurzfassung

Seit Mitte der 70er Jahre steigen die Exporte Chiles stetig. Mit zunehmender Exportexpansion ist auch der Industriegüteranteil am chilenischen Gesamtexport gewachsen. Trotz steigender vertikaler Exportdiversifizierung spielen Exporte aus technologischen Zukunftsbranchen eine marginale Rolle. Die industrielle Ausfuhr setzt sich im wesentlichen aus ressourcenbasierten Industriegütern zusammen. Die vorliegende empirische Untersuchung analysiert den Einfluss dieser Faktoren auf das wirtschaftliche Wachstum Chiles an Hand von dynamischen Fehlerkorrekturmodellen. Die Ergebnisse der Kointegrationsanalyse sprechen für die These des exportinduzierten Wachstums. Die Resultate zeigen außerdem, dass sich eine Exportdiversifizierung im Sinne einer außenorientierten Industrialisierung positiv auf den aggregierten Output auswirkt, wobei den ressourcenbasierten Industriegütern eine herausragende Rolle für das Wirtschaftswachstum beigemessen werden muss. Für Entwicklungsländer ist dies ein positives Ergebnis, denn Ressourcenreichtum und industrielle Exportdiversifizierung auf Basis naturegebener Produktionsbedingungen können durchaus als Chance auf dem Weg zu einem selbsttragenden Entwicklungsprozess begriffen werden.

1. Einführung und Problemstellung

Die These des exportinduzierten Wachstums ist seit drei Jahrzehnten Forschungsgegenstand. Obwohl der Zusammenhang zwischen Export- und Wirtschaftswachstum in zahlreichen Studien untersucht wurde, hat sich an der Debatte über die Rolle der Exporte für den Wachstumsprozess kaum etwas geändert. Ein Grund dafür ist die fortwährende Verbesserung der empirischen Untersuchungsmethoden, darunter die Weiterentwicklung des zeitreihenanalytischen Instrumentariums durch sensiblere Testverfahren. Ein weiterer Grund ist die

Verfeinerung der neoklassischen Außenhandelstheorien durch Elemente der endogenen Wachstumstheorie. Zu den grundlegenden Prämissen der endogenen Wachstumstheorie zählt in diesem Zusammenhang, dass eine Spezialisierung eines Landes auf den Export von Heckscher-Ohlin- und Ricardo-Gütern fortschrittsgenerierende Lern- und Spill-Over-Effekte verhindert (GROSSMAN/HELPMAN 1991; MATSUYAMA 1992; SACHS/WARNER 1995). Die These, wonach eine Spezialisierung auf technologisch anspruchslose Exportgüter sinkende Wachstumsraten induziert ist empirisch hinreichend abgesichert. In mehreren Untersuchungen, insbesondere über die Exportentwicklung ostasiatischer Schwellenländer, ist der Wachstumseffekt der aggregierten Exporte im wesentlichen auf die Industriegüterausfuhr zurückzuführen, die Wachstumswirkungen des Primärgüterexports sind hingegen oftmals negativer Natur (SACHS/WARNER 1995; GHATAK/MILNER/UKTULU 1997; DHANANJAYAN/DEVI 1997). Angesichts der Abhängigkeit vieler Entwicklungsländer vom Primärgüterexport scheint die Empfehlung der vertikalen Exportdiversifizierung in Richtung einer stärker vom Industriegüterexport beherrschten Exportstruktur durchaus plausibel. Gleichwohl ist diese wirtschaftspolitische Empfehlung sehr allgemein und stark simplifizierend. Sie vernachlässigt, dass die Pauschalisierung des Industriegüteraggregats die strukturelle Zusammensetzung der Industriegüterexporte nicht ausreichend berücksichtigt. Angesichts der Heterogenität industrieller Erzeugnisse stellt sich daher die Frage, ob die Exportdiversifizierung auf Basis technologischer Zukunftsbranchen erfolgen sollte, weil gemäß endogener Wachstumstheorie dort die produktivitätsfördernden Effekte zu erwarten sind? Oder reicht es aus, den vertikalen Diversifizierungsprozess nahe am komparativen Vorteil vieler Entwicklungsländer auf Grundlage ressourcenbasierter Industrien voranzutreiben, solange vom Export ressourcenbasierter Produkte Knowledge-Spillovers zu erwarten sind? Diese Frage ist von exorbitanter Bedeutung, weil viele Entwicklungsländer aufgrund ihrer vorgegebenen Ressourcenausstattung mittel- und langfristig nicht in der Lage sein dürften, jede beliebige Transformation ihres Ausfuhrsortiments vorzunehmen. Insofern wird der Verweis auf die außenorientierten Industrialisierungserfolge ostasiatischer Schwellenländer im Bereich typischer hochtechnologischer Exportdomänen der Industrieländer (Elektrotechnik, Elektronik, Automobile) durch die wirtschaftliche Realität vieler lateinamerikanischer und afrikanischer Entwicklungsländer ad absurdum geführt. Die Empfehlung der

Exportdiversifizierung in Richtung wissensbasierter Industriegüter ist daher (wenn überhaupt) nur unter Einsatz eines massiven industriepolitischen Instrumentariums möglich. Die These der Entwicklungsbeschleunigung mittels vertikaler Exportdiversifizierung sollte daher zunächst auf den vorgegebenen komparativen Vorteil und die Änderung der Exportstruktur auf Basis ressourcenbasierter Industrien plädieren. Aber ist vom Export ressourcenbasierter Industriegüter wirklich ein Wachstumseffekt zu erwarten? Verspricht eine vertikale Exportdiversifizierung auf Basis naturgegebener Produktionsbedingungen nachhaltige Wachstumseffekte?

Die vorliegende Arbeit beschäftigt sich mit dieser Thematik am Beispiel von Chile. Chile bietet sich als Fallbeispiel an, weil sich Chile mit Erfolg in die internationale Arbeitsteilung eingegliedert hat und seine industrielle Exportdiversifizierung auf Basis naturgegebener Produktionsbedingungen vorangetrieben hat. Das Ziel des vorliegenden Beitrages ist es, den Einfluss dieser Faktoren auf das wirtschaftliche Wachstum Chiles zu analysieren. Ressourcenbasierter Industriegüterexport und nicht-ressourcenbasierter Industriegüterexport werden explizit in die Analyse mit einbezogen und im Hinblick auf ihre Wachstumswirkungen untersucht.

Methodologisch erfordert die Zielsetzung dieser Arbeit in Teil 2 zunächst eine verbal-analytische Betrachtung der Exportentwicklung und des Wachstumsprozesses in Chile. In den Teilen 3 und 4 wird der Zusammenhang zwischen Exportwachstum, Exportdiversifizierung und Wirtschaftswachstum an Hand von dynamischen Fehlerkorrekturmodellen empirisch untersucht. Teil 5 beschäftigt sich zusammenfassend mit den Ergebnissen der empirischen Untersuchung und mit generalisierenden Schlussfolgerungen für andere Entwicklungs- und Schwellenländer im Hinblick auf die Ausschöpfung ihrer Diversifizierungspotenziale.

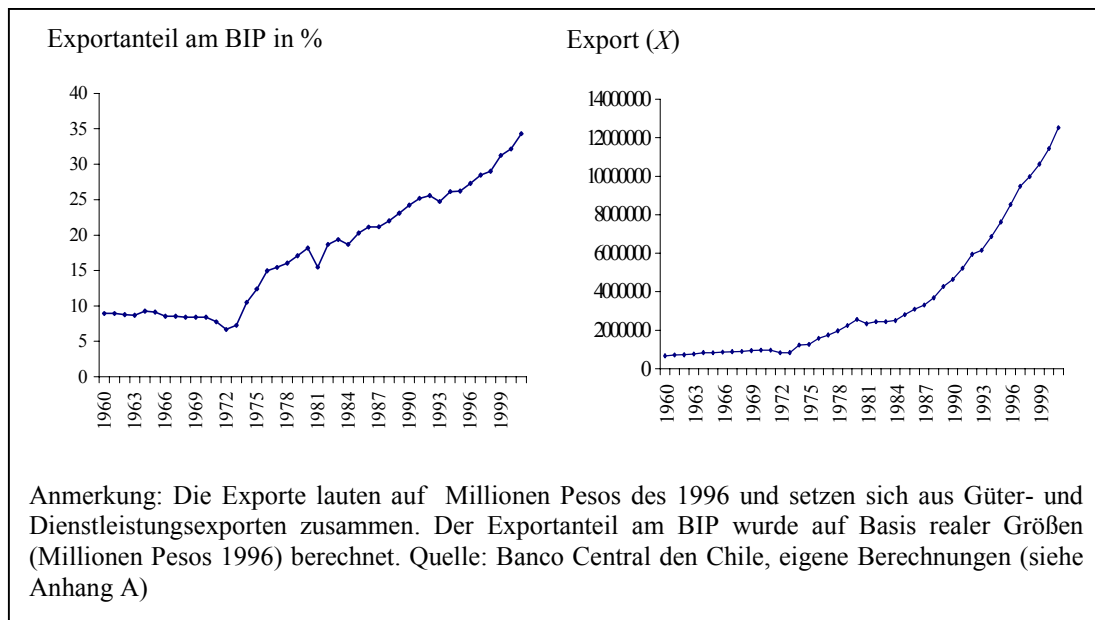
2. Die Exportentwicklung in Chile: Daten und deren Implikationen

Im folgenden soll die Export- und Wirtschaftsentwicklung Chiles unter Einbeziehung von Ergebnissen empirischer Analysen verbal-analytisch betrachtet werden. Dabei wird sich zeigen, dass das exportorientierte Wachstumsmuster Chiles sich in einer strukturellen Veränderung des Ausfuhrsortiments manifestiert.

2.1 Exportexpansion und Wirtschaftswachstum in Chile: Stilisierte Fakten und Ergebnisse empirischer Analysen

Chile hat sich in den letzten Dekaden mit Erfolg in die internationale Arbeitsteilung eingegliedert. Betrachtet man die Entwicklung der Gesamtexporte im Zeitraum von 1960 bis 2001, so lässt sich eine erhebliche Zunahme feststellen. Die gesamte wertmäßige Ausfuhr, ausgedrückt in Millionen Pesos des Jahres 1996, stieg in diesen Jahren von etwa 675.000 Millionen Pesos auf etwa 12.500.000 Millionen Pesos. Sie hat sich damit fast um das 20fache erhöht und ist schneller gewachsen als das BIP.

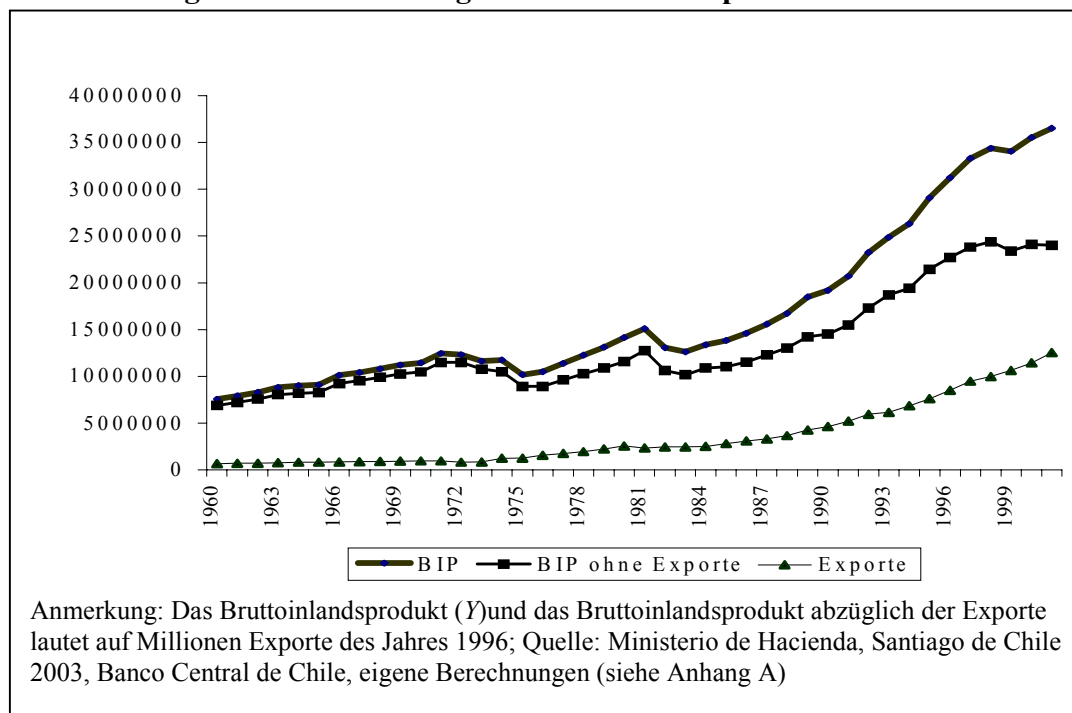
Abbildung 1: Entwicklung des Exportanteils und der Exporte von 1960-2000



Die zunehmende internationale Spezialisierung der chilenischen Volkswirtschaft lässt sich am besten erkennen, wenn die Ausfuhren in Relation zum

Bruttoinlandsprodukt gesetzt werden. Dabei zeigt sich, dass der Anteil der Gesamtausfuhr am BIP von etwa 9% in den 60er Jahren bis auf 34% im Jahre 2001 gewachsen ist. Der steigende Exportanteil am BIP bei gleichzeitiger absoluter Exportexpansion impliziert, dass die Daten für das chilenische Bruttoinlandsprodukt zwar eine ähnliche Dynamik wie die Exporte zeigen, das Wachstum fällt hier jedoch deutlich schwächer aus: in Preisen des Jahres 1996 stieg das Bruttoinlandsprodukt um etwa das 5fache von 7.560.000 Millionen Pesos im Jahr 1960 auf etwa 36.500.000 Millionen Pesos im Jahre 2001. Aufgrund des immer größer werdenden Exportanteils am BIP, hat sich das BIP, abzüglich der Exportkomponente, im Beobachtungszeitraum lediglich verdreifacht. Offensichtlich hat der Export die Restriktion der Enge des kleinen chilenischen Binnenmarktes gesprengt, um in Form von Exporterlösen die für die wirtschaftliche Entwicklung notwendigen Wachstumsimpulse zu schaffen (AGOSIN 1999: S. 81, 82). Die stilisierten Fakten des chilenischen Wachstumsprozesses und der Exportentwicklung können dabei in Zahlen, bezogen auf sieben Perioden im Zeitraum von 1960 bis 2001, wie folgt umrissen werden (AGOSIN 1997; FFRENCH-DAVIS 2002):

Abbildung 2: Die Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts von 1960-2001



- Der chilenische Wachstumsprozess in der Periode von *1960 bis 1970* ist durch sowohl ein moderates BIP-Wachstum, als auch durch ein moderates BIP-Wachstum ohne die Exportkomponente, etwa in Höhe von etwa 4%, bei gleichzeitigem Exportwachstum von 3,6 % zu charakterisieren. Dementsprechend wachsen Export und Einkommen in der betrachteten Periode etwa gleich stark.
- In der Zeit von *1971-1973* lässt sich ein Einbruch der Exporte, infolge der binnenorientierten Politik der Regierung Allende beobachten (vgl. Abbildung 1). Das Resultat der hohen Handelshemmnisse ist ein negatives Wachstum der Exporte von 4%. Auch die Wachstumsraten des Einkommens fallen im Vergleich zur Vorperiode schwächer aus. Das BIP wächst in der Zeit durchschnittlich nur um 0,5%. Das BIP, abzüglich der Exporte, kann in diesem Zeitraum ebenfalls durchschnittlich nur um 0.9% erhöht werden.
- Die folgende Periode von *1974-1981* ist gekennzeichnet durch ein rasantes Exportwachstum im Jahresdurchschnitt von 13,6%. Diese Entwicklung lässt sich zusammengefasst mit dem Zusammenbruch der binnenorientierten Regierung Allende und der neoliberalen Wende unter der Militärregierung begründen. Mit dem Militärputsch vom 11.September 1973 beginnt das Ende des staats-interventionistischen Entwicklungsmodells. Nach einem kurzfristigen Krisenmanagement erfolgt die radikale Liberalisierung, die den *Bias* gegen den Exportsektor beseitigt, mit dem Resultat steigender Exporte. In der Zeit der wirtschaftspolitischen Umorientierung von 1974 bis 1981 wird neben den außerordentlichen Exporterfolgen auch ein Wirtschaftswachstum von 3,3% und ein Wachstum des Nicht-Exportsektors von 1,5% realisiert.
- Schließlich folgt die Wachstumsphase, die mit der Schuldenkrise von 1982 eingeleitet wird und sich über den Zeitraum *1982 bis 1989* erstreckt. In dieser Phase, die mit den demokratischen Präsidentschaftswahlen vom 14. Dezember 1989 endet, kann ein moderateres Exportwachstum von 7,8%, ebenfalls ein geringeres Wirtschaftswachstum von 2,6% und ein „Nicht-Export-BIP-Wachstum“ von 1,1% beobachtet werden.

- In der Periode von *1990 bis 1994* folgt wieder ein höheres Wirtschaftswachstum von 7,3%, ein Wachstum des BIP ohne die Exporte von 6,3% und ein Exportwachstum von 10%. Diese Wachstumsphase wird mit der Rückkehr zur Demokratie nach der Militärregierung assoziiert, obschon die Regierung Aylwin bis auf die Durchführung sozialer Reformen keinen grundlegenden Richtungswechsel der Wirtschaftspolitik initiiert.
- Die Periode von *1995 bis 1999* wird mit der *tequila*-Krise eingeleitet. Gleichwohl ist Chile von der Liquiditätskrise wenig betroffen, so dass die Wachstumsraten der Vorperiode sich nur marginal ändern.
- Und schließlich ist in der Periode *1999-2001* ein Einbruch des Wachstums zu beobachten, mit einer entsprechenden niedrigen Wachstumsrate von 2,4% bei niedrigerem Exportwachstum von 7,3% und einem stagnierenden Nicht-Exportsektor.

**Tabelle 1: Wachstum des BIP, des Nicht-Export-BIP und der Exporte
(Jahresdurchschnitt in %)**

	Wachstum des BIP	Exportwachstum	Wachstum des BIP ohne Exporte
1960-1970	4.2	3.6	4.3
1971-1973	0.5	-4.1	0.9
1974-1981	3.3	13.6	1.5
1982-1989	2.6	7.8	1.1
1990-1994	7.3	10.0	6.3
1995-1998	7.3	9.5	6.4
1999-2001	2.4	7.3	0.0

Quelle: Banco Central de Chile, nach: Ffrench-Davis (2002; S. 157), EL Impacto de Las Exportaciones sobre el Crecimiento en Chile

Ein Blick auf die stilisierten Fakten der Exportentwicklung und der Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts, bezogen auf die sechs Perioden im Beobachtungszeitraum, lässt vermuten, dass das hohe Wirtschaftswachstum insbesondere der zweiten Hälfte

der achtziger Jahre in hohem Maße vom Export induziert ist (vgl. Tabelle 1). Diese These ist mittlerweile auch empirisch hinreichend abgesichert.

Die empirische Evidenz für diese These liefern die Zeitreihenanalysen von AGOSIN (1999), GARCÍA/MELLER/REPETO (1996) und FIGUERO/LETELIER (1994): In den Studien von AGOSIN und FIGUERO/LETELIER ist die Steigerung der Exporte positiv mit dem wirtschaftlichen Wachstum korreliert und in der empirischen Untersuchung von GARCÍA/MELLER/REPETO ist die Exportexpansion positiv mit dem Wachstum des BIP, abzüglich der Exportkomponente korreliert. Angesichts des stark steigenden Anteils der Exporte am BIP ist die positive Korrelation zwischen Export und Wirtschaftswachstum in den Studie von AGOSIN und FIGUERO/LETELIER jedoch nicht verwunderlich, denn die Exporte sind gemäß der Verwendungsgleichung der Bruttoinlandsproduktes ein Komponente des volkswirtschaftlichen Einkommens. Insofern zeigt die Arbeit von GARCÍA/MELLER/REPETO die Bedeutung der Exporte für die Chilenische Volkswirtschaft über den Erlöseffekt hinaus. Denn GARCÍA/MELLER/REPETO (1996) argumentieren mit dem Hinweis auf technologische Externalitäten. Bei ihrer Beweisführung für das Vorliegen von externen Effekten verweisen die Autoren auf das Ergebnis, dass Exportexpansion und die Erhöhung des Outputs des Nicht-Exportsektors signifikant positiv korreliert sind. Demnach vermag die Erhöhung der Ausfuhr offensichtlich neben dem Einkommenseffekt auf das BIP, technologische Externalitäten zu generieren, die den Output des Nicht-Exportsektors erhöhen. Mit großer Gewissheit muss daher dem Export die Rolle des chilenischen Wachstumsmotors zugesprochen werden, weil er sowohl Einkommen in Form von Exporterlösen schafft, als auch zusätzlich über externe Effekte die gesamtwirtschaftliche Entwicklung stimuliert. Allerdings sprechen mehrere Faktoren für die These, dass das hohe Wachstum nicht einzig auf die Erhöhung der Ausfuhr zurückzuführen ist, sondern mindestens in gleichem Maße auf die Diversifizierung der Ausfuhr, wie der folgende Abschnitt zeigt.

2.2 Die These der Entwicklungsbeschleunigung mittels vertikaler Exportdiversifizierung

In der Untersuchung von GARCÍA/MELLER/REPETO (1996) ist zwar der Gesamtexport positiv mit dem Wachstum des Nicht-Exportsektors korreliert. Gleichwohl ist der Einfluss der Erhöhung des Exports mineralischer Rohstoffe auf den Output des Nicht-Exportsektors nicht signifikant, wenn der Gesamtexport disaggregiert wird, nach mineralische Rohstoffen auf der einen Seite und sämtlichen nicht-mineralischen Gütern auf der anderen Seite. Interessant ist in diesem Zusammenhang, dass der Koeffizient der mineralischen Rohstoffe sogar ein negatives Vorzeichen aufweist (wenn er auch nicht signifikant ist). Die positiven Externalitäten der Exporte scheinen demnach allein vom Export des Aggregates auszugehen, welches sich aus den Gesamtexporten abzüglich der mineralischen Rohstoffe zusammensetzt. Der Grund für die Annahme, dass das Wachstum Chiles auf die Diversifizierung der Exportstruktur zurückzuführen ist, ergibt sich folglich aus der empirischen Evidenz, dass vom Export mineralischer Rohstoffe keine wachstumsstimulierende Wirkung über die Exporterlöse hinaus zu erwarten ist. Dies ist quasi die hinreichende Bedingung der These, dass sich die Diversifizierung der Ausfuhr positiv auf das wirtschaftliche Wachstum ausgewirkt hat. Die notwendige Bedingung der These ist dabei, dass eine signifikante Diversifizierung der Exportstruktur überhaupt stattgefunden hat unter Berücksichtigung folgender Argumentationskette:

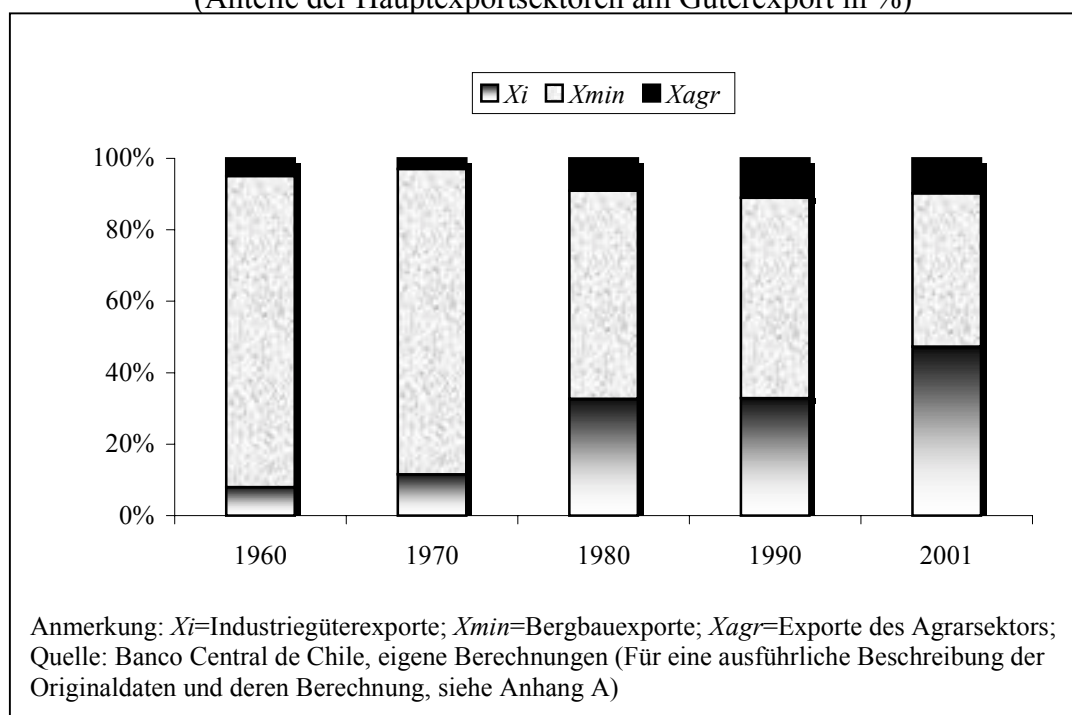
In der Tat ging mit der Steigerung der Ausfuhr zeitgleich eine Diversifizierung der Exportstruktur einher, die sich unter anderem im stetig schrumpfenden Anteil des Bergbaus am Gesamtexport zeigt (ALVAREZ/CRESPI 2000: S. 228): während im Jahre 1960 der Bergbau mit annähernd 90% die Güterexporte dominiert, beträgt der Bergbauanteil am Güterexport im Jahre 2001 etwa 45%, obschon Chile auch heute noch zu den weltweit führenden Kupferproduzenten zählt. Folglich ist jene Exportkomponente in Relation zum Gesamtexport geschrumpft, die in der Studie von GARCÍA/MELLER/REPETO (1996) offensichtlich keine technologischen Externalitäten und damit keine Wachstumsimpulse über die Erlöse hinaus generiert. Umgekehrt ist jene Exportkomponente (das Aggregat aus allen Exporten, abzüglich der mineralischen Rohstoffe) in Relation zum Gesamtexport gewachsen, von der

Stimuli für die gesamtwirtschaftliche Entwicklung zu erwarten sind. Nun gilt es jenen Exportsektor im Aggregat der nicht-mineralischen Exporte zu suchen, dessen Expansion die größten Stimuli für die gesamtwirtschaftliche Entwicklung liefert. Es liegt nahe zu vermuten, dass ein Exportsektor, der im Zeitraum von 1960 bis 2001 stetig gewachsen ist zum Motor der chilenischen Volkswirtschaft geworden ist, weil er für die Verdrängung der (nicht signifikanten) Bergbauexporte aus dem Exportsortiment verantwortlich sein muss. Folglich empfiehlt es sich, die Bedeutungsverluste des Bergbausektors am Gesamtexport zu analysieren, im Hinblick auf die Frage: Welcher Sektor expandierte zu Lasten des Bergbausektors?

Der Abbildung 3 lässt sich entnehmen, dass ein möglicher Grund für den Bedeutungsverlust des Bergbausektors die Erhöhung des Anteils des nicht-traditionellen Agrarsektors (bestehend Obst-, Holz-, Fisch-, und Landwirtschaft) am Güterexport von etwa 4% auf 8% ist. Gleichwohl kann nicht wirklich von einer Diversifizierung der stark vom Bergbau dominierten Exportstruktur im Jahre 1960 in eine stärker vom Export agrarischer Rohstoffe geprägten Exportstruktur im Jahre 2001 gesprochen werden. Dies hat folgende Gründe:

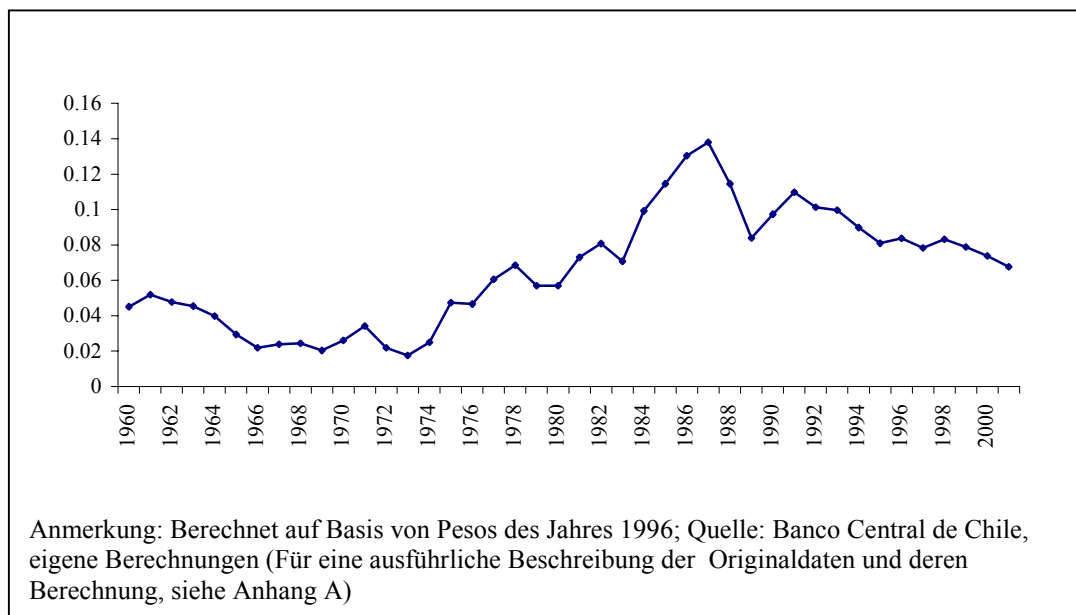
Abbildung 2: Wandel der Exportstruktur

(Anteile der Hauptexportsektoren am Güterexport in %)



Der Anteil agrarischer Rohstoffe am Güterexport bzw. am Gesamtexport im Jahre 2001 ist nach wie vor marginal. Darüberhinaus zeigt Abbildung 4, dass einmal der Anteil des Agrarsektors am Gesamtexport großen Schwankungen unterworfen ist. Ferner lässt sich schwer ein Trend in Richtung einer stärker vom Agrarsektor beherrschten Exportstruktur ausmachen.

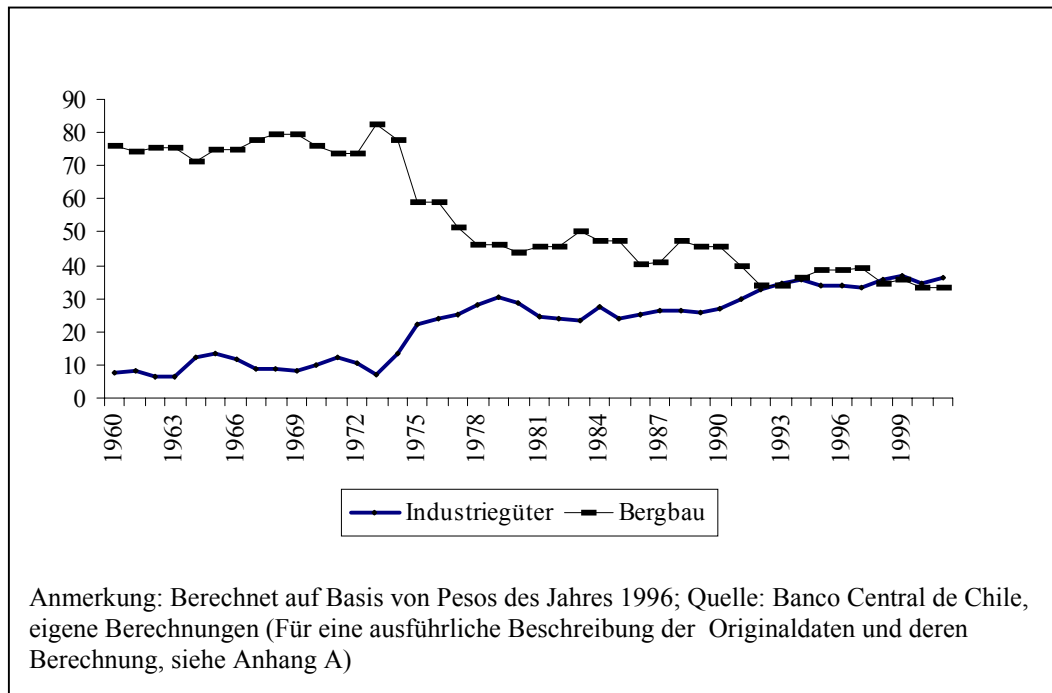
Abbildung 4: Die Entwicklung des Agrarsektors 1960 bis 2001 in % am Gesamtexport



Betrachtet man jedoch den Industriegüteranteil am Gesamtexport, so zeigt sich ein anderes Bild. Abbildung 5 ist zu entnehmen, dass der Anteil des Industriegüterexports am Gesamtexport trendmäßig gestiegen ist, während der Anteil des Bergbaus am Gesamtexport stetig geschrumpft ist.

Offensichtlich hat eine kontinuierliche vertikale Exportdiversifizierung in Richtung einer stärker vom Industriegüterexport dominierten Exportstruktur stattgefunden (bei etwa gleichbleibendem Anteil der Dienstleistungsexporte am Gesamtexport). Mit anderen Worten: Mineralische Rohstoffe sind zunehmend durch den Export verarbeiteter Produkte ersetzt worden (wenngleich sich der Industriegüteranteil am Gesamtexport in der Periode der Allende Regierung kurzfristig verringert hat). Folglich lässt sich resümieren:

Abbildung 5: Industriegüteranteil und Bergbauanteil am Gesamtexport in %, 1960-2001



Es lässt sich ein exportorientiertes Wachstumsmuster gemäß den stilisierten Fakten der chilenischen Export- und BIP-Entwicklung und der vorliegenden empirischen Studien unterstellen. Gleichwohl scheinen die Wachstumswirkungen nicht vom Export mineralischer Rohstoffe auszugehen. Wenn aber die Wachstumswirkungen nicht vom Export mineralischer Rohstoffe ausgehen, obschon der Bergbausektor mit fast 90% die Exportstruktur im Jahre 1960 dominiert hat und auch heute noch zu einem der führenden Sektoren zählt, und dann ist es plausibel anzunehmen, dass die kontinuierliche Reduzierung der Bergbauexporte im Gesamtexportsortiment, Wachstumsimpulse für die Volkswirtschaft geschaffen hat. Die Reduzierung der Bergbauexporte ist gleichbedeutend mit der vertikalen Diversifizierung der Exportstruktur hin zu industriellen Erzeugnissen. Folglich hat die Diversifizierung der Exportstruktur hin zu industriellen Erzeugnissen ein Wachstum induziert, insbesondere weil die Industriegüterexporte den Großteil jenes Aggregats aus Nicht-Mineralexporten bezeichnen, von dem gemäß GARCÍA/MELLER/REPETO Stimuli für die gesamtwirtschaftliche Entwicklung zu erwarten sind.

Die These der chilenischen Entwicklungsbeschleunigung mittels vertikaler Exportdiversifizierung ist dabei konsistent mit der ökonomischen Theorie, wonach hohe intersektorale Externalitäten, Learning-by-Doing-Effekte und damit steigende Produktivitäten für den Industriesektor und somit langfristige Wachstumseffekte durch die Industriegüterproduktion unterstellt werden. Bei einem Verharren in der Primärgüterproduktion besteht dagegen die Gefahr, dass infolge sinkender Lernmöglichkeiten, und abnehmender Produktivitäten ein Ende des Wachstums eingeleitet wird (SACHS/WARNER 1995; MATSUYAMA 1992). Deshalb scheint die These der Entwicklungsbeschleunigung mittels vertikaler Exportdiversifizierung theoretisch hinreichend abgesichert.

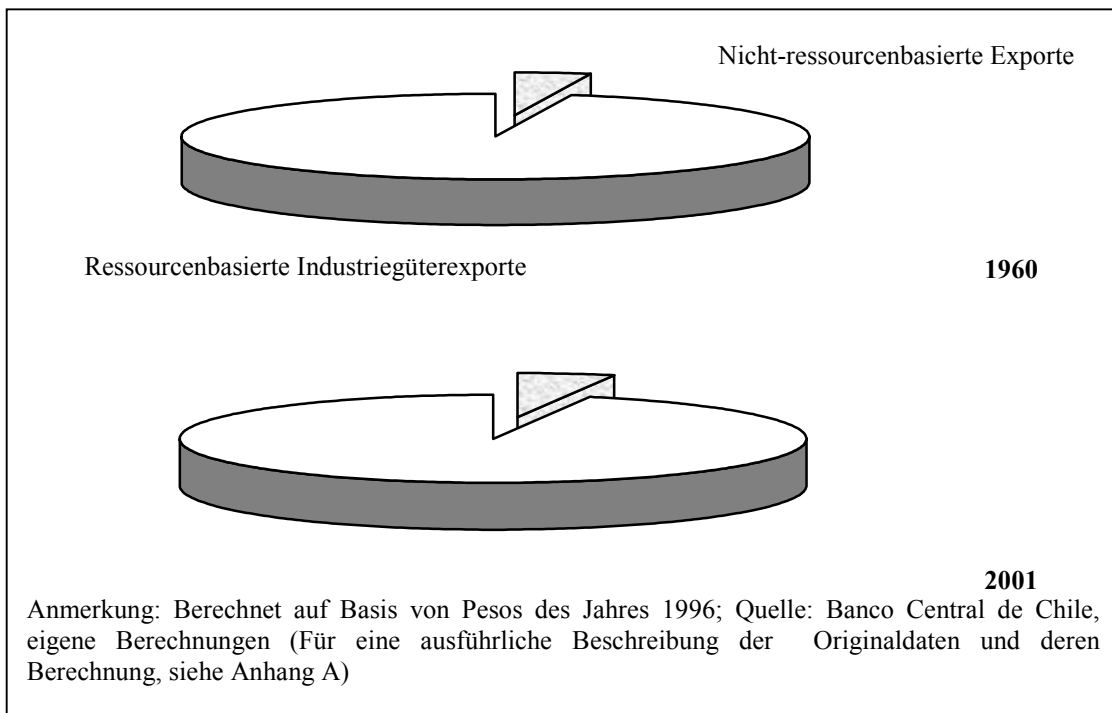
Es bestehen allerdings auch Zweifel an der Validität der oben aufgeführten Argumentationskette. Denn einmal wird in der Studie von GARCÍA/MELLER/REPETO nicht explizit der Industriegüterexport betrachtet. Somit gibt es streng genommen keine empirische Evidenz für die „Diversification-led-Development“-Hypothese. Darüberhinaus ist davon auszugehen, dass die chilenischen Industriegüter keine homogene Gruppe darstellen. Eine Pauschalisierung der Industriegüterexporte führt deshalb möglicherweise zu falschen Schlussfolgerungen. Es empfiehlt sich daher, den Diversifizierungsprozess näher zu durchleuchten im Hinblick auf die Frage, auf welcher Basis er erfolgt ist. Ist er auf Grundlage von Heckscher-Ohlin- und Ricardo-Gütern erfolgt oder auf Basis von nicht-ressourcenintensiven, wissensbasierten Produkten? Ersteres ließe an der Gültigkeit der These der Entwicklungsbeschleunigung durch relativ steigenden Industriegüterexport zweifeln, weil unterstellt werden kann, dass fortschrittgenerierende Lernprozesse im wesentlichen vom Export wissensbasierter Industriegüter ausgehen.

2.3 Die Dominanz des ressourcenbasierten Industriegüterexports

In der Tat hat sich aber die vertikale Exportdiversifizierung in Chile gemäß dem komparativen Vorteil auf Basis von Ricardo- und Heckscher-Ohlin Gütern und nicht auf Basis technologischer Zukunftsbranchen entwickelt. Im Zeitraum von 1960 bis 2001 nahm der Anteil der nicht-ressourcenbasierten Branchen am Industriegüter-

export lediglich von etwa 3,5% auf 5% zu. Insofern verdecken die ressourcen- und arbeitsintensiven Industrien (aggregiert aus Holz-, Papier-, Nahrungsmitteln und Textilindustrien) den marginalen Anteil der nicht-ressourcenbasierten Exporte mit höherem Verarbeitungsgrad (bestehend aus Maschinen, Ausrüstungsgütern, Metallfabrikaten, elektronischen und elektrotechnischen Geräten).

Abbildung 6: Der Anteil nicht-ressourcenbasierter Exporte am Industriegüterexport

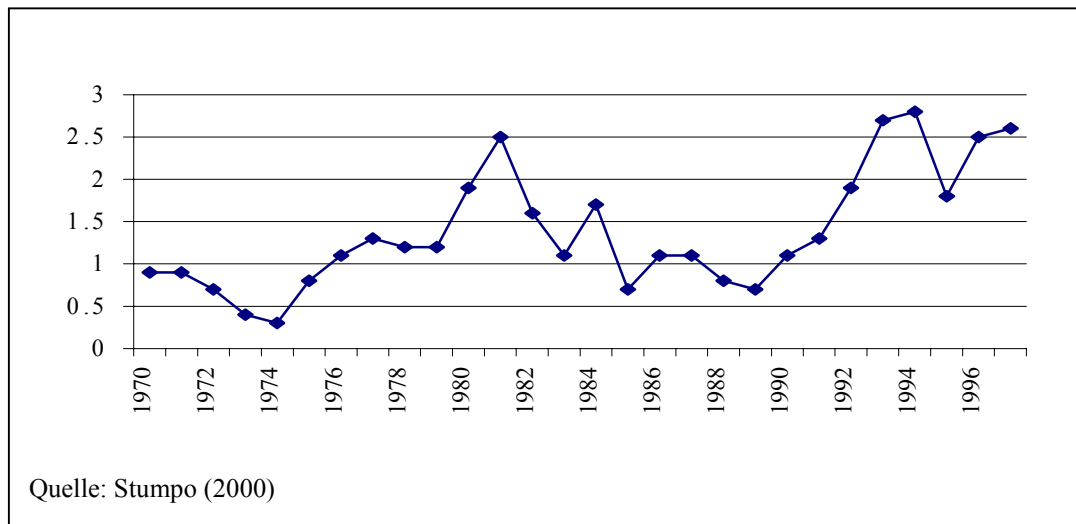


Ein eindeutiger Trend in Richtung der verstärkten Ausfuhr wissensbasierter Industriegüter ist in den letzten Jahren folglich nicht zu beobachten, obgleich sich der Anteil der *Science Based Industries* am Güterexport im Jahre 1970 von 0,9% auf 2,6% im Jahre 1997 erhöht hat (vgl. Abbildung 7).

Es stellt sich daher die berechtigte Frage, ob die Wachstumserfolge Chiles gemäß obiger Argumentationskette wirklich auf die vertikale Exportdiversifizierung zurückzuführen sind, und in welchem Ausmaß ressourcenbasierte industrielle Produkte und nicht-ressourcenbasierte Erzeugnisse zum Wachstum beigetragen haben. Diese Frage soll im folgenden empirisch beantwortet werden. Im Zusammenhang mit der empirischen Überprüfung der „Diversification-led-

Development“-Hypothese empfiehlt es sich, auch die These des exportinduzierten Wachstums einer erneuten empirischen Prüfung zu unterziehen. Dafür sprechen drei Faktoren.

Abbildung 7: Der Anteil der science-based Industries am Güterexport
(in Prozent, 1970 –1997)



Erstens ist die Exportexpansion ein Teilaspekt der Exportdiversifizierung. Denn die Exportdiversifizierungsstrategie fußt auf der Grundannahme, durch Eingliederung in die internationale Arbeitsteilung die gesamtwirtschaftliche Entwicklung zu stimulieren. Insofern verliert die strikte Trennung zwischen vertikaler Exportdiversifizierung und Exportexpansion allein definitorisch an Schärfe. Zweitens ging in Chile mit zunehmendem Exportwachstum gleichzeitig eine steigende Exportdiversifizierung einher. Methodologisch ist daher sinnvoll, den Einfluss beider Entwicklungen auf das Wachstum zu analysieren, weil sich so möglicherweise der Erklärungsgehalt der gesamten Analyse verbessert. Und drittens haben wichtige Entwicklungen in der Ökonometrie, wie beispielsweise die Thematisierung von Strukturbrüchen bei Einheitswurzeltests oder die Beseitigung der Verzerrungen der Langfristelastizitäten durch dynamische Fehlerkorrekturmodelle keinen Eingang in die bisher vorgestellten Untersuchungen gefunden. Das Ziel der folgenden Untersuchung ist es daher, sowohl den Einfluss der Exportexpansion als auch den Einfluss der vertikalen Exportdiversifizierung auf das Wirtschaftswachstum unter Berücksichtigung des relevanten ökonometrischen

Instrumentariums zu analysieren (Teil 3). In diesem Zusammenhang sollen die Industriegüterexporte disaggregiert werden, um ressourcenbasierte Industriegüterexporte und nicht-ressourcenbasierte Industriegüterexporte im Hinblick auf ihre Wachstumswirkungen zu untersuchen (Teil 4).

3. Ökonometrische Untersuchung des Zusammenhangs zwischen Exportexpansion, vertikaler Exportdiversifizierung und Wirtschaftswachstum

3.1 Einleitung

Die ökonometrische Grundlage für die Untersuchung

- 1) des Zusammenhangs zwischen Exportexpansion und der Veränderung des aggregierten Outputs und
- 2) des Zusammenhangs zwischen vertikaler Exportdiversifizierung und Wirtschaftswachstum

bilden die bi- und multivariaten Regressionsmodelle von COPPIN (1994), GHATAK/MILNER/UKTULU (1997), ISLAM (1998), GARCÍA/MELLER/REPETTO (1996) und AGOSIN (1999). Gegenstand dieser Regressionsmodelle ist einmal der zeitreihenanalytische Test von Kausalitätshypothesen im Rahmen kleiner Modelle, welche nur die beiden interessierenden Variablen *Gesamtexporte* und *realer Output* enthalten. Darüberhinaus schätzen die genannten Autoren in multivariaten Regressionsmodellen, in die standardmäßig eine abhängige und mehrere unabhängige Variablen eingehen, den Zusammenhang zwischen Veränderung des *Outputs* und der Erhöhung der *disaggregierten Exporte* (beisp. *Industriegüter- und Nicht-Industriegüterausfuhr*), unter Einbeziehung zusätzlicher Kontrollvariablen wie etwa Arbeit, Kapital und Humankapital. Für einen positiven Zusammenhang zwischen vertikaler Exportdiversifizierung und Wirtschaftswachstum würde in diesem Kontext sprechen, wenn in der Regressionsanalyse der Einfluss der Ausweitung der Industriegüterausfuhr auf den aggregierten Output

(signifikant) positiv und größer ist, als der Einfluß der Nicht-Industriegüterexporte auf den aggregierten Output.

3.2 Die Grundmodelle und ihre Implikationen

Auf Grundlage der genannten empirischen Untersuchungen, lassen sich zur Untersuchung der Zusammenhänge zwischen Exportexpansion und der Veränderung des aggregierten Outputs bzw. zwischen vertikaler Exportdiversifizierung und Wirtschaftswachstum folgende log-linearen Funktionen unterstellen.

$$1a) \quad LY_t = a_1 LX_t$$

$$1b) \quad LNY_t = b_1 LX_t$$

$$2a) \quad LY_t = \alpha_1 LX_{it} + \alpha_2 LNX_{it} + \alpha_3 LK_t$$

$$2b) \quad LNY_t = \beta_1 LX_{it} + \beta_2 LNX_{it} + \beta_3 LK_t \quad ,$$

wobei LY den logarithmierten aggregierten Output (Y) und LX den logarithmierten realen Gesamtexport (X) repräsentiert. In der empirischen Analyse soll dabei der Output durch das chilenische Einkommen nach der Bruttoinlandsdefinition (BIP) in realen Größen erfaßt werden. LNY wird durch den natürlichen Logarithmus des aggregierten Outputs abzüglich der Exporte definiert und als logarithmierte „Nicht-Export-BIP“ (NY) bezeichnet. LXi ist die Variable für den logarithmierten realen Industriegüterexport (Xi). $LNXi$ umfasst sämtliche logarithmierte reale Nicht-Industriegüterexporte (NXi). Der logarithmierte reale Kapitalstock (K) wird durch die Variable LK gekennzeichnet. t ist der Zeitindex, wobei sich der Beobachtungszeitraum ($T = 42$) von 1960 bis 2001 erstreckt. $a_1, b_1, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \beta_1, \beta_2, \beta_3$ sind die Koeffizienten, die aus den Daten geschätzt werden. Die Koeffizienten werden üblicherweise als Elastizitäten interpretiert: Sie geben an, um wieviel Prozent der Output (Y) bzw. der Nicht-Export-Output (NY) steigt, wenn die Exporte bzw. die Industriegüterexporte, die Nicht-Industriegüterexporte oder der Kapitalstock um 1% steigt. Der ökonomische Sinngehalt der spezifizierten Funktionen kann dabei wie folgt umrissen werden.

Die Gleichungen 1 a) und b) beruhen auf der Kausalitätshypothese, wonach eine *Exportexpansion* über zahlreiche Wirkungskanäle wie z.B. Learning by Exporting, technologische Externalitäten, verbesserte Innovationsanreize und steigende Skalenerträge eine *Erhöhung des Outputs* induziert. Dementsprechend ist in der empirischen Analyse die Frage relevant, ob und in welchem Ausmaß eine Expansion der Ausfuhr den aggregierten Output erhöht. Die produktionstheoretische Perspektive soll zunächst vernachlässigt werden: nur Export und aggregierter Output werden fokussiert¹. In der empirischen Validierung der These des exportinduzierten Wachstums besteht allerdings das Problem, dass Exporteinnahmen gemäß der Verwendungsgleichung des Bruttoinlandsproduktes einen Bestandteil des volkswirtschaftlichen Einkommens bilden. Nach der Verwendungsgleichung des Bruttoinlandsproduktes muss sich der aggregierte Output ceteris paribus immer dann erhöhen, wenn die Exporte größer werden. Insofern ist zu erwarten, dass steigende Exporte simultan zu einer Erhöhung des Outputs führen, selbst wenn keine technologischen Externalitäten oder ähnliche Wirkungskanäle relevant werden. Durch Modifizierung der Gleichung 1a) bzw. 2a) in Gestalt des logarithmierten Nicht-Export-BIPs (*LNY*) als abhängige Variable wird diesem Problem Rechnung getragen: mittels Gleichung 1 b) bzw. 2 b) ist es möglich, jenen direkten Effekt der Exportexpansion auf den aggregierten Output, der sich über die Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung quasi automatisch ergibt, systematisch zu eliminieren (GREENAWAY/SAPSFORD 1994). Die Gleichungen 1 b) bzw. 2 b) unterstellen somit, dass vom Exportsektor Wachstumseffekte über technologische Externalitäten auf den Nicht-Exportsektor übertragen werden. Gleichwohl ist der Gesamteffekt des exportinduzierten Wachstums von Interesse, so dass in der empirischen Analyse sowohl mögliche Effekte der Exportexpansion auf das BIP, als auch auf den Nicht-Export-Sektor untersucht werden. Exportexpansion ist dabei nur ein Teilaspekt der Exportdiversifizierung. Die Exportdiversifizierungsstrategie spricht dem Export zwar die Rolle eines Wachstumsmotors zu. Darüberhinaus postuliert sie einen positiven Zusammenhang zwischen steigendem Industriegüteranteil am Gesamtexport und Wirtschaftswachstum. Diese These wird in den Gleichungen 2 a) und b) eingefangen.

¹ Die Vernachlässigung produktionstechnischer Zusammenhänge ist im Rahmen der Überprüfung von Kausalitätshypothesen allgemein üblich (GHATAK/MILNER/UKTULU 1997; ISLAM 1998; AFXENTIOU/SERLETIS 2000).

Die Gleichungen 2 a) und b) unterstellen zunächst einen produktionstheoretischen Zusammenhang, „in which exports represent increases in productivity associated with the inputs of capital“. Das BIP bzw. das Nicht-Export-BIP wird deshalb als Funktion der Inputfaktoren Kapital und Exporte ausgedrückt (AGOSIN 1999: S.85). Allerdings werden die Gesamtexporte disaggregiert in Industriegüterexporte und Nicht-Industriegüterexporte. Denn es wird implizit angenommen, dass die Produktivitätszuwächse in Verbindung mit den Industriegüterexporten höher sind, als die Produktivitätszuwächse, die sich durch die Nicht-Industriegüterexporte ergeben. Durch diese Disaggregation der Gesamtexporte lässt sich somit der Einfluss der vertikalen Exportdiversifizierung auf das wirtschaftliche Wachstum spezifizieren. In der empirischen Analyse ist demnach die Frage relevant, ob und wie sich die Ausweitung des Industriegüterexports im Vergleich zum Nicht-Industriegüterexport auf den Output auswirkt. Der logarithmierte Kapitalstock (LK) aus Gleichung 2 a) und 2 b) soll allerdings im folgenden durch die logarithmierten Netto-Investitionen (LI) ersetzt werden. Diese Vorgehensweise ist konsistent mit der empirischen Überprüfung des exportinduzierten Wachstums nach FIGUEORA/LETELIER (1994) und AGOSIN (1999). Ferner ist sie produktionstheoretisch unproblematisch, weil der Kapitalstock der Summe der Nettoinvestitionen, korrigiert um die Abschreibungsrate entspricht. Die Nettoinvestitionen können daher approximativ für den Kapitalstock verwendet werden, solange der Kapitalstock nicht Hauptgegenstand der Untersuchung ist, sondern lediglich als Kontrollvariable fungiert. Man erhält:

$$3 a) \quad LY_t = \alpha_1 LX_{it} + \alpha_2 LNX_{it} + \alpha_3 LI_t$$

$$3 b) \quad LNY_t = \beta_1 LX_{it} + \beta_2 LNX_{it} + \beta_3 LI_t$$

Aus den Funktionen 1 a), 1 b), 3 a), 3 b) ist ersichtlich, dass die Zusammenhänge zwischen Exportexpansion und der Veränderung des aggregierten Outputs bzw. die Zusammenhänge zwischen Exportdiversifizierung und wirtschaftlichem Wachstum als langfristig geltende Gleichgewichtsbeziehungen modelliert werden. Als geeignete ökonometrische Verfahren zur Schätzung der langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen bieten sich Techniken zur Analyse von Kointegrationsbeziehungen an. Die der Kointegrationsanalyse zugrundeliegenden Daten stammen aus verschiedenen Quellen: BANCO CENTRAL DE CHILE: „Indicadores Económicos y Sociales de Chile 1960-2000“, „Cuentas Nacionales de Chile 1960-1980“, „Boletín Mensual“

(mehrere Ausgaben), http://www.bcentral.cl/Indicadores/htm/Gasto_PIB_real.htm; MINISTERIO DE HACIENDA und UNIVERSIDAD DE CHILE (Prof. R. A. CHUMACERO). Ein Überblick über die verwendeten Daten, sowie deren Quelle und Berechnung ist in der Tabelle in Anhang A wiedergegeben, so dass im folgenden das Konzept der Kointegration kurz vorgestellt werden kann. Darüberhinaus werden einige Angaben zur zeitreihenanalytischen Vorgehensweise gemacht.

3.3 Kointegrationsanalyse und Zeitreihenanalytische Vorgehensweise

Allgemein läßt sich Kointegration dadurch charakterisieren, dass zwei oder mehr trendbehaftete Variablen bzw. nicht stationäre Zeitreihen langfristig eine gemeinsame Entwicklung aufweisen. Sie mögen sich zwar kurzfristig auseinander entwickeln; es existieren jedoch ökonomische Kräfte, welche die Variablen langfristig auf einen gemeinsamen Trend führen und somit eine Gleichgewichtsbeziehung zwischen den Variablen induzieren. Ausgehend von der ökonomischen Theorie lässt sich daher eine Kointegrationsbeziehung als langfristiges Gleichgewicht interpretieren (ENGLE/GRANGER 1987).

Gemäß Kointegrationstheorie sind Zeitreihen kointegriert, wenn gilt (HARVEY 1994: S.298):

- i) *die Variablen, beispielweise LY_t und LX_t , sind integriert vom gleichen Grade d oder kurz $I(d)$. Damit ist gemeint, dass die Entwicklung der einzelnen Variablen von einem stochastischen Trend bestimmt ist, wobei die Ordnung d die Anzahl der nötigen Differenzenbildungen ist, um den Trend zu bereinigen. D. h. ein integrierter Prozess, beispielsweise der Ordnung $d=1$, $I(1)$, ist nicht stationär, während seine erste Differenz ein stationärer Prozess ist; einen stationären Prozess, der keinen stochastischen Trend (mehr) aufweist bezeichnet man folglich als $I(0)$ -Prozess.*

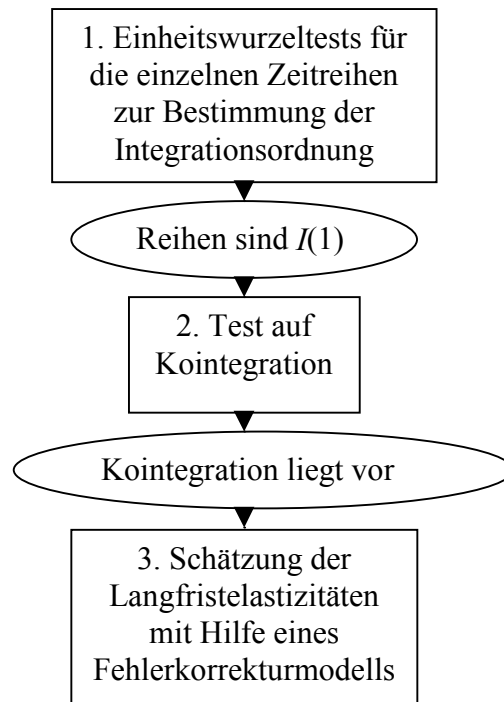
Liegen mehrere nicht stationäre Variablen gleicher Ordnung (z. B. $d=1$) vor, so gilt im Falle einer Kointegrationsbeziehung weiter

- ii) *es existiert mindestens eine Linearkombination, die stationär ist*². D. h. bei Vorliegen mehrerer nicht stationären $I(1)$ -Zeitreihen, z. B. LY_t und LX_t , zwischen denen langfristig eine Gleichgewichtsbeziehung herrscht, beispielsweise $LY_t = a_1 LX_t$, darf der Gleichgewichtsfehler $z_t = LY_t - a_1 LX_t$ keinen Trend aufweisen. Demgemäß sollte z_t ein $I(0)$ -Prozess sein, damit sichergestellt ist, dass sich die Variablen nicht beliebig auseinanderbewegen. Andernfalls wäre es wenig plausibel, von einer Gleichgewichtsbeziehung zu sprechen. Ist nun die Beziehung $LY_t - a_1 LX_t$ stationär, so nennt man die Variablen kointegriert.

Im folgenden soll nun geprüft werden, ob die Variablen einen trendmäßigen Verlauf aufweisen bzw. nicht stationär sind. Die Integrationsordnung wird im Rahmen von Einheitswurzeltests bestimmt. Ist die Integrationsordnung bekannt und sind die Variablen der gleichen Ordnung d integriert, dann kann auf Kointegration zwischen den Variablen mit Hilfe von Einzelgleichungen getestet werden. Der Test auf Kointegration erfolgt zunächst auf Basis des zweistufigen Engle-Granger Verfahrens (1987), nach dem im ersten Schritt die Residuen einer statischen Regression für die unterstellten Langfristbeziehungen 1 a), 1 b), 3 a), 3 b) auf ihre Stationarität geprüft werden, um in einem zweiten Schritt die verzögerten Residuen in ein Fehlerkorrekturmodell einzubauen. Die Engle-Granger-Methode dient dabei als ein anfängliches Instrument zum Test auf Kointegrationsbeziehungen, ohne den geschätzten Langfristelastizitäten der statischen Regression größere Beachtung zu schenken. Die effiziente Schätzung der langfristigen Elastizitäten erfolgt schließlich mit Hilfe eines einstufigen Fehlerkorrekturmodells nach dem Stock-Verfahren.

² Dies gilt für den Fall, dass die Variablen integriert vom Grade $d=1$ sind. Allgemein gilt: zwei Zeitreihen sind kointegriert der Ordnung d, b , i) wenn beide $I(d)$ sind und ii) es eine Linearkombination gibt, die $I(d-b)$ ist mit $b < 0$.

Abbildung 8: Zeitreihenanalytische Vorgehensweise



3.4 Einheitswurzeltests

Kointegration fordert, dass die Variablen der unterstellten Langfristbeziehungen vom gleichen Grade d , $I(d)$, integriert sind³. Am Anfang der Kointegrationsanalyse steht daher die Bestimmung der Integrationsordnung der Zeitreihen LY_t , LX_t , LNY_t , LXi_t , $LNXi_t$, LI_t .

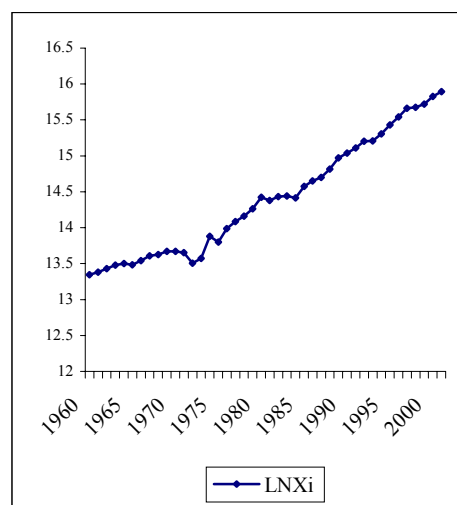
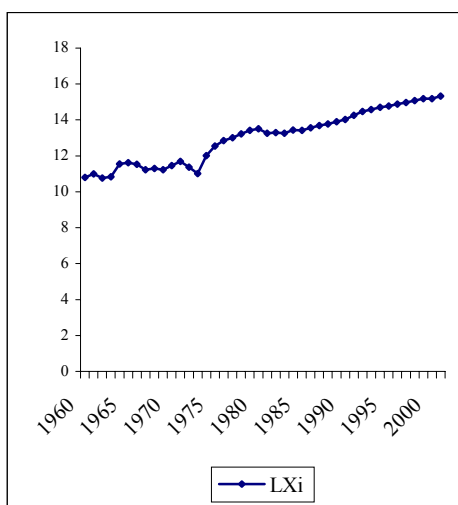
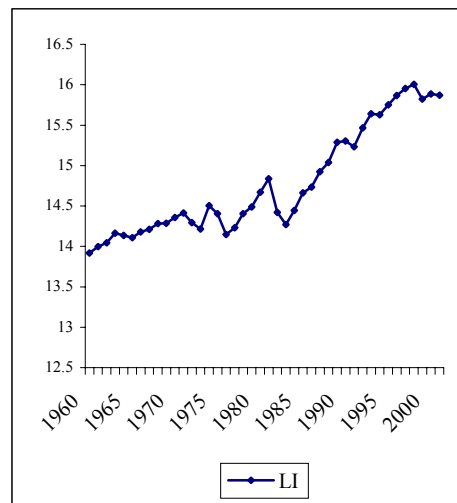
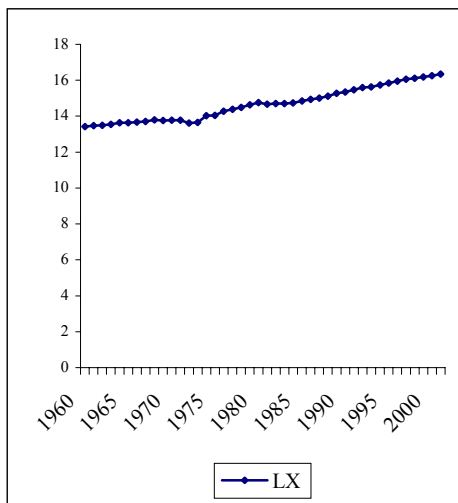
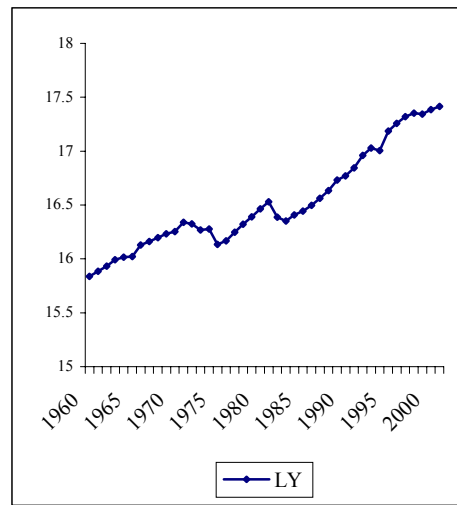
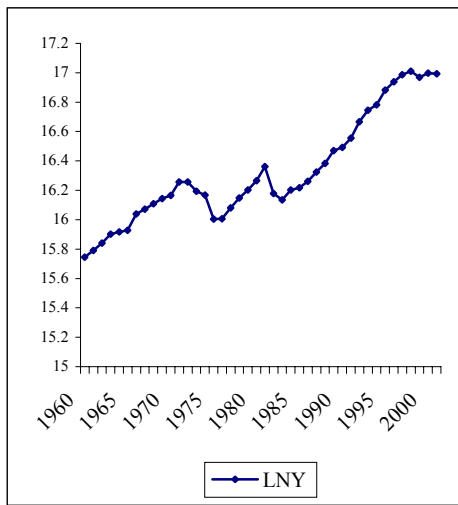
3.4.1 Der gewöhnliche ADF-Test

Aus der Abbildung 9 ist ersichtlich, dass die Zeitreihen einen langfristig trendmäßigen Verlauf aufweisen. Daher ist zu vermuten, dass die Variablen nicht durch $I(0)$ -Prozesse modelliert werden können. Dies bedeutet, dass ρ in der allgemeinen ADF-Testgleichung

$$\Delta x_t = a_0 + a_1 t + \rho x_{t-1} + \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta x_{t-j} + \mu_t$$

³ Dies gilt streng genommen nur für den bivariaten Fall. Im multivariaten Fall sind Kointegrationsbeziehungen auch bei unterschiedlicher Integrationsordnung möglich (PATTERSON 2000: S.334).

Abbildung 9: Entwicklung der Variablen im Beobachtungszeitraum T^4



⁴ Die Originaldaten der verwendeten Zeitreihen sind in Anhang B aufgelistet.

zur Bestimmung der Integrationsordnung der Variable x_t (mit k = Anzahl der berücksichtigten Verzögerungen) den Wert Null annimmt. Dahinter steht die Überlegung, dass stationäre Zeitreihen die Eigenschaft haben nach einem Schock wieder zu ihrem Trend zurückzukehren, so dass bei $I(0)$ -Prozessen ρ einen negativen Wert annimmt. Wird k so gewählt, dass der Störterm μ_t ein reiner Zufallsprozess („white noise“) ist, gilt demgemäß unter der Nullhypothese

$$H_0 : \rho = 0 \quad ,$$

dass die Zeitreihe mindestens vom Grade 1, $I(1)$, integriert ist. Die Nullhypothese wird abgelehnt, wenn ρ signifikant kleiner als Null ist,

$$H_1 : \rho < 0 .$$

Kann die Nullhypothese der Nicht-Stationarität nicht abgelehnt werden, so wird im nächsten Schritt geprüft, ob die erste Differenz stationär ist. Ist die erste Differenz stationär (weil die Nullhypothese der Nicht-Stationarität für die erste Differenz abgelehnt wird), dann kann auf die Integrationsordnung $d=1$ geschlossen werden.

Die Teststatistik folgt dabei nicht der üblichen t -Verteilung. Die durch Simulation gewonnenen Kritischen Werte können bei MACKINNON (1991) entnommen werden.

Tabelle 2 zeigt die Ergebnisse des ADF-Tests für die zugrundeliegenden Zeitreihen und deren ersten Differenzen. Danach kann die $I(1)$ -Hypothese für LY_t , LX_t , LNY_t , LXi_t , $LNXi_t$, LI_t auf dem Signifikanzniveau von 5% nicht abgelehnt werden, wohingegen sie für die ersten Differenzen abgelehnt werden kann. Daraus lässt sich schließen, dass alle Variablen vom Grade $d=1$, $I(1)$, integriert sind. Damit wäre die Vorbedingung für das Vorliegen von Kointegrationsbeziehungen erfüllt.

Allerdings besteht im Falle eines möglichen Strukturbruchs beim gewöhnlichen ADF-Test die Gefahr, dass die $I(1)$ -Hypothese fälschlicherweise beibehalten wird (GREGORY/NASON/WATT 1996). Mit anderen Worten: Der gewöhnliche ADF-Test ist kein geeignetes Instrument zur Bestimmung der Integrationsordnung bei

Vorliegen eines Strukturbruchs, weil er möglicherweise „Schein“- $I(1)$ -Prozesse (*spurious unit roots*) aufdeckt, die tatsächlich nicht vorhanden sind.

Tabelle 2: Augmented-Dickey-Fuller-Test zur Prüfung der Integrationsordnung

Variable	ADF Teststatistik	Kritischer Wert (5%)	Testergebnis	Integrationsordnung d
<i>LY</i>	-1,432	-3,525	nicht-stationär	1
<i>LNY</i>	-1,745	-3,525	nicht-stationär	1
<i>LX</i>	-2,120	-3,525	nicht-stationär	1
<i>LNX_i</i>	-1,941	-3,525	nicht-stationär	1
<i>LXi</i>	-3,279	-3,525	nicht-stationär	1
<i>LI</i>	-2,184	-3,525	nicht-stationär	1
1. Differenzen				
$\Delta(LY)$	-3,772	-3,528	Stationär	0
$\Delta(LNY)$	-3,838	-3,528	Stationär	0
$\Delta(LX)$	-4,122	-3,528	Stationär	0
$\Delta(LNX_i)$	-5,157**	-3,528	Stationär	0
$\Delta(LXi)$	-5,469**	-3,528	Stationär	0
$\Delta(LI)$	-6,039**	-3,528	Stationär	0

Anmerkung: ** signifikant auf dem Niveau von 1%. Dem ADF-Test liegt die Annahmen zugrunde: „Trend und Konstante“. Er wurde einheitlich mit einer Verzögerung der endogenen Variablen durchgeführt. Kritische Werte bezüglich der ADF Teststatistik aus MACKINNON (1991). (Sie werden bei E-Views mitangegeben.)

Für die vorliegenden Zeitreihen kann die Hypothese fehlender Strukturbrüche in der Tat nicht abgelehnt werden, wie die Ergebnisse des Chow-Breakpoint-Tests bei der Überprüfung der Residuen der ADF-Testregressionen in Tabelle 3 zeigen.

Tabelle 3: Chow-Breakpoint-Test

Regressand ADF-Testregression	Strukturbruch Zeitpunkt **	Strukturbruch Zeitpunkt *	Zahl der Strukturbrüche
$\Delta(LY)$	1973*	1982	2
$\Delta(LNY)$	1982	1973	2
$\Delta(LX)$	1974		1
$\Delta(LNX_i)$	1974		1
$\Delta(LXi)$	1974		1
$\Delta(LI)$	1982		1

Anmerkung: **(*) bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1% (5%).

Für die Testregressionen können Strukturbrüche bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von einem 1% (5%) in den Jahren 1973, 1974 und 1982 nicht ausgeschlossen werden. Der Chow-Breakpoint-Test steht damit völlig im Einklang mit der Wirtschaftsgeschichte Chiles. Danach lassen sich die Brüche im Jahre 1973 und 1974 mit der Machtübernahme der Militärs im September 1973 und des

Zusammenbruchs der Regierung Allende begründen; der Einbruch der logarithmierten Netto-Investitionen, des logarithmierten BIP und des logarithmierten Nicht-Export-BIP im Jahre 1982 kann auf die Schuldenkrise zurückgeführt werden. Deshalb wird im folgenden die Methode von PERRON (1989) gewählt, um die Sprünge in den Reihen zu modellieren.

3.4.2 Einheitswurzeltest unter Berücksichtigung von Strukturbrüchen

Nach dem Verfahren von PERRON (1989) kann durch Einbeziehung verschieden konstruierter Dummy-Variablen (DU_t , DT_t^* , DT_t) der Strukturbruch in der ADF-Testregression thematisiert werden, um die Integrationsordnung der Reihen zu bestimmen. PERRON unterscheidet drei Regressionsmodelle:

$$\begin{aligned}
 A) \quad \Delta x_t &= a_0 + a_1 t + \rho x_{t-1} + \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta x_{t-j} + a_2 DU_t + \mu_t \\
 B) \quad \Delta x_t &= a_0 + a_1 t + \rho x_{t-1} + \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta x_{t-j} + a_2 DT_t^* + \mu_t \\
 C) \quad \Delta x_t &= a_0 + a_1 t + \rho x_{t-1} + \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta x_{t-j} + a_2 DU_t + a_3 DT_t + \mu_t \quad ,
 \end{aligned}$$

wobei

$$\begin{aligned}
 DU_t &= 1 \text{ für } t > T_B \text{ und } DU_t = 0 \text{ für } t \leq T_B \quad , \\
 DT_t^* &= t - TB \text{ für } t > T_B \text{ und } DT_t^* = 0 \text{ für } t \leq T_B \quad , \\
 DT_t &= t \text{ für } t > T_B \text{ und } DT_t = 0 \text{ für } t \leq T_B \quad .
 \end{aligned}$$

Ein Blick auf die Modelle und die einbezogenen Dummy-Variablen zeigt, wie die Strukturbrüche modelliert werden: Die Testregression in Modell A) entspricht einem Modell, in dem die Nullhypothese bzw. die $I(1)$ -Hypothese durch einen Bruch in der Konstanten charakterisiert wird („Crash Model“). Regressionsgleichung B) enthält die $I(1)$ -Hypothese mit einer permanenten Änderung im Steigungsparameter der Trendfunktion, ohne dabei eine plötzliche Verschiebung im Niveauverlauf zuzulassen („Changing Growth Model“). Modell C) erlaubt das gleichzeitige

Auftreten beider Effekte: sowohl die plötzliche Änderung der Konstanten, als auch die dauerhafte Änderung der Steigung der Trendfunktion infolge eines Strukturbruchs. Die Zeitpunkte der jeweiligen Sprünge (T_B mit $1 < T_B < T = 41$) zur Berücksichtigung der Dummy-Variablen in der ADF-Testregression, können gemäß dem Chow-Breakpoint-Test als bekannt vorausgesetzt werden. Sie sind der zweiten Spalte und dritten Spalte der Tabelle 3 zu entnehmen. Tabelle 4 enthält schließlich die Ergebnisse des Einheitswurzeltests nach der Methode von PERRON, wobei in allen Testregressionen nach der Perron-Methode zunächst nur ein einziger Strukturbruch berücksichtigt wurde, mit den Informationen zur Konstruktion der Dummy-Variablen aus der zweiten Spalte der Tabelle 3.

Der Grund für die Berücksichtigung nur eines einzigen Strukturbruchs gemäß der Methode von PERRON liegt in der Tatsache, dass die kritischen Werte von PERRON ebenfalls unter Annahme eines einzigen Strukturbruchs gewonnen wurden. KAPETANIOS (2002) hat jedoch auf Grundlage der Perron-Modelle A, B und C kritische Werte durch Monte-Carlo-Simulation für mehr als einen Strukturbruch ermittelt. In seiner Erweiterung der Perron-Methode werden den Modellen A, B und C zusätzliche Dummy-Variablen gleicher Art hinzugefügt. Für das *Crash Model* gilt dementsprechend im Falle zweier Strukturbrüche, dass *zweimal* Brüche in der Konstanten zugelassen werden. Für das *Changing Growth Model* gilt, dass *zweimal* Änderungen im Driftparameter zugelassen werden und für Modell C gilt wieder, dass die Strukturen des *Crash Models* und des *Changing Growth Models* kombiniert werden. Deshalb können die Reihen LNY_t und LY_t auf Stationarität bei zwei potentiellen Strukturbrüchen untersucht werden. Die Resultate der Einheitswurzeltests für die Variablen LNY_t und LY_t bei zwei Strukturbrüchen sind der Tabelle 5 zu entnehmen. Sie können wie folgt zusammengefasst werden:

Auch bei der Berücksichtigung von *einem* (einzigen) Strukturbruch in Form von Dummy-Variablen in der ADF-Testregression zeigt sich wieder, dass die Hypothese der Nicht-Stationarität für die Niveaus der Zeitreihen LY_b , LX_b , LNY_b , LXi_b , $LNXi_b$, LI_t nicht abgelehnt werden kann: die Werte der Teststatistik in Tabelle 3 übersteigen betragsmäßig nicht die kritischen Werte für die Niveaus der zugrundeliegenden Variablen. Für die ersten Differenzen wird die $I(1)$ -Hypothese bei allen Variablen dagegen abgelehnt: die kritischen Werte werden betragsmäßig überschritten.

Lediglich für LXi_t ist die Evidenz eines $I(1)$ -Prozesses weniger eindeutig. Danach wird die Hypothese der Nicht-Stationarität auf dem 5%-Signifikanzniveau für Modell A abgelehnt. Da der kritische Wert von -4.39 betragsmäßig jedoch nicht überschritten wird, ist die Verwerfung der $I(1)$ -Hypothese mit einer recht geringen Irrtumswahrscheinlichkeit von 1% nicht zulässig. Folglich ist die Integrationsordnung der Variable LXi_t ebenfalls $d=1$, wenn auch weniger eindeutig als bei den übrigen Variablen in Tabelle 3.

Tabelle 3: Perron-Einheitswurzeltest bei einem Strukturbruch

Variable	Modell A		Modell B		Modell C		Ergebnis
	Teststatistik	krit. Wert*	Teststatistik	krit. Wert*	Teststatistik	Krit. Wert*	
<i>LY</i>	(ρ =)-2,658	-3,76	(ρ =)-2,329	-3,95	(ρ =)-3,073	4,24	$I(1)$
<i>LNY</i>	(ρ =)-3,256	-3,76	(ρ =)-2,304	-3,96	(ρ =)-3,241	-4,53	$I(1)$
<i>LX</i>	(ρ =)-2,073	-3,76	(ρ =)-2,309	-3,87	(ρ =)-2,591	-4,17	$I(1)$
<i>LNXi</i>	(ρ =)-1,786	-3,76	(ρ =)-3,146	-3,87	(ρ =)-3,196	-4,17	$I(1)$
<i>LXi</i>	(ρ =)-4,091	3,76/-4,39**	(ρ =)-3,006	-3,87	(ρ =)-4,145	-4,17	$I(1)$
<i>LI</i>	(ρ =)-3,561	-3,76	(ρ =)-3,154	-3,95	(ρ =)-4,425	-4,49	$I(1)$
1. Differenzen							
$\Delta(LY)$	-3,672	-3,528	-4,059	-3,528	-3,943	-3,528	$I(0)$
$\Delta(LNY)$	-3,688	-3,528	-4,245	-3,528	-4,063	-3,528	$I(0)$
$\Delta(LX)$	-3,648	-3,528	-4,142	-3,528	-3,197	-3,528	$I(0)$
$\Delta(LNXi)$	-4,966	-3,528	-5,126	-3,528	-4,490	-3,528	$I(0)$
$\Delta(LXi)$	-5,147	-3,528	-5,362	-3,528	-4,935	-3,528	$I(0)$
$\Delta(LI)$	-5,926	-3,528	-6,297	-3,528	-6,128	-3,528	$I(0)$

Anmerkung: * 5%-Signifikanzniveau. **1%-Niveau. Die kritischen Werte für die Niveaugrößen stammen aus PERRON (1989: S.1376, 1377). Sie richten sich nach dem Verhältnis λ =Zeitraum vor dem Strukturbruch / Beobachtungszeitraum und sind abhängig vom unterstellten Modell (A, B oder C). Die kritischen Werte für die ersten Differenzen sind bei MACKINNON (1991) nachgewiesen. Dabei wird unterstellt, dass sich die Verteilung der ADF-Statistik für die ersten Differenzen nicht ändert.

Werden allerdings (in Tabelle 4) *zwei* Strukturbrüche in den Reihen LY_t , LNY_t in der ADF-Testregression berücksichtigt, so zeigt die Teststatistik für Modell C, dass die kritischen Werte eindeutig überschritten werden. Demzufolge wäre es möglich, dass beide Variablen stationär und damit $I(0)$ sind. Dem gilt es jedoch folgendes entgegenzuhalten: Einmal hat sich der aggregierte Output in der empirischen Wirtschaftsforschung allgemein als $I(1)$ -Prozess herauskristallisiert. Daher ist die Evidenz eines $I(0)$ -Prozesses für den chilenischen Output zweifelhaft. Darüberhinaus ist die Annahme einer zweifachen Verschiebungen in der Konstanten *und* einer zweifachen, *dauerhaften* Verschiebung im Driftparameter (gemäß Modell C von KAPETANIOS) sehr restriktiv. Die Modellierung beider Strukturbrüche gemäß den

Modellen A und B scheint daher plausibler. Die Ergebnisse des Einheitswurzeltests nach den Modellen A und B zeigen dabei eindeutig, dass die Nullhypothese der Nichtstationarität für die Niveaus der Reihen nicht abgelehnt werden kann. LY_t , LNY_t sind deshalb mit großer Wahrscheinlichkeit nicht stationär, während ihre ersten Differenzen stationär sind.

Tabelle 4: Kapetanios-Einheitswurzeltest bei zwei Strukturbrüchen

Variable	Modell A		Modell B		Modell C		Ergebnis
	Teststatistik	krit. Wert*	Teststatistik	krit. Wert*	Teststatistik	Krit. Wert*	
LY	-3,577	-5,685	-3,487	-5,096	-7,249	-6,113/-6,587**	$I(1)$
LNY	-4,886	-5,685	-4,993	-5,096	-6,674	-6,113/-6,587**	$I(1)$
$\Delta(LY)$	-3,640	-3,528	-3,671	-3,528	-4,961	-3,528	$I(0)$
$\Delta(LNY)$	-3,620	-3,528	-3,733	-3,528	-5,444	-3,528	$I(0)$

Anmerkung: * 5%-Signifikanzniveau. **1%-Niveau. Die kritischen Werte für die Niveaugrößen stammen aus Kapetanios (2002: S. 9). Sie sind abhängig vom unterstellten Modell (A, B oder C). Die kritischen Werte für die ersten Differenzen sind bei MACKINNON (1991) nachgewiesen. Dabei wird unterstellt, dass sich die Verteilung der ADF-Statistik für die ersten Differenzen nicht ändert.

Demnach lässt sich festhalten, dass eine Modellierung aller Variablen durch $I(1)$ -Prozesse möglich ist. D. h. die Variablen sind integriert vom Grade $d=1$. An den Ergebnissen des gewöhnlichen ADF-Test in Tabelle 2 ändert sich folglich nichts und die notwendige Vorbedingung für das Vorliegen von Kointegrationsbeziehungen ist erfüllt. Im folgenden kann daher geprüft werden, ob gemäß den zugrundeliegenden Funktionen 1 a), 1 b), 3 a), 3 b) eine Kointegrationsbeziehung zwischen den Variablen besteht:

3.5 Engle-Granger-Kointegrationstest

Dazu wird zunächst die zweistufige Modellierungsstrategie nach ENGLE/GRANGER (1987) gewählt. Danach können die langfristig geltenden Relationen gemäß den Funktionen 1 a), 1 b), 3 a), 3 b) superkonsistent mit der Kleinst-Quadrate-Methode geschätzt werden, wenn die Variablen kointegriert sind. Die Engle-Granger-Methode beruht auf folgenden Überlegungen:

3.5.1 Der erste Schritt der Engle-Granger-Methode: Schätzung der langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen und Überprüfung der Residuen auf ihre Stationarität

Wie bereits in ii) erwähnt, fordert Kointegration, dass der Gleichheitsfehler z_t keinen Trend aufweist. Daher liegt es nahe, im *ersten Schritt* der Engle-Granger-Methode die Residuen z_{it} der zu schätzenden statischen Regressionsmodelle

$$1.1a) \quad LY_t = a_0 + a_1 LX_t + z_{1t}$$

$$1.1b) \quad LNY_t = b_0 + b_1 LX_t + z_{2t}$$

$$3.1a) \quad LY_t = \alpha_0 + \alpha_1 LX_{it} + \alpha_2 LNX_{it} + \alpha_3 LI_t + z_{3t}$$

$$3.1b) \quad LNY_t = \beta_0 + \beta_1 LX_{it} + \beta_2 LNX_{it} + \beta_3 LI_t + z_{4t}$$

auf ihre Stationarität und so auf Kointegration zu prüfen. ENGLE/GRANGER (1987) schlagen in diesem Zusammenhang unter anderem den DURBIN/WATSON (CRDW)- und den ADF-Kointegrationstest vor. Die Nullhypothese dieser Tests besagt, dass keine Kointegration vorliegt bzw., dass die Gleichgewichtsfehler nicht stationär sind. Beim CRDW-Test wird die Nullhypothese für signifikant positive Durbin-Waston-Werte (DW) verworfen. Kritische Werte für den CRDW-Kointegrationstest können bei BANERJEE/DOLADO/MESTRE (1994: S. 209) entnommen werden. Für die Berechnung der kritischen Werte für den ADF-Kointegrationstest gilt üblicherweise die Vorgehensweise, die bei MACKINNON (1991) nachgewiesen wird⁵. Allerdings gilt es, in den statischen Kointegrations-Regressionsgleichungen mögliche Strukturbrüche zu beachten, die sich in der Schätzung in Form großer Residuen als Resultat des Militärputsches im Jahre 1974 zeigen. Deshalb wird in die Regressionen einheitlich ein Stufendummy DU_t und ein Impulsdummy DT_t eingefügt, um die Effekte des Militärputsches zu modellieren. Der Strukturbruch macht jedoch die Anwendung der üblichen MCKINNON-Teststatistik zur Überprüfung der Residuen auf ihre Stationarität unmöglich⁶. Beim

⁵ MCKINNON (1991) liefert Schranken für die kritischen Werte, mit denen sich in Abhängigkeit des Beobachtungszeitraums und der Regressorenzahl die kritischen Werte nach einer auf S.272 nachgewiesenen Formel berechnen lassen.

⁶ Dies ist nur eingeschränkt richtig: Hassler (2001) empfiehlt beispielsweise die explizite Deklaration des Stufendummy als $I(1)$ -Regressor. Als Konsequenz des zusätzlichen Regressors ergäbe sich nach HASSLER (2001) zwangsläufig auch eine Anpassung der üblichen Teststatistik von MCKINNON, da die MCKINNON-Teststatistik von der Anzahl der Regressoren abhängig ist.

residuenbasierten Kointegrationstest sollten deshalb die kritischen ADF-Werte verwendet werden, die GREGORY/HANSEN (1996) unter Berücksichtigung möglicher Strukturbrüche durch Monte-Carlo-Simulation gewonnen haben. Sind die Residuen stationär bzw. die Variablen kointegriert, so gilt die Schätzung der Parameter in 1.1a), 1.1b), 3.1a), 3.1b) als superkonsistent. Damit ist gemeint, dass die Kleinst-Quadrate-Schätzer für die langfristigen Elastizitäten der I(1)-Reihen nicht nur konsistent sind, sondern, dass sie schneller als im I(0)-Fall der Stationarität gegen ihre Grenzverteilung konvergieren. Allerdings haben trotz der Superkonsistenz die Standardfehler der Kointegrationsparameter asymptotisch keine Normalverteilung, so dass die statischen Kointegrations-Regressionen verzerrte Regressionskoeffizienten liefern. Mitunter ist kein sensibles Urteil hinsichtlich der Signifikanz der Parameter in den Kointegrations-Regressionen 1.1a), 1.1b), 3.1a), 3.1b) möglich, weil die Standardabweichungen der Regressionskoeffizienten nicht valide sind⁷. Dennoch gilt diese Vorgehensweise als allgemein üblicher erster Schritt zur Prüfung auf Kointegrationsbeziehungen: Schätzung der langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen und Überprüfung der Residuen auf ihre Stationarität. Die Ergebnisse dieses ersten Schrittes sind der Tabelle 6 zu entnehmen. Sie können wie folgt resümiert werden:

In allen Spezifikationen zeigt die ADF-Teststatistik, dass die Hypothese fehlender Kointegration bei einem Signifikanzniveau von 5% nicht abgelehnt werden kann: die Werte der ADF-Teststatistik übersteigen betragsmäßig nicht die kritischen Werte nach GREGORY/HANSEN. Danach würde kein langfristig geltender Zusammenhang zwischen den Variablen existieren. Gleiches gilt bezüglich der CRDW-Teststatistik für die Regressionen 3.1a), 3.1b). Gemessen an dem aus BANERJEE/DOLADO/MESTRE (1994: S. 209) entnommenem kritischen Wert von 1.05 sind die Testwerte zu gering. Lediglich für 1.1a), 1.1b) zeigt die CRDW-Statistik zwei mögliche Kointegrationsbeziehung an, da der von BANERJEE/DOLADO/MESTRE berichtete kritische Wert von 0.72 überschritten wird.

⁷ Die Standardabweichungen dienen jedoch der Berechnungen der t-Werte.

Tabelle 6: Kointegrations-Regressionsgleichung/ CRDW- und ADF-

Residuentest

Regressor Koeffizient t-Statistik				Regressor Koeffizient t-Statistik			
1.1.a) $LY=f(LY, DU_t, DT_t)$				1.1.b) $LNY=f(LX, DU_t, DT_t)$			
	<i>LX</i>	1.047	8.051		<i>LX</i>	1.025	7.138
R ² =0.97	Konstante	1.849	1.038	R ² =0.94	Konstante	2.044	1.043
DW	0.787			DW	0.840		
ADF	-2.621			ADF	-2.723		
3.1.a) $LY=f(LXi, LNXi, LI, DU_t, DT_t)$				3.1. b) $LNY=f(LXi, LNXi, LI, DU_t, DT_t)$			
	<i>LXi</i>	0.062	1.312		<i>LXi</i>	0.053	1.0433
	<i>LNXi</i>	0.069	4.071		<i>LNXi</i>	0.633	3.452
	<i>LI</i>	0.339	5.016		<i>LI</i>	0.383	5.278
R ² =0.98	Konstante	1.208	0.711	R ² =0.97	Konstante	1.419	0.777
DW	0.691			DW	0.727		
ADF	3.202			ADF	3.271		

Anmerkung: Der Strukturbruch im Jahre 1974 (als Nachwirkung des Militärputschs) wird modelliert, indem einheitlich eine Änderung in der Konstanten und eine permanente Änderung im Driftparameter zugelassen wird. Dementsprechend gilt für die Dummy-Variablen: $DU_t = 1$ ab 1974 und Null davor, $DT_t = t$ ab 1974 und Null davor. Der ADF-Test auf Stationarität der Residuen wurde einheitlich mit einer Verzögerung der endogenen Variablen durchgeführt. Der kritische ADF-Wert bei einem Regressor (bzw. bei drei Regressoren) ist bei GREGORY/HANSEN (1996) auf dem 5%-Niveau nachgewiesen als -4.99 (bzw. -5.57). Die Verteilung der Statistik hängt von der Anzahl der auftretenden Regressoren ab. DW=Durbin-Waston-Teststatistik für den CRDW-Test. Der Ablehnungsbereich der Nullhypothese fehlender Kointegration für den CRDW-Test bei einem Regressor (bzw. drei Regressoren) und 50 Beobachtungen lautet bei BANERJEE/DOLADO/MESTRE (1994) 0,72 (bzw.1.05).

Die fehlende empirische Evidenz für die unterstellten langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen kann dabei durch mehrere Ursachen hervorgerufen werden. Eine mögliche Ursache ist, dass die Kurzfristedynamik nicht berücksichtigt wird, die zwischen den Variablen besteht. KREMERS/ERICSON/DOLADO (1992) zeigen in diesem Kontext, dass durch die Schätzung statischer Kointegrations-Regressionsgleichungen die Kurzfristedynamik derart restringiert wird, dass die ADF- und CRDW-Kointegrationstests einen Güteverlust aufweisen. Daher empfehlen sie, statt des residuenbasierten Kointegrationstests einen ECM-Kointegrationstest zu verwenden. Der ECM-Kointegrationstest basiert auf einer Fehlerkorrekturdarstellung (ECM), in der die Berücksichtigung der Kurzfristedynamik möglich ist. Die folgende Schätzung eines Fehlerkorrekturmodells auf Basis der statischen Kointegrationsgleichung entspricht dabei dem zweiten Schritt der Engle-Granger-Vorgehensweise.

3.5.2 Der zweite Schritt der Engle-Granger-Vorgehensweise: Schätzung eines residuenbasierten Fehlerkorrekturmodells

Der *zweite Schritt* beruht auf dem Repräsentationstheorem von GRANGER, wonach Kointegration eine Fehlerkorrekturdarstellung impliziert und vice versa (HARVEY 1995: S.312). Die Schätzgleichungen nach dem residuenbasierten Fehlerkorrekturmodell lauten:

$$1.2a) \quad \Delta LY_t = \delta_0 - \delta_1 z_{1t-1} + (\delta_2 \Delta LX_t) + \varepsilon_{t1}$$

$$1.2b) \quad \Delta LNY_t = \sigma_0 - \sigma_1 z_{2t-1} + (\sigma_2 \Delta LX_t) + \varepsilon_{t2}$$

$$3.2a) \quad \Delta LY_t = \omega_0 - \omega_1 z_{3t-1} + (\omega_2 \Delta LX_{it} + \omega_3 \Delta LNX_{it} + \omega_4 \Delta LI_t) + \varepsilon_{t3}$$

$$3.2b) \quad \Delta LNY_t = \xi_0 - \xi_1 z_{4t-1} + (\xi_2 \Delta LX_{it} + \xi_3 \Delta LNX_{it} + \xi_4 \Delta LI_t) + \varepsilon_{t4}$$

mit den verzögerten Residuen z_{it-1} der statischen Langfristregressionen

$$LY_{t-1} - a_0 - a_1 LX_{t-1} = z_{1t-1}$$

$$LNY_{t-1} - b_0 - b_1 LX_{t-1} = z_{2t-1}$$

$$LY_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 LX_{it-1} - \alpha_2 LNX_{it-1} - \alpha_3 LI_{t-1} = z_{3t-1}$$

$$LNY_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 LX_{it-1} - \beta_2 LNX_{it-1} - \beta_3 LI_{t-1} = z_{4t-1} \quad .$$

Die Fehlerkorrekturmodelle 1.2a), 1.2b), 3.2a), 3.2b) setzen sich dabei zusammen aus der Kurzfrisdynamik in den Klammerausdrücken und den Fehlerkorrekturmechanismen $\delta_1 z_{1t-1}$, $\sigma_1 z_{2t-1}$, $\omega_1 z_{3t-1}$, $\zeta_1 z_{4t-1}$. Die Veränderung der abhängigen Variablen LY bzw. LNY zwischen den Perioden t und $t-1$ (ΔLY_t bzw. ΔLNY_t) hängt demnach *kurzfristig* von der verzögerten Veränderung von LX bzw. LX_i , LNX_i und LI ab, wobei die *Langfristbeziehung* in den Fehlerkorrekturmechanismen berücksichtigt wird. Die Fehlerkorrekturmechanismen bestehen aus den sogenannten Ladungskoeffizienten δ_1 , σ_1 , ω_1 , ζ_1 und den verzögerten Residuen der Langfristregression. Die verzögerten Residuen bzw. die Gleichgewichtsfehler der Langfristregression bezeichnen die Abweichung vom langfristigen Gleichgewicht in der Vorperiode. Weicht das BIP bzw. das Nicht-Export-BIP zu einem bestimmten Zeitpunkt von seinem langfristigen Gleichgewichtsniveau ab, so wird diese Abweichung innerhalb des folgenden Jahres durchschnittlich um δ_1 , σ_1 , ω_1 , ζ_1 abgebaut. Die negativen

Ladungskoeffizienten stellen folglich sicher, dass Abweichungen von den langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen in der darauf folgenden Periode in einem bestimmten Maße korrigiert werden. Das impliziert wiederum: sofern die Ladungskoeffizienten der Fehlerkorrekturterme negativ und statistisch von Null verschieden sind, besteht eine Kointegrationsbeziehung. Allerdings ist auch hier die Anwendung der gewöhnliche Verteilungstheorie für die Prüfung auf Signifikanz der negativen Ladungskoeffizienten nicht möglich, weil sich mögliche Verzerrungen über die verzögerten Residuen der statischen Kointegrations-Regressionsgleichung auf die Fehlerkorrekturdarstellung übertragen. HENDRY (1986) behauptet in diesem Zusammenhang, dass der t-Wert des negativen Ladungskoeffizienten dem Betrage nach größer als drei sein sollte. KREMERS/ERICSON/DOLADO (1992) verwenden die kritischen Werte, die nach MCKINNON (1991) in Abhängigkeit von der Anzahl der Beobachtungen und der Anzahl der Regressoren zu berechnen sind. Die Ergebnisse des Kointegrationstests auf Basis der kritischen Werte von MCKINNON sind der Tabelle 7 zu entnehmen.

Tabelle 7: Zweistufiges Fehlerkorrekturmodell

Regressand	Regressor	Koeffizient	t-Statistik	Regressand	Regressor	Koeffizient	t-Statistik
ΔLY	ΔLX	0.252**	3.371	ΔLNY	ΔLX	0.149 ⁺	1.714
DW=1.23	EC	-0.522**	-6.532	DW=1.29	EC	-0,537**	-6.388
$R^2 = 0.55$	Konstante	0.020*	2.572	$R^2 = 0.51$	Konstante	0.020*	2.141
ΔLY	ΔLX_i	-0.048*	-2.275	ΔLNY	ΔLX_i	-0.067**	-2.982
	ΔLNX_i	0.218**	2.987		ΔLNX_i	0.111	1.416
	ΔLI	0.247**	6.727		ΔLI	0.306**	7.807
DW=1.67	EC	-0.443*	-4.943	DW=1.87	EC	-0.469*	-5.280
$R^2 = 0.72$	Konstante	0.018**	2.899	$R^2 = 0.75$	Konstante	0.016*	2.427

Anmerkung: ** (*) (⁺) Signifikant bei einem Niveau von 1% (5%) (10%). DW=Durbin-Watson-Statistik. EC bezeichnet die um eine Periode verzögerten Residuen (z_{1t-1} , z_{2t-1} , z_{3t-1} , z_{4t-1}) der Kointegrations-Regressionsgleichung. Für den ECM-Kointegrationstest ist die t-Statistik der verzögerten Residuen relevant. Die Kritischen Werte für den Kointegrationstest sind nach der von MCKINNON (1991) angegebenen Formel berechnet worden: mit -4,118 auf dem 1%-Niveau bei einem stochastischen Regressor und -4,064 auf dem 5%-Niveau bei drei stochastischen Regressoren in der statischen Kointegrations-Regressionsgleichung.

Danach kann die Hypothese fehlender Kointegration mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von mindestens 5% in allen Spezifikationen abgelehnt werden: Alle Ladungskoeffizienten haben ein negatives Vorzeichen und die t-Werte für z_{3t-1} und z_{4t-1} (z_{1t-1} und z_{2t-1}) übersteigen dem Betrage nach den kritischen Wert von -4,064 (-4,118) für das Signifikanzniveau von 5% (1%). Folglich existieren

gemäß den Kointegrations-Regressionsgleichungen langfristige Gleichgewichtsbeziehungen zwischen den Variablen der Zusammenhänge (vgl. Tabelle 6):

$$1 a) \quad LY = 1,849 + 1,047LX$$

$$1 b) \quad LNY = 2,044 + 1,025LX$$

$$2 a) \quad LY = 1,208 + 0,062LXi + 0,069LNXi + 0,339LI$$

$$2 b) \quad LNY = 1,491 + 0,053LXi + 0,633LNXi + 0,383LI$$

3.5.3 Probleme des Engle-Granger-Ansatzes

Gleichwohl dürfen die Koeffizienten der statischen Kointegrations-Regressionsgleichungen nicht als Langfristelastizitäten interpretiert werden. Denn einmal ist zu erwarten, dass die statischen Regressionen der langfristigen Zusammenhänge insbesondere bei kleinen Stichproben verzerrte Ergebnisse liefern, wobei die Verzerrungen mit steigendem Stichprobenumfang nur langsam zurückgehen (BANERJEE/DOLADO/HENDRY/SMITH 1986). Dieses Problem ließe sich zwar nach dem Engle-Yoo-Verfahren (1991) beheben⁸. Allerdings fordert das Engle-Yoo-Verfahren die gleichen starken Annahmen für den datengenerierenden Prozess wie der ENGLE/GRANGER-Ansatz. So wird beispielsweise als gegeben unterstellt, dass die Residuen der Zeitreihen über die Zeit hinweg unkorreliert sind. Für Zeitreihen ist diese Annahme häufig als unrealistisch zurückzuweisen. Außerdem ist bei bestehender Autokorrelation in den Residuen die Kleinst-Quadrat-Schätzung der Kointegrations-Regression nicht mehr effizient und die üblichen Teststatistiken verlieren ihre gewohnte asymptotische Verteilung. Ferner wird als gegeben unterstellt, dass beispielsweise während der Reaktion von LY auf eine Änderung von LXi , alle anderen Variablen unverändert bleiben. Diese Exogenitätsannahme für die Erklärungsvariablen ist wenig plausibel, zumal bei Nicht-Exogenität die statischen Regressionen der langfristigen Zusammenhänge

⁸ Dem zweistufigen Engle-Granger-Verfahren wird ein dritter Schritt hinzugefügt. Im dritten Schritt könnte die aus der endlichen Stichprobe resultierende Verzerrung behoben werden, indem zunächst die Residuen der Fehlerkorrekturgleichung auf die mit den jeweiligen Ladungskoeffizienten multiplizierten verzögerten Regressoren der statischen Langfristregression regressiert werden. Anschließend hätte die Addition der sich dabei ergebenden Regressionskoeffizienten mit den zugehörigen Regressionskoeffizienten der statischen Langfristregression zu erfolgen, um die Verzerrungen zu korrigieren.

zu verzerrten Ergebnissen führen. Und schließlich haben CAMPOS/ERICSSON/HENDRY (1996) gezeigt, dass bei Vorliegen von Strukturbrüchen die statischen Schätzverfahren der Langfristbeziehungen ihren dynamischen Spezifikationen unterlegen sind, mit denen sich außerdem die Schwierigkeiten bestehender Autokorrelationen in den Residuen reduzieren lassen. Im folgenden soll daher ein dynamischer Ansatz zur Schätzung der Langfristelastizitäten verwendet werden. Prinzipiell ist bei Vorliegen von Kointegration die effiziente Schätzung der Langfristelastizitäten auch ohne Fehlerkorrekturdarstellung möglich, indem in der statischen Regressionsgleichung Leads und Lags der ersten Differenzen der exogenen Variablen aufgenommen werden (SAIKKONEN 1991). Die statische Regressions-Kointegrationsgleichung wird so in eine dynamische Kointegrations-Regressionsgleichung transformiert, die selbst bei Endogenität der Erklärungsvariablen asymptotisch effiziente Schätzer liefert. Dennoch soll im folgenden wieder ein Fehlerkorrekturmodell geschätzt werden. Dies hat zwei Gründe:

Erstens ist im bereits geschätzten zweistufigen Fehlerkorrekturmodell 3. 2 *b*) der Regressor ΔLNX_t in Tabelle 7 nicht signifikant. Die Ursache für die fehlende Signifikanz liegt möglicherweise darin, dass sich die Verzerrungen der statischen Kointegrations-Regression auf das Fehlerkorrekturmodell derart übertragen, dass die Eigenschaften der kurzfristigen Parameter ungünstig beeinflusst werden (HARVEY 1994: S. 300). In der Tat liefert die niedrige Durbin-Waston-Statistik in Tabelle 7 einen Hinweis auf erhebliche Verzerrungen in den residuenbasierten Fehlerkorrekturmodellen. Folglich sollte eine Parametrisierung des Fehlerkorrekturmodells gewählt werden, mit der sowohl eine effiziente Schätzung der Kurzfristelastizitäten als auch der Langfristelastizitäten möglich ist. Zweitens liegt der Vorteil der Fehlerkorrekturdarstellung darin, dass über die Schätzung der lang- und kurzfristigen Elastizitäten hinaus, ein weiterer Test für das Vorliegen von Kointegration möglich ist.

3.6 Schätzung der Langfristelastizitäten gemeinsam mit der Kurzfristedynamik

STOCK (1987) entwickelt ein Fehlerkorrekturmodell, mit dem die langfristig geltenden Relationen gemeinsam mit der Kurzfristedynamik geschätzt werden können. Es handelt sich folglich um ein einstufiges Schätzverfahren. Die Schätzung der Kointegrationsparameter erfolgt mit Hilfe der linearen Kleinst-Quadrate-Methode. Sie ist wie beim Engle-Granger-Ansatz superkonsistent. Die Fehlerkorrekturmodelle der zugrundeliegenden Funktionen haben nach dem Stock-Verfahren vereinfacht zunächst die nicht-lineare Form:

$$1.3 a) \quad \Delta LY_t = \delta_0 - \delta_1(LY_{t-1} - a_1 LX_{t-1}) + \delta_2 \Delta LX_t + \delta_3 \Delta LY_{t-1} + \varepsilon_{t1}$$

$$1.3 b) \quad \Delta LNY_t = \sigma_0 - \sigma_1(LNY_{t-1} - b_1 LNX_{t-1}) + \sigma_2 \Delta LX_t + \sigma_3 \Delta LNY_{t-1} + \varepsilon_{t2}$$

$$3.3 a) \quad \Delta LY_t = \omega_0 - \omega_1(LY_{t-1} - \alpha_1 LX_{i,t-1} - \alpha_2 LNX_{i,t-1} - \alpha_3 LI_{t-1}) \\ + \omega_2 \Delta LX_{i,t} + \omega_3 \Delta LNX_{i,t} + \omega_4 \Delta LI_t + \omega_5 \Delta LY_{t-1} + \varepsilon_{t3}$$

$$3.3 b) \quad \Delta LNY_t = \xi_0 - \xi_1(LNY_{t-1} - \beta_1 LX_{i,t-1} - \beta_2 LNX_{i,t-1} - \beta_3 LI_{t-1}) \\ + \xi_2 \Delta LX_{i,t} + \xi_3 \Delta LNX_{i,t} + \xi_4 \Delta LI_t + \xi_5 \Delta LNY_{t-1} + \varepsilon_{t4}$$

wobei $a_1, b_1, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \beta_1, \beta_2, \beta_3$ die langfristigen Elastizitäten und $\delta_1, \delta_2, \delta_3, \sigma_1, \sigma_2, \sigma_3, \omega_1, \omega_2, \omega_3, \omega_4, \omega_5, \xi_1, \xi_2, \xi_3, \xi_4, \xi_5$ die Kurzfristparameter der unterstellten Gleichgewichtsbeziehungen symbolisieren. Ihre Schätzung erfolgt nun gemäß der Bewley-Transformation nach folgender linearer Parametrisierung:

$$1.4 a) \quad \Delta LY_t = \delta_0 - \delta_1 LY_{t-1} + \Phi_1 LX_{t-1} + \delta_2 \Delta LX_t + \delta_3 \Delta LY_{t-1} + \varepsilon_{t1}$$

$$1.4 b) \quad \Delta LNY_t = \sigma_0 - \sigma_1 LNY_{t-1} + \Phi_2 LNX_{t-1} + \sigma_2 \Delta LX_t + \sigma_3 \Delta LNY_{t-1} + \varepsilon_{t2}$$

$$3.4 a) \quad \Delta LY_t = \omega_0 - \omega_1 LY_{t-1} + \Phi_3 LX_{i,t-1} + \Phi_4 LNX_{i,t-1} + \Phi_5 LI_{t-1} \\ + \omega_2 \Delta LX_{i,t} + \omega_3 \Delta LNX_{i,t} + \omega_4 \Delta LI_t + \omega_5 \Delta LY_{t-1} + \varepsilon_{t3}$$

$$3.4 b) \quad \Delta LNY_t = \xi_0 - \xi_1 LNY_{t-1} + \Phi_6 LX_{i,t-1} + \Phi_7 LNX_{i,t-1} + \Phi_8 LI_{t-1} \\ + \xi_2 \Delta LX_{i,t} + \xi_3 \Delta LNX_{i,t} + \xi_4 \Delta LI_t + \xi_5 \Delta LNY_{t-1} + \varepsilon_{t4}$$

mit

$$\delta_1 a_1 = \Phi_1, \quad \sigma_1 b_2 = \Phi_2, \quad \omega_1 \alpha_1 = \Phi_3, \quad \omega_1 \alpha_2 = \Phi_4, \\ \omega_1 \alpha_3 = \Phi_5, \quad \xi_1 \beta_1 = \Phi_6, \quad \xi_1 \beta_2 = \Phi_7, \quad \xi_1 \beta_3 = \Phi_8$$

In die Schätzgleichungen 1. 4a), 1. 4b), 3. 4a), 3. 4b) wird einheitlich ein Stufendummy (DU_t) eingefügt, um die Effekte des Militärputsches im Jahre 1974 zu

modellieren. Desweiteren werden die verzögerten Differenzen der exogenen (und endogenen) Variablen berücksichtigt, um die Probleme möglicher Autokorrelationen in den Residuen zu reduzieren. Die Anzahl der verzögerten Differenzen wird in der Ausgangsgleichung unter Berücksichtigung der Informationskriterien von Akaike und Schwarz auf für die Regressionen 1. 4. a), 1. 4 b), 3. 4 b) auf zwei und für die Regression 3. 4 a) auf drei begrenzt. Ausgehend von dieser Spezifizierung werden nach dem „General-to specific“-Ansatz (HENDRY 1995) schrittweise die Variablen mit den kleinsten t-Werten eliminiert, bis alle verbleibenden Variablen mindestens auf dem 10%-Niveau signifikant von Null verschieden sind. Kointegration liegt dann vor, wenn in den resultierenden Fehlerkorrekturmodellen der Koeffizient von LY_{t-1} und $LN Y_{t-1}$ negativ und signifikant von Null verschieden ist. Die kritischen Werte zur Überprüfung der Signifikanz der um eine Periode verzögerten endogenen Niveauvariablen werden von BANERJEE/DOLADO/MESTRE (1998: S. 276) auf Basis der Bewley-Transformation durch Simulation gewonnen. Abbildung 10 zeigt die resultierenden Fehlerkorrekturmodelle nach dieser Vorgehensweise (t-Werte in Klammern).

Ein Blick auf die negativen Koeffizienten der um eine Periode verzögerten endogenen Niveauvariablen LY_{t-1} und $LN Y_{t-1}$ zeigt, dass die Variablen kointegriert sind. Die in der Abbildung 3 ausgewiesenen t-Werte übersteigen dem Betrage nach die kritischen Werte für ein Signifikanzniveau von 5%. Für die Modelle 1. 4a) und 1. 4b) gilt, dass die Hypothese fehlender Kointegration sogar auf einem Signifikanzniveau von 1% abgelehnt werden kann. Damit werden Ergebnisse des ECM-Kointegrationstestes nach der Engle-Granger-Vorgehensweise bestätigt. Für Modell 3. 4a) zeigt sich nach der „General-to-Specific“-Methode allerdings, dass die Variable $LN X_{i,t-1}$ bzw. $\Delta LN X_{i,t}$ aus der Regressionsgleichung 3. 4a) entfernt werden muss, weil sie sich als nicht signifikant erwiesen hat.

Abbildung 10: Einstufige Fehlerkorrekturmodelle

$$1.4a) \quad \Delta LY_t = 2,046^{**} - 0,292^{**} LY_{t-1} + 0,197^{**} LX_{t-1} + 0,342^{**} \Delta LX_t \\ (3,646) \quad (-4,533) \quad (5,102) \quad (3,431) \\ - 0,134^{**} DU_t \\ (-4,361)$$

$$R^2 = 0,49; SER = 0,042; DW = 1,836$$

$$1.4b) \quad \Delta LNY_t = 2,498^{**} - 0,293^{**} LNY_{t-1} + 0,164^{**} LX_{t-1} + 0,231^+ \Delta LX \\ (3,487) \quad (-4,134) \quad (4,563) \quad (1,927) \\ - 0,134^{**} DU_t \\ (-3,731)$$

$$R^2 = 0,40; SER = 0,051; BG = 0,844$$

$$3.4a) \quad \Delta LY_t = 1,751^{**} - 0,246^* LY_{t-1} + 0,067^{**} LX_{i,t-1} + 0,105^* LI_{t-1} \\ (3,510) \quad (-3,611) \quad (4,382) \quad (2,188) \\ + 0,055^* \Delta LX_{i,t} + 0,323^{**} \Delta LI_t - 0,248^* \Delta LY_{t-1} + 0,059^{**} \Delta LI_{t-2} \\ (2,079) \quad (9,099) \quad (-2,464) \quad (3,109) \\ + 0,039^* \Delta LI_{t-3} - 0,128^{**} DU_t \\ (2,162) \quad (-5,056)$$

$$R^2 = 0,87; SER = 0,023; BG = 0,898$$

$$3.4b) \quad \Delta LNY_t = 3,851^{**} - 0,347^{**} LNY_{t-1} + 0,168^{**} LX_{i,t-1} - 0,264^{**} LNX_{i,t-1} \\ (6,072) \quad (-5,272) \quad (5,591) \quad (-3,826) \\ + 0,241^{**} LI_{t-1} + 0,071^* \Delta LX_{i,t} - 0,154^+ \Delta LNX_{i,t} + 0,421^{**} \Delta LI_t \\ (3,941) \quad (2,294) \quad (-1,729) \quad (9,171) \\ - 0,317^{**} \Delta LNY_{t-1} - 0,0834^{**} \Delta LX_{i,t-1} - 0,164^{**} DU_t \\ (-3,322) \quad (-3,042) \quad (-5,584)$$

$$R^2 = 0,86; SER = 0,027; BG = 0,857$$

Anmerkung: ** (*) (†) Signifikant bei einem Niveau von 1% (5%) (10%) Für den Test auf Kointegration ist der t-Wert der verzögerten endogenen Niveau-Variablen relevant Bei einem stochastischen Regressor und 50 Beobachtungen weisen BANERJEE/DOLADO/MESTRE (1998: S. 76) auf dem 0.01-Niveau einen Wert von -3,94 nach. Bei (zwei) drei stochastischen Regressoren und 50 Beobachtungen weisen BANERJEE/DOLADO/MESTRE auf dem 0.05-Niveau einen Wert von (-3,57) -3.82 nach. In die Regressionen wurde der Stufendummy einbezogen, mit $DU_t = 1$ ab 1974 und Null davor. SER=Standardfehler der Regression. BG=Breusch-Godfrey-Test: Irrtumswahrscheinlichkeit bei Bestätigung der Hypothese „Autokorrelationen in den Residuen“

Da die verbleibenden Variablen der Abbildung 3 jedoch kointegriert und signifikant sind, können im folgenden die langfristigen Elastizitäten berechnet werden. D. h. die Koeffizienten der um eine Periode verzögerten exogenen Niveauvariablen werden durch die Koeffizienten der um eine Periode verzögerten endogenen Niveauvariablen dividiert. Als Ergebnis erhält man die langfristigen Elastizitäten der unterstellten Gleichgewichtsbeziehungen gemäß den Funktionen 1 a) 1 b), 3 a), 3 b) mit

$$a_1 = \Phi_1 / \delta_1, \quad b_2 = \Phi_2 / \sigma_1, \quad \alpha_1 = \Phi_3 / \omega_1, \quad (\alpha_2 = \Phi_4 / \omega_1), \\ \alpha_3 = \Phi_5 / \omega_1, \quad \beta_1 = \Phi_6 / \xi_1, \quad \beta_2 = \Phi_7 / \xi_1, \quad \beta_3 = \Phi_8 / \xi_1$$

und damit die langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen gemäß folgender Zusammenhänge sind (t-Werte in Klammern):

$$1a) \quad LY = 0,67LX \\ (5,102)$$

$$1b) \quad LNY_t = 0,56LX \\ (4,563)$$

$$3a) \quad LY_t = 0,27LXi + \alpha_2 LNXi + 0,43LI \\ (4,382) \quad (2,188)$$

$$3b) \quad LNY_t = 0,48LXi - 0,76LNXi_t + 0,69LI \quad , \\ (5,591) \quad (-3,826) \quad (3,941)$$

wobei die Variable $LNXi$ wird in der Funktion 3 a) belassen wird, ohne den Koeffizienten zu bestimmen, weil sie sich im einstufigen Fehlerkorrekturmodell als nicht signifikant erwiesen hat. Die nach dem Stock-Verfahren geschätzten langfristigen Zusammenhänge lassen sich dabei wie folgt interpretieren:

3.7 Interpretation der Ergebnisse

Es zeigt sich eine empirische Bestätigung der These des exportinduzierten Wachstums: Gemäß 1a) und 1b) bewirkt eine Erhöhung der Ausfuhr um 1% eine gleichgerichtete Erhöhung des BIPs bzw. des Outputs des Nicht-Exportsektors um 0,67% bzw. um 0,56%. Wie nicht anders zu erwarten ist der Effekt der

Exportexpansion auf den aggregierten Output stärker, als der Effekt der Exportexpansion auf den Nicht-Export-Output. Die plausible Erklärung für dieses Ergebnis ist die Tatsache, dass Exporte definitionsgemäß einen Bestandteil des volkswirtschaftlichen Einkommens bilden: Nach der Verwendungsgleichung des Bruttoinlandsproduktes muss sich der aggregierte Output zwangsläufig erhöhen, wenn die Exporte größer werden. Dieser *direkte* Effekt der Exportexpansion auf den aggregierten Output ist für das Nicht-Export-BIP nicht relevant. Gleichwohl ist auch hier der Koeffizient positiv und signifikant von Null verschieden. Folglich kann die These des exportinduzierten Wachstums, wonach Exporte *indirekt* über technologische Externalitäten den Output beeinflussen, empirisch bestätigt werden. Allerdings ist die Interpretation der Koeffizienten bei einem niedrigen R^2 von 0,42 für die Regression 1. 4a) und einem R^2 von 0,40 für die Regression 1. 4b) als Langfristelastizitäten nicht ohne weiters zulässig, solange produktionstheoretische Zusammenhänge ignoriert werden, oder relevante Kontrollvariablen fehlen. D. h. das Ergebnis sollte nicht quantitativ bewertet werden, weil insbesondere bei niedrigem R^2 die Gefahr großer Verzerrungen der Langfristelastizitäten gegeben ist. Das Resultat muss daher qualitativ im Sinne einer empirischen Evidenz für eine einfache Granger-kausale Beziehung zwischen Export- und Wirtschaftswachstum verstanden werden, nach der ein Exportwachstum eine Erhöhung des Outputs induziert⁹. Allerdings scheint es für den Zusammenhang zwischen Export- und Wirtschaftswachstum nicht unerheblich, „welche“ Exporte ausgeführt werden. Im Gegensatz zur statischen Kointegrations-Regression signalisieren die nach dem Stockverfahren geschätzten Langfristbeziehungen, dass die positiven Wirkungen der Exporte auf das BIP im wesentlichen vom Industriegüterexport auszugehen scheinen:

Gemäß 3. 4a) bzw. 3. 4b) bewirkt eine Erhöhung der Industriegüterexporte um 1% eine trendmäßige Erhöhung der Bruttoinlandsproduktes um 0,27%; die Erhöhung der Investitionen um 1% erhöht ebenfalls den aggregierten Output um 0,43%. (D.h. offensichtlich trifft die produktionstheoretische Annahme zu, wonach Industrie-

⁹ Kointegration impliziert allerdings *mindestens* eine Granger -kausale Beziehung. Somit führt die empirische Bestätigung der Hypothese der exportinduzierten Wachstums nicht automatisch zu der Ablehnung der Hypothese, wonach eine Erhöhung des Outputs eine Erhöhung der Exporte induziert. Bei der exakten Bestimmung der Wirkungsrichtung in Anhang C zeigt sich jedoch, dass die These der wachstumsinduzierten Exporterhöhung nicht aufrechterhalten kann. Eine bidirektionale Kausalität ist folglich auszuschließen.

güterexporte als Produktivitätszuwächse in Verbindung mit den Investitionen modelliert werden können). Allerdings hat der Nicht-Industriegüterexport keinen signifikanten Einfluss auf das BIP. Dies spricht für die These, dass sich eine vertikale Exportdiversifizierung positiv auf das wirtschaftliche Wachstum auswirkt. Die Expansion des Nicht-Industriegüter-Exports um 1% vermindert gemäß 3. 4b) bzw. 3b) im langfristigen Gleichgewicht sogar den Output des Nicht-Export-Sektors um 0,76%. Da die Nicht-Industriegüterexporte stark vom Export mineralischer Rohstoffe beherrscht werden, ist dieses Ergebnis durchaus konsistent mit den Ergebnissen von GARCÍA/MELLER/REPETO (1996), wonach vom Bergbauexport keine produktivitätsfördernde Wirkung zu erwarten ist. Interessant ist, dass auch bei GARCÍA/MELLER/REPETO (1996) der Koeffizient negativ ist (wenn auch nicht signifikant). Möglicherweise sind diese Ergebnisse ein Hinweis auf negative Externalitäten der *Bergbauexporte*, weil aus dem negativen Koeffizienten der Nicht-Industriegüterexporte gemäß 3. 4b) nicht pauschalisierend auf eine wachstumshemmende Wirkung aller Nicht-Industriegüterexporte geschlossen werden sollte. Die Evidenz für positive Externalitäten der Industriegüterexporte ist jedoch recht eindeutig. Die Erhöhung der Industriegüterausfuhr um 1% erhöht den Output des Nicht-Exportsektors um 0,48% (und die Erhöhung der Investitionen um 1% sorgt ebenfalls für ein gleichgerichtetes Wachstum des Nicht-Export-BIP um 0,69%). Möglicherweise wirkt dabei der *positive direkte* Effekt der Exportexpansion auf den aggregierten Output, der sich über die Verwendungsgleichung des Bruttoinlandsprodukts quasi automatisch ergibt, dem *negativen* Effekt der Ausweitung der Nicht-Industriegüterausfuhr auf das Nicht-Export-BIP derart entgegen, dass sich beide Effekte neutralisieren. Dies erklärt möglicherweise, warum die Wirkung der Veränderung der Nicht-Industriegüterausfuhr auf den aggregierten Output nicht signifikant ist. In jedem Fall ist eine vertikale Diversifizierung der Exportstruktur von Vorteil: indem die Industriegüterausfuhr auch zu Lasten der Nicht-Industriegüterexporte erhöht wird, steigt der aggregierte Output. Die These der Entwicklungsbeschleunigung mittels vertikaler Exportdiversifizierung wird somit bestätigt. Dies kommt ebenfalls in der Kurzfrisdynamik von Gleichung 3. 4a) und 3. 4b) in Abbildung 10 zum Ausdruck. Ein Blick auf ΔLX_i zeigt, dass die Erhöhung der Industriegüterausfuhr sofort auf das BIP und auf das Nicht-Export-BIP wirkt. Die Erhöhung der Nicht-Industriegüterausfuhr hingegen hat auch kurzfristig entweder eine negative Wirkung auf den Nicht-Exportsektor oder keinen Einfluss auf den

aggregierten Output. All dies impliziert, dass eine Reallokation der Ressourcen vom Nicht-Industriegüterexportsektor zum Industriegüterexportsektor und damit die vertikale Exportdiversifizierung einen Wachstumseffekt induziert, obwohl der Industriegüterexport Chiles stark von ressourcenbasierten Industrien dominiert wird.

Allerdings bleibt im Zusammenhang mit der empirischen Evidenz für die „Diversification-led-Development-Hypothese“ eine entscheidende Frage unbeantwortet, nämlich: sollte die vertikale Diversifizierung weiter auf Basis natürlicher Ressourcen gemäß dem komparativen Vorteil erfolgen? Oder sollte zunehmend der Export von nicht-ressourcenbasierten Industriegütern angestrebt werden? Zur Beantwortung dieser Frage sind die Wachstumswirkungen des ressourcenbasierten Industriegüterexports im Vergleich zu den Wachstumswirkungen des nicht-ressourcenbasierten Industriegüterexports zu untersuchen.

4 Emprische Untersuchung der Wachstumswirkungen ressourcenbasierter und nicht-ressourcenbasierter Industriegüterexporte

Es bietet es sich daher an, die vorliegende empirische Untersuchung zu erweitern, indem im folgenden die aggregierten Industriegüterexporte X_i der Modelle 3. a) und 3. b) ersetzt werden durch die Summe aus nicht-ressourcenbasierten Industriegüterexporten ($Nres$) und ressourcenbasierten Industriegüterexporten (res).

4.1 Die Grundmodelle

Man erhält dementsprechend aus

$$3a) \quad LY_t = \alpha_1 LX_{it} + \alpha_2 LNX_{it} + \alpha_3 LI_t$$

$$3b) \quad LNY_t = \beta_1 LX_{it} + \beta_2 LNX_{it} + \beta_3 LI_t,$$

mit $LX_{it} = LNres_t + Lres_t$ die Funktionen

$$4a) \quad LY_t = \alpha_0 LNres_t + \alpha_1 Lres_t + \alpha_2 LNX_{it} + \alpha_3 LI_t$$

$$4b) \quad LNY_t = \beta_0 LNres_t + \beta_1 Lres_t + \beta_2 LNX_{it} + \beta_3 LI_t.$$

In der nun folgenden Kointegrationsanalyse der unterstellten Gleichgewichtsbeziehungen gemäß 4a) und 4b) werden die ressourcenbasierten Industriegüterexporte durch ein Aggregat aus dem Export von Nahrungsmitteln, Textilien, Holzfabrikaten, Papier und mineralische Fabrikaten in realen Größen erfasst. Die nicht-ressourcenbasierten Industriegüterexporte werden in realen Größen repräsentiert durch das Aggregat aus dem Export von Maschinen, Ausrüstungsgütern, elektronischen und elektrotechnischen Geräten, Kontrollinstrumenten und Metallfabrikaten mit höherem Verarbeitungsgrad¹⁰.

Die Schätzung der langfristigen Elastizitäten gemäß den zugrundeliegenden Funktionen 4 a) und 4 b) dient der Beantwortung der Frage, ob die Wachstumswirkungen vom ressourcenbasierten Industriegüterexport größer sind als die Wachstumswirkungen des Exports nicht-ressourcenbasierter Industriegüter. Die Schätzung der langfristigen Elastizitäten erfolgt mit Hilfe des einstufigen Stock-Verfahrens, da der Engle-Granger-Ansatz zu den bereits genannten Problemen führen kann und. Vorher gilt es allerdings die Integrationsordnung der Reihen $Lres_t$ und $LNres_t$ zu bestimmen, denn die notwendige Bedingung für das Vorliegen von Kointegrationsbeziehungen und damit für die Anwendung des Stock-Ansatzes ist, dass alle Variablen vom gleichen Grade integriert sind.

4.2 Einheitswurzeltests

Zur Bestimmung der Integrationsordnung wird wieder die Methode von PERRON (1989) gewählt, mit der sich ein Strukturbruch durch die Konstruktion verschiedener Dummy-Variablen in der ADF-Testregression auf dreifache Weise modellieren lässt: Gemäß Modell A wird der Strukturbruch durch eine Verschiebung in der Konstanten thematisiert, gemäß Modell B durch die Änderung im Driftparameter und gemäß Modell C durch eine Kombination der Strukturen A und B. Der Zeitpunkt des Strukturbruchs wird einheitlich auf das Jahr 1974 festgelegt, da sich der Bruch im Jahr 1974 in der gewöhnlichen ADF-Testregression in Form großer Residuen bemerkbar macht. Die Resultate des Einheitswurzeltests unter Berücksichtigung der Dummy-Variablen gemäß den Modellen A, B und C sind der Tabelle 8 zu entnehmen.

Tabelle 8: Perron-Einheitswurzeltest

Variable	Modell A		Modell B		Modell C		Ergebnis
	Teststatistik	krit. Wert *	Teststatistik	krit. Wert*	Teststatistik	krit. Wert *	
<i>LNres</i>	-2.502	-3.76	-2.355	-3.87	-2.326	-4.17	I(1)
<i>Lres</i>	-4.146	-4.39**	-2.520	-3.87	-1.770	-4.17	I(1)
1. Differenzen							
$\Delta LNres$	-4.528	-3.528	-4.291	-3.528	-4.184	-3.528	I(0)
$\Delta Lres$	-6.476	-3.528	-5.370	-3.528	-5.395	-3.528	I(0)

Anmerkung: * 5%-Signifikanzniveau. **1%-Niveau. Die kritischen Werte für die Niveaugrößen stammen aus PERRON (1989: S.1376, 1377) mit $\lambda=0,3$. Die kritischen Werte für die ersten Differenzen sind bei MACKINNON (1991) nachgewiesen. Dabei wird unterstellt, dass sich die Verteilung der ADF-Statistik für die ersten Differenzen nicht ändert.

Danach lässt die Teststatistik vermuten, dass die Variablen integriert vom Grade $d=1$ sind, denn die Hypothese der Nichtstationarität kann bei einem Signifikanzniveau vom 5% (bzw. 1%) für die Niveaus der Reihen nicht abgelehnt werden, während sie für die ersten Differenzen bei einem Signifikanzniveau von 5% abgelehnt werden kann. Demnach können alle vorliegenden Zeitreihen durch $I(1)$ -Prozesse modelliert werden. Die Vorbedingung für das Vorliegen von Kointegrationsbeziehungen ist demnach erfüllt und die Schätzung an Hand des Fehlerkorrekturmodells nach dem Stock-Verfahren kann erfolgen. Auf einen zusätzlichen Kointegrationstest soll verzichtet werden, da sich eine Kointegrationsbeziehung im Stock-Verfahren in

¹⁰ Die Beschreibung dieser Daten einschließlich Quelle und Berechnung befindet sich in Anhang A.

Form des signifikant negativen Ladungskoeffizienten offenbart. Daher reicht der Test auf Kointegration innerhalb des Stock-Verfahrens aus, insbesondere weil in der vorangegangenen Untersuchung bereits hinreichend auf Kointegration getestet wurde und sich das Grundmodell nicht wesentlich verändert hat. Es ist lediglich verfeinert worden, so dass im folgenden die Langfristelastizitäten gemeinsam mit der Kurzfristedynamik geschätzt werden.

4.3 Schätzung der Langfristelastizitäten gemeinsam mit der Kurzfristedynamik

Auch hier werden wieder sparsam parametrisierte Einzelgleichungen durch die general-to-specific-Methode geschätzt, indem durch schrittweises Entfernen von Regressoren mit geringem Erklärungsgehalt das vollspezifizierte Modell in ein sparsam parametrisiertes Modell transformiert wird. Die Laglänge wird in der Ausgangsschätzung unter Berücksichtigung der Informationskriterien von Akaike und Schwarz auf zwei festgelegt. In die Schätzgleichungen wird einheitlich ein Stufendummy eingefügt, mit $DU_t = 1$ ab 1974 und Null davor, um die Effekte des Militärputsches zu berücksichtigen. Nach schrittweisem Entfernen aller insignifikanten Koeffizienten resultieren folgende Zusammenhänge gemäß den unterstellten Gleichgewichtsbeziehungen in der nicht-linearen Fehlerkorrekturform in Abbildung 11 (t-Werte in Klammern)¹¹. Die Gleichungen in Abbildung 11 lassen sich wie folgt interpretieren

4.4 Interpretation der Ergebnisse

Zunächst kann festgestellt werden, dass die Variablen kointegriert sind, denn die negativen Ladungskoeffizienten -0,338 bzw. -0,407 sind signifikant von Null verschieden; die t-Werte -4,612 bzw. -6,312 übersteigen dem Betrage nach die Kritischen Werte -4,29 bzw. -4,45 von BANERJEE/DOLADO/MESTRE (1998: S.

¹¹ Auch hier erfolgte die Schätzung zunächst linear nach der Bewley-Transformation. Anschließend wurden die Koeffizienten der um eine Periode verzögerten exogenen Niveauvariablen durch die Koeffizienten der um eine Periode verzögerten endogenen Niveauvariablen dividiert. Das Resultat ist die nicht-lineare Fehlerkorrekturdarstellung, wie sie bereits vorgestellt wurde.

276) für ein Signifikanzniveau von 1%. Folglich existieren langfristige Gleichgewichtsbeziehungen.

Abbildung 11: Fehlerkorrekturmodelle der Zusammenhänge 4a) und 4b)

$$\begin{aligned}
 4.1 \ a) \quad \Delta LY_t &= 2,731^{**} - 0,338^{**} [LY_{t-1} - 0,071^{**} LNres_{t-1} - 0,165^{**} Lres_{t-1} \\
 &\quad (4,617) \quad (-4,612) \quad (2,768) \quad (3,820) \\
 &\quad - 0,401^{**} LI_{t-1}] - 0,0175^* \Delta LY_{t-1} - 0,041^* \Delta Lres_{t-1} + 0,041^* \Delta Lres_{t-2} \\
 &\quad (3,002) \quad (-2,110) \quad (-2,523) \quad (2,085) \\
 &\quad + 0,049^+ \Delta Lres_t + 0,337^{**} \Delta LI_t - 0,126^{**} DU_t \\
 &\quad (1,970) \quad (9,952) \quad (-5,681)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,89; SER = 0,021; BG = 0,960$$

$$\begin{aligned}
 4.1 \ b) \quad \Delta LNY &= 4,333^{**} - 0,407^{**} [LNY_{t-1} - 0,069^{**} LNres_{t-1} - 0,275^{**} Lres_{t-1} \\
 &\quad (7,200) \quad (-6,312) \quad (3,013) \quad (3,362) \\
 &\quad - 0,600^{**} LI_{t-1} + 0,491^{**} LNXi_{t-1}] - 0,270^{**} \Delta LNY_{t-1} \\
 &\quad (4,453) \quad (-2,971) \quad (-3,058) \\
 &\quad - 0,083^{**} \Delta Lres_{t-1} + 0,049^+ \Delta Lres_t - 0,176^* \Delta LNXit + 0,435^{**} \Delta LI_t \\
 &\quad (-3,393) \quad (1,660) \quad (-2,118) \quad (10,282) \\
 &\quad - 0,145 DU_t \\
 &\quad (-5,324)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,89; SER = 0,24; BG = 0,945$$

Anmerkung: ** (*) (+) Signifikant bei einem Niveau von 1% (5%) (10%) Für den Test auf Kointegration ist der t-Wert der verzögerten endogenen Niveau-Variablen relevant. Bei zwei stochastischen Regressoren und 50 Beobachtungen weisen BANERJEE/DOLADO/MESTRE (1998: S. 76) auf dem 0.01-Niveau einen Wert von -4,29 nach. Bei vier stochastischen Regressoren und 50 Beobachtungen weisen BANERJEE/DOLADO/MESTRE auf dem 0.01-Niveau einen Wert von -4,45 nach. In die Regressionen wurde der Stufendummy einbezogen, mit $DU_t = 1$ ab 1974 und Null davor. SER=Standardfehler der Regression. BG=Breusch-Godfrey-Test mit der Irrtumswahrscheinlichkeit bei Ablehnung der Hypothese „fehlende Autokorrelationen in den Residuen“

Dies war nach der vorangegangenen Kointegrationsanalyse zu erwarten. Ebenfalls zu erwarten war nach der vorherigen Kointegrationsanalyse, dass sich die Nicht-Industriegüterexporte gemäß Funktion 4a) als nicht signifikant erweisen, weil sie sich bereits 3. 4a) als nicht signifikant erwiesen haben. Daher ist $LNXi_{t-1}$ in der Fehlerkorrekturform 4. 1a) der Funktion 4 a) nicht enthalten, wohingegen die

Variable $LNXi_{t-1}$ in 4. 1b) enthalten ist, mit der antizipierten negativen Langfristelastizität (von 0,491). Eine mögliche Erklärung für diesen Sachverhalt ist bereits geliefert worden, so dass allein die Variablen $LNres_t$ und $Lres_t$ fokussiert werden können, denn die Variable Li_t verhält sich in der Regression ebenfalls erwartungsgemäß. Die geschätzten Langfristbeziehungen in den eckigen Klammern liefern nun einen Hinweis auf die Wachstumswirkungen der ressourcenbasierten Industriegüterexporte und der nicht-ressourcenbasierten Industriegüterexporte:

In der Spezifikation 4. 1a) zeigt sich, dass im langfristigen Gleichgewicht ein Anstieg der ressourcenbasierten Industriegüterexporte um 1% den aggregierten Output um 0,165% erhöht, während eine Erhöhung der nicht-ressourcenbasierten Industriegüterexporte um 1% den aggregierten Output nur um 0,071% erhöht. Danach wären die Wachstumswirkungen, die vom nicht-ressourcenbasierten Industriegüterexport ausgehen um das 10fache kleiner als die Wachstumswirkungen des ressourcenbasierten Industriegüterexports. Diese Interpretation ist möglicherweise nicht zulässig, denn es gilt folgendes zu bedenken.

Im Beobachtungszeitraum beträgt der Anteil der ressourcenbasierten Industriegüterexporte am BIP durchschnittlich 4,5%, wohingegen der Anteil der nicht-ressourcenbasierten Industriegüterexporte am BIP nur 0,19% zählt. Somit hat sich bei konstanten marginalen Konsumquoten (Investitions-, Importquoten) gemäß Verwendungsgleichung des Bruttoinlandsproduktes das volkswirtschaftliche Einkommen *ceteris paribus* durchschnittlich um 0,0019% erhöht, infolge des einprozentigen Anstiegs der nicht-ressourcenbasierten Industriegüterexporte. Es hat sich definitionsgemäß durchschnittlich um 0,045% erhöht, bei einem einprozentigen Wachstum der ressourcenbasierten Industriegüterexporte. Im langfristigen Gleichgewicht gemäß dem Fehlerkorrekturmodell 4. 1a) steigt aber der aggregierte Output um 0,071% infolge der Erhöhung der nicht-ressourcenbasierten Industriegüterexporte. D. h. die Wirkungen der Exportexpansion des nicht-ressourcenbasierten Industriegüterexports auf den aggregierten Output sind im langfristigen Gleichgewicht demnach um das 37fache höher, als die Verwendungsgleichung des Bruttoinlandsproduktes signalisiert. Für den Export der ressourcenbasierten Industriegüterexporte sind die Wachstumswirkungen gemäß dem Fehlerkorrekturmodell im langfristigen Gleichgewicht nur etwa 4mal so hoch, wie

die Verwendungsgleichung postuliert. Demnach könnten die Wachstumswirkung der Industriegüterexporte im wesentlichen von Export nicht-ressourcenbasierter Industriegüterexporte ausgehen. Allerdings impliziert diese Argumentation, dass die Wirkung der Erhöhung des nicht-ressourcenbasierten Industriegüterexports auf das Nicht-Export-BIP höher sein müsste als die Wirkung der Erhöhung des Exports der ressourcenbasierten Industriegüter auf das Nicht-Export-BIP. Denn Gleichung 4. 1 b) eliminiert jenen berechneten direkten Effekt der Exportexpansion, der sich über die Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung automatisch ergibt.

Die geschätzten Langfristelastizitäten des Fehlerkorrekturmodells 4. 1b) besagen jedoch, dass ein Wachstum der nicht-ressourcenbasierten Industriegüterexporte von 1% über technologische Externalitäten den Nicht-Export-Output nur um 0,096% erhöht. Die Erhöhung der ressourcenbasierten Industriegüterexporte um 1% induziert dagegen über Spillover-Effekte ein Wachstum des Nicht-Export-BIP um 0,275%. *Folglich scheinen die Wachstumswirkungen des ressourcenbasierten Industriegüterexports höher zu sein als die Wachstumswirkungen des nicht-ressourcenbasierten Industriegüterexports.* Dies signalisieren die Langfristelastizitäten beider Fehlerkorrekturmodelle! Auch durch einen Blick auf die Kurzfrisdynamik kann diese Aussage als empirisch bestätigt betrachtet werden. Der Koeffizient von $\Delta Lres_t$ zeigt, dass sich eine Erhöhung der ressourcenbasierten Industriegüterexporte unverzüglich in einer Erhöhung des aggregierten Outputs und des Nicht-Export-BIP niederschlägt, während die nicht-ressourcenbasierten Industriegüterexporte kurzfristig keinen signifikanten Einfluss auf das BIP bzw. das Nicht-Export-BIP haben. (Deshalb sind die ersten Differenzen der nicht-ressourcenbasierten Industriegüterexporte in den Fehlerkorrekturmodellen nicht enthalten.) Möglicherweise ist der niedrige Anteil der nicht-ressourcenbasierten Industriegüterexporte am Industriegüterexport von durchschnittlich etwa 4% dafür verantwortlich, dass die Wirkung der Expansion der Nicht-Industriegüterexporte kurzfristig nicht signifikant ist. Die Ergebnisse der Untersuchung können dabei wie folgt zusammengefasst werden.

5. Schlussfolgerungen

Die Untersuchung der Zusammenhänge zwischen Exportexpansion, vertikaler Exportdiversifizierung und Wirtschaftswachstum hat gezeigt, dass das exportorientierte Wachstumsmuster Chiles hauptsächlich auf die vertikale Exportdiversifizierung in eine stärker vom Industriegüterexport beherrschten Exportstruktur zurückzuführen ist. Denn unterstellt man gemäß den Ergebnissen der empirischen Analyse, dass der Nicht-Industriegüterexport keinen Einfluss auf das Wachstum hat, während allein vom Industriegüterexport Wachstumsimpulse zu erwarten sind, dann muss die kontinuierliche Erhöhung des Industriegüteranteils am Gesamtexport den Wachstumseffekt der Exporte begründen. Der Wachstumsimpuls der Industriegüterexporte zeigt sich dabei auch in Form technologischer Externalitäten, die vom Exportsektor auf den Nicht-Exportsektor übertragen werden. Dies impliziert, dass die Exportstruktur zur entscheidenden Determinante des exportinduzierten Wachstums wird. Gleichwohl darf die Rolle ressourcenbasierter Industrien für den Wachstumsprozess nicht unterschätzt werden, weil in Chile der vertikale Exportdiversifizierungsprozess auf Basis naturgegebener Produktionsbedingungen erfolgte. In der Analyse der ressourcen- und nicht-ressourcenbasierten Industriegüterexporte im Hinblick auf ihre Wachstumswirkungen konnte empirisch nachgewiesen werden, dass vom ressourcenbasierten Industriegüterexport höhere Wachstumseffekte ausgegangen sind als vom Export wissensbasierter, nicht-ressourcenbasierter Industriegüter. Für ressourcenreiche Entwicklungsländer ist dies ein positives Ergebnis, denn es impliziert, dass Ressourcenreichtum ausreichend Diversifizierungspotenziale begründen kann. Exportdiversifizierung auf Basis natürlicher Produktionsbedingungen kann durchaus als Chance auf dem Weg zu einem selbsttragenden Entwicklungsprozess begriffen werden. Somit wird die jüngst in einer Weltbankstudie geäußerte These bestätigt, wonach „It is not just *what* you produce, but *how* it is produced“, solange vom Export ressourcenbasierter Produkte Knowledge-Spillover zu erwarten sind (FERRANTI/PERRY/LEDERMAN/MALONEY 2002: S.45).

Anhang A: Beschreibung der Daten

Daten		Quelle, Beschreibung und Berechnung
Gesamt- exporte	X	<p>Die Exporte in realen Größen sind aus „Indicadores Económicos y Sociales de Chile 1960-2000“, „Cuentas Nacionales de Chile 1960-1980“ sowie aus http://www.bcentral.cl/Indicadores/htm/Gasto_PIP_real.htm der chilenischen Zentralbank entnommen. Die realen Gesamtexporte setzen sich aus Güter- und Dienstleistungsexporten (ohne Finanzdienstleistungen) zusammen. In allen Quellen sind die Gesamtexporte bereits in realen Größen angegeben. Allerdings lauten die realen Exporte in den „Cuentas Nacionales de Chile 1960-1980“ auf Millionen Pesos des Jahres 1977, in den „Indicadores Económicos y Sociales de Chile 1960-2000“ auf Millionen Pesos des Jahres 1986, und auf http://www.bcentral.cl/Indicadores/htm/Gasto_PIP_real.htm lauten die Exporte auf Millionen Pesos des Jahres 1996. Aufgrund von Überschneidungen in den Zeitreihen der jeweiligen Quellen lassen sich alle Daten durch einfache Dreisatzrechnung problemlos in Millionen Pesos des Jahres 1996 transformieren, indem die realen Exporte mit Basisjahr 1986 (bzw. 1977) im Jahr t mit dem Umrechnungsfaktor $a=X_t^{1996}/X_t^{1986}$ (bzw. $b=X_t^{1986}/X_t^{1977} * X_t^{1996}/X_t^{1986}$) multipliziert werden.</p>
Industriegüter- exporte	X_i	<p>Die Industriegüterexporte sind in realen Größen, d.h. in Millionen Pesos des Jahres 1996 ausgedrückt. Ihre Berechnung erfolgt auf Grundlage der Berechnung der Gesamtexporte (Quelle: „Indicadores Económicos y Sociales de Chile 1960-2000“, „Cuentas Nacionales de Chile 1960-1980“ http://www.bcentral.cl/Indicadores/htm/Gasto_PIP_real.htm) sowie auf Grundlage von Informationen der chilenischen Zentralbank aus „Indicadores Económicos y Sociales de</p>

		<p>Chile 1960-2000“ und „Boletín Mensual“ (mehrere Ausgaben):</p> <p>Industriegüterexporte sind in sämtlichen Quellen in laufenden US\$ angegeben. Um die Industriegüterexporte, (die in laufenden US\$ angegeben sind) in reale Peso des Jahres 1996 zu transformieren, wird der Anteil der Industriegüter am Gesamtexport auf Basis der laufenden US\$ berechnet und anschließend mit dem realen Peso-Gesamtexport multipliziert. Die Berechnung des Industriegüteranteils am Gesamtexport auf Basis der laufenden US\$ erfolgt dabei in drei Schritten.</p> <p>In einem ersten Schritt wird der Industriegüteranteil am <i>Güterexport</i> berechnet. (In den Statistiken in „Boletín Mensual“ sind zunächst nur die disaggregierten <i>Güterexporte</i> der Sektoren „Agricultura, fruticultura, gandería, silvicultura y pesca extractiva“, „Minería“, „Industria“ in laufenden US\$ verzeichnet). In einem zweiten Schritt wird mit Hilfe von Informationen aus „Indicadores Económicos y Sociales de Chile 1960-2000“ (S.667) und Boletín Mensual der <i>Güteranteil am Gesamtexport</i> berechnet (weil sich der reale Gesamtexport aus Güter- und Dienstleistungsexporten (ohne Finanzdienstleistungen) zusammensetzt). Im dritten Schritt wird der <i>Güterexportanteil</i> mit dem <i>Anteil der Industriegüter am Güterexport</i> multipliziert. Das Resultat ist der Anteil der Industriegüter am Gesamtexport. Der Anteil der Industriegüter am Gesamtexport, multipliziert mit dem realen Gesamtexport in Millionen Peso (1996) ergibt den realen Industriegüterexport in Millionen Peso des Jahres 1996.</p>
Nicht-ressourcen-	Nres	Die realen nicht-ressourcenbasierten Industriegüterexporte lauten auf Millionen Peso des

<p>basierte Industriegüter- exporte</p>		<p>Jahres 1996 und sind gemäß der chilenischen Zentralbank (vgl. beispielweise „Boletín Mensual“, Noviembre 2002: S. 2989) Teil der Kategorie „Industriales“ bzw. „Industria“: Sie umfassen Maschinen, Ausrüstungsgüter, Metallfabrikate, elektrische Geräte und Kontrollinstrumente. Deshalb handelt es sich vorwiegend um nicht-ressourcenbasierte Industriegüterexporte. Ihre Berechnung erfolgt, indem mittels der Statistiken der chilenischen Zentralbank aus „Indicadores Económicos y Sociales de Chile 1960-2000“ und „Boletín Mensual“ (mehrere Ausgaben) der Anteil der nicht-ressourcenbasierten Exporte am Güterexport auf Basis von laufende US\$ berechnet wird. Dieser Anteil wird mit dem bereits berechneten Güterexportanteil am Gesamtexport multipliziert. Als Ergebnis erhält man den Anteil nicht-ressourcenbasierten Exporte am Gesamtexport. Dieser wird mit dem bereits berechneten realen Gesamtexport multipliziert und man erhält die nicht-ressourcenbasierten Industriegüterexporte in realen Peso des Jahres 1996.</p>
<p>Ressourcen- basierte Industriegüter- exporte</p>	<p><i>res</i></p>	<p>Die ressourcenbasierten realen Industriegüterexporte lauten auf Millionen Peso des Jahres 1996. Sie werden durch Subtraktion der nicht-ressourcenbasierten Industriegüterexporte von den Gesamtindustriegüterexporten berechnet ($res = Xi - Nres$). Die weniger ressourcenbasierten Industriegüterexporte setzen sich gemäß den Statistiken der chilenischen Zentralbank in „Indicadores Económicos y Sociales de Chile 1960-2000“ und Boletín Mensual (mehrere Ausgaben) zusammen aus (BOLETIN MENSUAL, Noviembre 2002: S. 2989): Nahrungsmitteln, Textilien, Holzfabrikaten, Papier und Papierderivaten, chemischen Grundstoffen und</p>

		Petroleum, Lehm-, Porzellan- und anderen nicht metallischen mineralischen Fabrikaten, Eisen, Stahl, Transportmaterial und anderen Industriegütern.
Nicht-Industriegüterexporte	NXi	Die realen Nicht-Industriegüterexporte umfassen den Gesamtexport abzüglich der Industriegüterexporte ($NXi = X - Xi$). Sie lauten auf Millionen Peso des Jahres 1996 und setzen sich aus agrarischen und mineralischen Rohstoffen sowie aus den Dienstleistungsexporten zusammen. Die Berechnung erfolgt auf Grundlage von Informationen der chilenischen Zentralbank aus „Indicadores Económicos y Sociales de Chile 1960-2000“, „Boletín Mensual“ (mehrere Ausgaben) „Cuentas Nacionales de Chile 1960-1980“ und http://www.bcentral.cl/Indicadores/htm/Gasto_PIP_real.htm .
Export mineralischer Rostoffe	$Xmin$	Die Exporte mineralischer Rohstoffe (Bergbauexporte) sind aus „Indicadores Económicos y Sociales de Chile 1960-2000“ und „Boletín Mensual“ (mehrere Ausgaben) der chilenischen Zentralbank entnommen. Sie entsprechen der Kategorie „Minería“. Ihre Berechnung in Millionen Peso des Jahres 1996 erfolgt in Analogie zur Berechnung der realen Industriegüterexporte: 1. Berechnung des Anteils der Bergbauexporte am Güterexport auf Basis laufender US\$. 2. Multiplikation des Bergbauanteils am Güterexport mit dem Güteranteil Gesamtexport. Man erhält den Anteil mineralischer Rohstoffe am Gesamtexport auf Grundlage laufender US\$. 3. Multiplikation des Anteils mineralischer Rohstoffe am Gesamtexport mit dem realen Peso-Gesamtexport. Man erhält die Exporte mineralischer Rohstoffe in realen Größen, die auf Millionen Peso des Jahres 1996 lauten.
Export	$Xagr$	Die Exporte agrarischer Rohstoffe sind auf Grundlage

agraischer Rohstoffe		<p>von Informationen der chilenische Zentralbank aus „Indicadores Económicos y Sociales de Chile 1960-2000“, „Boletín Mensual“ (mehrere Ausgaben) berechnet. Sie umfassen die Kategorie „Ackerbau, einschließlich Früchte, Viehzucht, Forstwirtschaft und Fischerei“.</p> <p>Berechnung erfolgt wie die Berechnung der Industriegüterexporte: 1. Berechnung des Anteils des Exports agraischer Rohstoffe am Güterexport auf Basis laufender US\$. 2. Multiplikation dieses Anteils mit dem Güteranteil am Gesamtexport. Man erhält den Anteil der agraischen Rohstoffe am Gesamtexport auf Grundlage laufender US\$. 3. Multiplikation des Anteils agraischer Rohstoffe am Gesamtexport mit dem realen Peso-Gesamtexport. Man erhält die Exporte agraischer Rohstoffe in realen Größen, d. h. in Millionen Peso des Jahres 1996.</p>
Dienst-Leistungs-exporte	<i>XDi</i>	<p>Die Dienstleistungen in den Exporten enthalten keine Finanzdienstleistungen. Sie lauten auf Millionen Peso des Jahres 1996 und berechnen sich, indem in einem ersten Schritt ihr Anteil am Gesamtexport auf Basis laufender US\$ ermittelt wird (Quelle: Banco Central de Chile: „Indicadores Económicos y Sociales de Chile 1960-2000“: S. 667), „Boletín Mensual“, Noviembre 2002: S. 2968). Dieser Anteil wird im zweiten Schritt mit dem bereits berechneten realen Peso-Gesamtexport multipliziert.</p>
Output	<i>Y</i>	<p>Der Output wird durch das chilenische Einkommen nach der Bruttoinlandsdefinition (BIP) in realen Größen erfasst. Er lautet in Millionen Peso des Jahres 1996.</p> <p>Quelle: Ministerio de Hacienda, Santiago de Chile 2003</p>
Nicht-Export-Output	<i>NY</i>	<p>Der Nicht-Export-Output wird durch das chilenische Einkommen nach der Bruttoinlandsdefinition (<i>Y</i>) erfasst,</p>

		<p>abzüglich der realen Exporte(X). Für die Berechnung gilt demgemäß: $NY = Y - X$.</p> <p>Quelle: Ministerio de Hacienda, Santiago 2003, Banco Central de Chile: „Indicadores Económicos y Sociales de Chile, „Cuentas Nacionales de Chile 1960-1980“, und http://www.bcentral.cl/Indicadores/htm/Gasto_PIP_real.htm.</p>
Netto- Investitionen	I	<p>Die realen Nettoinvestitionen in Peso des Jahres 1996 stammen von Prof. Rómulo A. Chumacero, Universidad de Chile, Santiago 2003</p>

Anhang B: Die Originaldaten der verwendeten Zeitreihen

	<i>Y</i>	<i>I</i>	<i>X</i>	<i>X_i</i>	<i>NX_i</i>	<i>Nres</i>	<i>Res</i>
1960	7560031	1107859.17	675059	49320.5339	625738.4661	1896.94361	47423.59029
1961	7921585	1197083.60	708427	59947.9312	648479.0688	2002.71485	57945.21635
1962	8296960	1258271.94	726916	47257.2241	679658.7759	1280.68358	45976.54052
1963	8821839	1416794.48	765283	50397.6457	714885.3543	1968.65803	48428.98767
1964	9018132	1378476.08	835925	104120.091	731804.909	2470.22754	101649.8635
1965	9091026	1339371.31	828796	110470.486	718325.514	2138.82839	108331.6576
1966	10104779	1437277.93	861987	102407.304	759579.696	4943.8009	97463.5031
1967	10432839	1485863.25	890208	75675.8172	814532.1828	2169.9159	73505.9013
1968	10806354	1593256.22	908282	80336.8426	827945.1574	3083.10251	77253.74009
1969	11208437	1602325.65	940527	74781.9633	865745.0367	3954.81537	70827.14793
1970	11438913	1716819.09	959932	95541.8813	864390.1187	5890.09196	89651.78934
1971	12463292	1815819.17	967801	119247.823	848553.177	3753.15036	115494.6726
1972	12312091	1611186.89	821579	86349.6296	735229.3704	3353.38367	82996.24593
1973	11626919	1490110.80	844504	60739.9403	783764.0597	2661.43848	58078.50182
1974	11740218	1990105.45	1232559	165616.551	1066942.449	5158.72451	160457.8265
1975	10181813	1801335.82	1262935	279990.641	982944.359	30054.6916	249935.9494
1976	10509082	1393969.39	1569795	380584.211	1189210.789	34256.9567	346327.2543
1977	11377821	1516120.25	1757564	445626.571	1311937.429	24408.7586	421217.8124
1978	12259786	1800440.03	1963527	551574.088	1411952.912	37384.7601	514189.3279
1979	13133789	1956223.61	2244055	676052.306	1568002.694	28744.5421	647307.7639
1980	14149128	2354563.75	2568551	733687.272	1834863.728	27500.3617	706186.9103
1981	15093823	2772599.97	2337351	578165.949	1759185.051	20440.446	557725.503
1982	13067946	1831258.80	2442310	592095.879	1850214.121	18836.7835	573259.0955
1983	12611997	1573070.84	2443913	571258.394	1872654.606	10718.6851	560539.7089
1984	13380300	1875989.96	2497499	680404.857	1817094.143	9721.72275	670683.1343
1985	13845925	2332378.50	2806044	672324.923	2133719.077	8298.76703	664026.156
1986	14620775	2505875.02	3089267	779105.44	2310161.56	13636.4113	765469.0287
1987	15584908	3026005.71	3297492	873742.407	2423749.593	13920.0431	859822.3639
1988	16724365	3395643.99	3678540	958030.292	2720509.708	12467.1772	945563.1148
1989	18490498	4358738.60	4271189	1089532.37	3181656.63	15104.6281	1074427.742
1990	19174198	4437302.16	4639245	1242992.88	3396252.12	30181.8477	1212811.032
1991	20702363	4126643.62	5216060	1562485.3	3653574.7	45994.259	1516491.041
1992	23244204	5212066.60	5942492	1937367.93	4005124.07	65794.8623	1871573.068
1993	24868105	6197049.49	6152512	2130883.59	4021628.41	84949.5517	2045934.038
1994	26287606	6119178.35	6867901	2431900.17	4436000.83	102753.666	2329146.504
1995	29081342	6942344.55	7622246	2601725.16	5020520.84	93354.6773	2508370.483
1996	31237289	7779164.97	8520525	2898943.1	5621581.9	155255.034	2743688.066
1997	33300693	8485667.74	9474818	3148450.91	6326367.09	175833.779	2972617.131
1998	34376598	8938140.96	9970434	3551281.43	6419152.57	202318.488	3348962.942
1999	34040584	7438136.66	10631426	3918112.73	6713313.27	223903.113	3694209.617
2000	35533416	7929692.94	11428320	3963525.42	7464794.58	188125.816	3775399.604
2001	36533011	7818064.35	12531169	4521420.94	8009748.06	229114.678	4292306.262

Y = BIP, *I* = Netto-Investitionen, *X* = Exporte, *X_i* = Industriegüterexporte, *X_{ni}* = Nicht-Industriegüterexporte, *Nres* = Nicht-ressourcenbasierte Industriegüterexporte, *res* = ressourcenbasierte Industriegüterexporte; in realen Größen (Millionen Pesos des Jahres 1996)

Anhang C: Bidirektionale Kausalität im Zusammenhang zwischen Export- und Wirtschaftswachstum?

Kointegration impliziert *mindestens* eine Granger-kausale Beziehung. Daraus folgt: Sind Export und der aggregierte Output bzw. der Output des Nicht.Export-Sektors kointegriert, so ist sowohl ein exportinduziertes Wachstum als auch eine wachstumsinduzierte Erhöhung der Exporte möglich. Mit anderen Worten, die hier vorliegende empirische Bestätigung der These des exportinduzierten Wachstums impliziert nicht die Ablehnung der Hypothese, wonach eine Erhöhung des aggregierten Outputs bzw. eine Erhöhung des Outputs des Nicht-Exportsektors eine Erhöhung der Exporte induziert. Die empirische Überprüfung der letzt genannten Hypothese stand auch nicht im Fokus der hier vorliegenden Untersuchung. Gleichwohl ist die Bestimmung der Wirkungsrichtungen das Hauptanliegen zahlreicher empirischer Studien über den Zusammenhang zwischen Export- und Wirtschaftswachstum (DODARO 1993; ISLAM 1998; AFXENTIOU/SERLETIS 2000). Der Vollständigkeit wegen soll deshalb im folgenden die Überprüfung der Hypothese der wachstumsinduzierten Exporterhöhung erfolgen. Die Ergebnisse der Schätzung der Fehlerkorrekturmodelle nach dem Stock-Verfahren sind (t-Werte in Klammern):

$$\begin{aligned}
 1) \quad \Delta LX_t &= -2,094^* - 0,240LX_{t-1}^* + 0,332LY_{t-1}^{**} + 0,751\Delta LY_t^{**} - 0,176\Delta LX_{t-1} \\
 &\quad (-2,285) \quad (-3,758) \quad (3,111) \quad (3,597) \quad (-1,311) \\
 &\quad + 0,243DU_t^{**} \\
 &\quad (5,644)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,51; SER = 0,06; BG = 0,106$$

$$\begin{aligned}
 2a) \quad \Delta LX_t &= -1,687 - 0,155LX_{t-1} + 0,237LNY_{t-1}^* + 0,451\Delta LNY_t^* - 0,184\Delta LX_{t-1} \\
 &\quad (-1,522) \quad (-2,782) \quad (2,126) \quad (2,131) \quad (-1,228) \\
 &\quad + 0,222DU_t^{**} \\
 &\quad (4,575)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,41; SER = 0,07; BG = 0,017$$

$$2b) \quad \Delta LX_t = 0,014 + 0,095\Delta LNY_t + 0,080DU_t^{**}$$

$$(0,641) \quad (0,096) \quad (3,181)$$

$$R^2 = 0,212; \text{SER} = 0,07; \text{DW} = 2,060$$

Anmerkung: ** (*) signifikant bei einem Niveau von 1% (5%). DW=Durbin-Watson-Test; BG=Breusch-Godfrey-Test; SER= Standardfehler der Regression

Die Resultate lassen sich wie folgt interpretieren: Der Gleichung 1a) ist zu entnehmen, dass der Koeffizient der um eine Periode verzögerten endogenen Niveauvariablen (LX_{t-1}) signifikant von Null verschieden ist. Er übersteigt dem Betrage nach den kritischen Wert für das 5%-Niveau nach BANERJEE/DOLADO/MESTRE (1998) von $-3,28$. Daraus könnte auf eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung im Sinne einer wachstumsinduzierten Exporterhöhung geschlossen werden, zumal sowohl der Koeffizient der Kurzfrisdynamik (ΔLY_t) als auch der Koeffizient der Langfrisdynamik (LY_{t-1}) signifikant von Null verschieden ist. Allerdings kann gemäß dem Breusch-Godfrey-Test mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10,6% auf Autokorrelation in den Residuen geschlossen werden, so dass das Modell wahrscheinlich fehlspezifiziert ist. D.h. der aggregierte Output ist keine erklärungsrelevante Variable. Die Autokorrelation lässt sich dabei möglicherweise auf die Einkommensidentität der Exporterlöse zurückführen. Folglich sollte bei der Überprüfung der These der wachstumsinduzierten Exporterhöhung statt des Bruttoinlandsprodukts wieder das Bruttoinlandsprodukt abzüglich der Exporte (der Nicht-Exportsektor) als Regressor verwendet werden.

Dies wird zunächst in Gleichung 2a) eingefangen. Ein Blick auf den Koeffizienten der um eine Periode verzögerten Niveauvariablen (LX_{t-1}) zeigt allerdings, dass keine langfristige Gleichgewichtsbeziehung vorliegt, wonach zu unterstellen wäre, dass eine Erhöhung des Outputs des Nicht-Exportsektors zu einer Erhöhung der Exporte führt. Der ausgewiesene t-Wert übersteigt betragsmäßig nicht den kritischen Wert von $-3,28$ nach BANERJEE/DOLADO/MESTRE (1998). Außerdem zeigt der Breusch-Godfrey-Test, dass mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1,7% auf Autokorrelation in den Residuen geschlossen werden kann. Dies deutet alles darauf hin, dass der Nicht-Exportsektor in Spezifikation 2a) langfristig keine erklärungsrelevante Variable ist. Gleichwohl besteht die Möglichkeit, dass zumindest

kurzfristig eine Erhöhung des Outputs des Nicht-Exportsektors eine Erhöhung der Exporte induziert.

Diese Möglichkeit wird in 2b) betrachtet. Die notwendige Spezifikation in ersten Differenzen zur Vermeidung von Scheinkorrelationen bei nicht-stationären Variablen, zwischen denen langfristig keine Gleichgewichtsbeziehung besteht, zeigt dabei: Auch hier kann die Hypothese einer wachstumsinduzierten Exporterhöhung nicht aufrechterhalten werden. Der Koeffizient von ΔLNY_t ist nicht signifikant von Null verschieden. Daraus folgt, dass für den Fall Chile nicht von einer bidirektionalen Kausalität auszugehen ist, wonach sich Export- und Wirtschaftswachstum gegenseitig stärken. Die Wirkungsrichtung ist gemäß der vorangegangenen Analyse eindeutig: Es besteht eine empirische Evidenz für die These des exportinduzierten Wachstums. Umgekehrt kann die These einer wachstumsinduzierten Exporterhöhung für den Fall Chile als nicht bestätigt betrachtet werden.

Literatur

Afxentiou, P. / Serletis, A. (2000): *Output Growth and Variability of Export and Import Growth: International Evidence from Granger Causality Tests*. In: *The Developing Economies*, Vol 38 (2), S. 141-63

Agosin, M. R. (1997): *Exporter Performance in Chile: Lessons for Africa*. In: *World Institute for Development Economic Research (WIDER) Working Papers*, No. 144

Agosin, M. R. (1999): *Trade and Growth in Chile*. In: *Cepal Review*, Vol. 68; S. 79-100

Alvarez, R. E. / Crespi, T. (2000): *Exporter Performance and Promotion Instruments: Chilean Empirical Evidence*. In: *Estudios de Economía*, Vol. 27, S. 225-241

Banerjee, A. / Dolado, J. J. / Hendry, D. F. / Smith, G. W. (1986): *Exploring Equilibrium Relationships in Economics through Static Models: Some Monte Carlo Evidence*. In: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.48, S. 253-278

Banerjee, A. / Dolado, J. J. / Gailbraith, J. W. / Hendry, D. F. (1994): *Cointegration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*. Oxford

Banerjee, A. / Dolado, J. J. / Mestre, R. (1998): *Error-Correction Mechanism Tests for Cointegration in a Single-Equation Framework*. In: *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 19, S. 267-283

Banco Central de Chile (1965-2002): *Boletín Mensual*, verschiedene Ausgaben. Santiago de Chile

Banco Central de Chile (1981): *Cuentas Nacionales de Chile 1960-1980*. Santiago de Chile

Banco Central de Chile (2001): *Indicadores Económicos y Sociales de Chile 1960-200*, Santiago de Chile

Banco Central de Chile (2003): http://bcentral.cl/Inicadores/htm/Gasto_BIB

Campos, J. / Ericsson, N. R. / Hendry, D. F. (1996): *Cointegration Tests in the Presence of Structural Breaks*. In: *Journal of Econometrics*, Vol. 70, S. 187-220

Coppin, A. (1994): *Determinants of LDC Output Growth During the 1980s*. In: *The Journal of Developing Areas*, Vol. 28, S.219-228

Dhananjayan, R. S. / Devi, S. N. (1997): *Exports and Economic Growth: A Studie of Select Nations in Asia and Europe During 1980-81 to 1993-94*. In: *Indian Journal of Applied Economics*, Vol. 6, S. 41-63

Dodaro, S. (1993): *Exports and Growth: A Reconsidaration of Causality*. In: *The Journal of Deceloping Areas*, Vol. 27, S. 227-244

Engle, R. F. / Granger, C. W. J. (1987): *Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing*. In: *Econometrica*, Vol. 55, S. 251-276

Engle, R. F. / Yoo, S. B. (1987): *Forecasting and Testing in Cointegrated Systems*. In: *Journal of Econometrics*, Vol. 35, S. 143-159

Engle, R. F. / Yoo, S. B. (1991): *Cointegrated Economic Time Series: An Overview with new Results*. In: Engle, R. F. / Granger, C. W. J. (Hrsg): *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Oxford, S. 267-276

Ferranti, D. / Perry, G. E. / Lederman, D. / Maloney, W. F. (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*, Vol. 76, S. 143-160

Figuera, L. / Letelier (1994): *Exportaciones, Orientación al Comercio y Crecimiento: Un Enfoque de Cointegración.* In: Cuadernos de Economía, No. 94, S. 401-422

García, P. / Meller, P. Repetto, A. (1996): *Las Exportaciones Como Motor de Crecimiento: La Evidencia Chilena.* In: Meller, P. (Hrsg.): *El Modelo Exportador Chileno: Crecimiento y Equidad*, CIEPLAN; Santiago; Chile

Ghatak, S. / Milner, C. / Uktulu, U. (1997): *Exports, Export Composition and Growth: Cointegration and Causality evidence for Malaysia.* In: *Applied Economics*, Vol. 29, S.213-223

Greenaway, D. / Sapsford, D. (1994): *What does Liberalization do for Exports and Growth.* In: *Weltwirtschaftliches Archiv*; Vol. 130, S. 152-174

Gregory, A. E. / Nason, J. M. / Watt, D. (1996): *Testing for Structural Breaks in Cointegrated Relationships.* In: *Journal of Econometrics*, Vol. 71, S. 321-342

Gregory, A. W. / Hansen, B. E. (1996): *Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts.* In: *Journal of Econometrics*, Vol. 70, S. 99-126

Harvey, A. C. (1994): *Ökonometrische Analyse von Zeitreihen.* München

Harvey, A. C. (1995): *Zeitreihenmodelle.* München

Hassler, U. (2001): *Dickey-Fuller Cointegration Tests in the Presence of Regime Shifts at Known Time.* Freie Universität Berlin, Volkswirtschaftliche Abteilung, Diskussionspapier Nr. 2001/23

Hendry, D. (1986): *Econometric Modelling with Cointegrated Variables: An Overview.* In: *Oxford Bulletin of Econometrics and Statistics*, Vol. 48, S. 201-212

Hendry, D. (1995): *Dynamic Econometrics.* Oxford

Islam, M. N. (1998): *Export Expansion and Economic Growth: Testing for Cointegration and Causality.* In: Applied Economics, Vol. 30. 415-425

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

Kremers, J. J. M. / Ericson, J. M. / Dolado, J. J. (1992): *The Power of Cointegration Tests.* In: Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 54, S. 352-348

MacKinnon, J. G. (1991): *Critical Values for Cointegration Tests.* In: Engle, R. F. / Granger, C. W. J. (Hrsg): Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration, Oxford, S. 267-276

Matsuyama, K. (1992): *Agricultural Productivity, Comparative Advantage, and Economic Growth.* In: Journal of Economic Theory, Vol. 58, S. 317-334

Patterson, K. (2000): *An Introduction to Applied Econometrics. A Time series Approach.* New York

Perron, P (1989): *The Great Crash, the Oil price shock, and Unit Root Hypothesis.* In: Econometrica, Vol. 57, S. 1361-1401

Sachs, J. D. / Warner, A. M.: Natural Resource Abundance and Economic Growth. In: NBER Working Paper Series, No. 5398

Saikkonen, P. (1991): *Estimation and Testing of Cointegrated Systems by an Autoregressive Approximation.* In: Econometric Theory, Vol. 8, S. 1-27

Stock, J. H. (1987): *Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors.* In: Econometrica, Vol. 55, S. 1035-1056

Stumpo, G. (2000): *I Sogni del Giaguaro: Riforme Economiche, Ristrutturazione Produttiva e Strategie Imprenditoriali in Chile*. In: Godenstein, A. (Hrsg.): *America Latina. Prospettive e Opportunità negli Anni 2000: Dalla Stabilizzazione alla Crescita?* ISPI, Milan, S. 269-307

