

Andreas Brunhart

DER KLEIN(ST)STAAT LIECHTENSTEIN UND SEINE GROSSEN NACHBARLÄNDER:

EINE WACHSTUMS- UND KONJUNKTURANALYTISCHE GEGENÜBERSTELLUNG

Arbeitspapiere Liechtenstein-Institut Nr. 44 (2013)



Andreas Brunhart, PhD
Forschungsbeauftragter (Wirtschaft) am Liechtenstein-Institut

andreas.brunhart@liechtenstein-institut.li

Dieses Arbeitspapier entstand im Zuge des Forschungsprojektes „Europäische Kleinstaaten im internationalen, ökonomischen Spannungsfeld“ im Forschungsbereich Kleinstaaten-Ökonomik am Liechtenstein-Institut

Arbeitspapiere Liechtenstein-Institut Nr. 44 (2013)
Fachbereich Wirtschaft

<http://dx.doi.org/10.13091/li-ap-44>

Die Verantwortung für die Arbeitspapiere liegt bei den jeweiligen Autoren.

© Liechtenstein-Institut 2013

Liechtenstein-Institut
Auf dem Kirchhügel
St. Luziweg 2
9487 Barenden
Liechtenstein
T +423 / 373 30 22
F +423 / 373 54 22
info@liechtenstein-institut.li
www.liechtenstein-institut.li

ABSTRACT

The economy of the micro-state Liechtenstein has featured a higher dynamic and volatility in its growth than the three larger neighbours Switzerland, Austria and Germany during the last four decades. From the 90s on, a „Great Agitation“ (an increase of macroeconomic volatility) has occurred, which contrasts the internationally observable „Great Moderation“ that lasted until the recent financial crisis. This agitation was mainly driven by the growing relative importance of the financial services sector and its rising sectoral volatility. A growth convergence among the four inspected nations has evolved and also the business cycle patterns have become more and more synchronized. Also, there appears a leading pattern of the business cycle in Liechtenstein compared to its closest neighbor, Switzerland: The statistical lead property of Liechtenstein's growth rate of real GDP and business cycle amplitude is highly significant and robust across various different models and econometric specifications.

Keywords: Business cycle; volatility; convergence; great moderation; great agitation; leading indicator; Liechtenstein; Switzerland; Austria; Germany

JEL classification: C22, C32, E01, E32, N1, O47, O52

Die Kleinstvolkswirtschaft Liechtenstein hat in den letzten vier Jahrzehnten über eine höhere Dynamik und Volatilität in ihrem Wachstum verfügt als die drei grösseren Nachbarn Schweiz, Österreich und Deutschland. Seit den 1990er-Jahren kam es in Liechtenstein zu einer „Great Agitation“, also zu einer Erhöhung der gesamtwirtschaftlichen Volatilität, die in krassem Gegensatz zu der international beobachtbaren „Great Moderation“ steht, welche bis zur aktuellen Finanzkrise anhielt. Diese Agitation hat sich vor allem durch die zunehmende anteilmässige Bedeutung des Finanzdienstleistungssektors und dessen steigende sektorale Volatilität ergeben. Allgemein ist es zu einer Wachstumskonvergenz der vier Staaten und einer noch weiter ansteigenden Synchronität der Konjunkturzyklen gekommen. Zudem scheint der liechtensteinische Konjunkturzyklus vorlaufend gegenüber seinem engsten Nachbarn, der Schweiz, zu sein: Der statistische Vorlauf der liechtensteinischen realen BIP-Wachstumsrate und der konjunkturellen Trendabweichung ist hoch signifikant und stabil in verschiedenen in diesem Kontext adäquaten Modellen und deren Spezifikationen.

Schlüsselwörter: Konjunkturzyklus; Volatilität; Konvergenz; Great Moderation; Great Agitation; Vorlaufindikator; Liechtenstein; Schweiz; Österreich; Deutschland.

JEL-Klassifikation: C22, C32, E01, E32, N1, O47, O52

INHALTSVERZEICHNIS

1.	EINLEITUNG.....	8
2.	STILISIERTE FAKTEN.....	11
2.1.	Langfristiges Wachstum.....	12
2.2.	Konjunkturmuster.....	15
2.3.	Zusammenfassung der wichtigsten Beobachtungen.....	18
3.	INTERNATIONALE „GREAT MODERATION“ VS. „GREAT AGITATION“ IN LIECHTENSTEIN	21
3.1.	Beobachtete Volatilitätsentwicklung über die Zeit	21
3.2.	Ursachen der liechtensteinischen „Great Agitation“	24
3.3.	Volkswirtschaftliche Kosten der „Great Agitation“	32
4.	SYNCHRONISATION DER KONJUNKTURZYKLEN UND WACHSTUMSKONVERGENZ	38
5.	VORLAUF DER LIECHTENSTEINISCHEN VOLKSWIRTSCHAFT	41
5.1.	Reale Wachstumsraten (klassischer Konjunkturzyklus)	42
5.2.	Produktionslücke (Wachstumszyklus)	45
5.3.	Interpretation der empirischen Resultate	47
6.	SCHLUSSFOLGERUNGEN	49
	ANHANG.....	51
A.1.	INFORMATIONSKRITERIEN	51
A.2.	TESTS AUF STATIONARITÄT (UNIT ROOT TESTS)	53
A.3.	REGRESSIONEN ZU KAPITEL 3.....	60
A.4.	MULTIPLE/MULTIVARIATE REGRESSIONEN ZU KAPITEL 5.....	61
A.5.	KOINTEGRATIONSANALYSEN ZU KAPITEL 5.....	70
A.5.1.	Univariate Kointegrationsanalyse.....	75
A.4.2.	Multivariate Kointegrationsanalyse.....	75
A.6.	WEITERE TABELLEN UND ABBILDUNGEN	81
	LITERATURVERZEICHNIS.....	89

TABELLENVERZEICHNIS

TABELLE 1: Durchschnittliches Wachstum und Volatilität	16
TABELLE 2: Korrelation der Wachstumsraten und der Trendabweichung.....	18
TABELLE 3: Einkommensentstehungsseite des Bruttoinlandsproduktes.....	25
TABELLE 4: Kreuzkorrelationen der realen BIP-Wachstumsraten.....	43
TABELLE 5: Kreuzkorrelationen der Produktionslücke des realen BIP	46
TABELLE 6: Verschiedene Datenprozesse und deren Stationaritätseigenschaften	56
TABELLE 7: Einheitswurzeltests (ADF-Tests) auf das reale BIP.....	59
TABELLE 8: Einheitswurzeltests (ADF-Tests) auf den realen BIP-Zyklus.....	60
TABELLE 9: Bestimmtheitsmasse unter der Exklusion von verschiedenen BIP-Komponenten	61
TABELLE 10: Schätzergebnisse (mit $\Delta \log[\text{CH}_t]$ als Abhängige) in verschiedenen ARDL-Modellen...	62
TABELLE 11: Koeffizienten von $\Delta \log[\text{FL}_{t-1}]$ (mit $\Delta \log[\text{CH}_t]$ als Abhängige) in verschiedenen VAR-Modellen	67
TABELLE 12: Adäquatestes VAR(1)-Modell der vier Staaten (reales BIP in $\Delta \log$ s)	68
TABELLE 13: Koeffizienten des liechtensteinischen BIP-Zyklus (mit dem schweizerischen als Abhängige) in verschiedenen VAR-Modellen.....	70
TABELLE 14: Univariate Kointegrationstests mit Schweiz und Liechtenstein (reales BIP in logs) .	74
TABELLE 15: Datenquellen der verwendeten Zeitreihen	84
TABELLE 16: VAR(1)-Modell mit Schweiz und Liechtenstein (reales BIP in $\Delta \log$ s)	87
TABELLE 17: VAR(1)-Modell mit Schweiz und seinen fünf Nachbarstaaten (reales BIP in $\Delta \log$ s).	87
TABELLE 18: Ergebnisse der multivariaten Kointegrationstests	88
TABELLE 19: Tests auf Strukturbruch nach CHOW [1960] und nach FISHER [1970]	88

ABBILDUNGSVERZEICHNIS

ABBILDUNG 1: Reales Bruttoinlandsprodukt (indexiert: BIP im Jahr 1972 $\hat{=}$ 1).....	13
ABBILDUNG 2: Wachstum des Produktionspotentials (Trendwachstum des realen BIP).....	14
ABBILDUNG 3: Trendwachstum des realen BIPs der Schweiz und Liechtensteins	14
ABBILDUNG 4: Reale Wachstumsraten des Bruttoinlandsproduktes	15
ABBILDUNG 5: Konjunkturelle Amplitude (%-Abweichung vom HP-Trend des realen BIPs)	17
ABBILDUNG 6: Rollierende 9-Jahres-Durchschnitte der prozentualen (absoluten) BIP-Trendabweichung.....	17
ABBILDUNG 7: Standardabweichung der realen BIP-Wachstumsraten (rollierende 9-Jahres-Fenster)	22
ABBILDUNG 8: Standardabweichung der realen BIP-Zyklen (rollierende 9-Jahres-Fenster)	23
ABBILDUNG 9: Die vier Komponenten des BIP-Einkommensentstehungskonto (nominal).....	26
ABBILDUNG 10: Gleitende Standardabweichungen der realen Wachstumsraten (9-Jahres-Fenster)	27

ABBILDUNG 11: Gleitende Standardabweichungen der Wachstumsbeiträge am BIP (9-Jahres-Fenster)	28
ABBILDUNG 12: Die Bruttobetriebsüberschüsse (BBÜ) der vier Wirtschaftsbereiche (nominal) ..	29
ABBILDUNG 13: Gleitende Standardabweichungen der realen Wachstumsraten (9-Jahres-Fenster)	29
ABBILDUNG 14: Sektorale prozentuale Anteile an den gesamten Bruttobetriebsüberschüssen ..	30
ABBILDUNG 15: Gleitende Standardabweichungen der Wachstumsbeiträge am BIP (9-Jahres-Fenster)	30
ABBILDUNG 16: Gleitende Mittelwerte der realen BIP-Wachstumsraten (rollierende 9-Jahres-Fenster)	38
ABBILDUNG 17: Durchschnittliche Korrelation der vier Staaten (rollierende 9-Jahre-Fenster)	39
ABBILDUNG 18: Reale BIP-Wachstumsraten der Schweiz und Liechtensteins	42
ABBILDUNG 19: Konjunkturzyklen der Schweiz und Liechtensteins, Trendabweichung des realen BIP (Produktionslücke)	45
ABBILDUNG 20: Konjunkturzyklus der Schweiz (in t) und Konjunkturzyklus des Vorjahres Liechtensteins (in t-1), Trendabweichung des realen BIP (Produktionslücke)	46
ABBILDUNG 21: Rekursive Koeffizientenschätzung von Modell [5] (Koeffizient von $\Delta \log[BIPFL_{t-1}]$, Abhängige $\Delta \log[BIPCH_t]$)	64
ABBILDUNG 22: Rekursive Schätzung des Koeffizienten im VAR(1) mit allen vier Staaten (Koeffizient von $\Delta \log[BIPFL_{t-1}]$, Abhängige $\Delta \log[BIPCH_t]$)	69
ABBILDUNG 23: Das reale BIP (logarithmiert) der Schweiz und Liechtensteins im Vergleich	73
ABBILDUNG 24: Reales BIP Liechtensteins (in Mio. CHF, Basisjahr 2011) und Wachstumsraten/Zyklus	81
ABBILDUNG 25: Reales BIP Österreichs (in Mio. Euro, Basisjahr 2005) und Wachstumsraten/Zyklus	81
ABBILDUNG 26: Reales BIP der Schweiz (in Mio. CHF, Basisjahr 2005) und Wachstumsraten/Zyklus	82
ABBILDUNG 27: Reales BIP Deutschlands (in Mio. Euro, Basisjahr 2005) und Wachstumsraten/Zyklus	82
ABBILDUNG 28: Mittelwert und Volatilität des realen Volkseinkommens Liechtensteins über die Zeit	82
ABBILDUNG 29: Gleitende Standardabweichungen (9-Jahres-Fenster) liechtensteinischer Güterexportdaten	83
ABBILDUNG 30: Reale Bilanzgewinne- und summen der Banken in Liechtenstein	83
ABBILDUNG 31: Gleitende Standardabweichungen (9-Jahres-Fenster) liechtensteinischer Bankdaten	83
ABBILDUNG 32: Gleitende Standardabweichungen und Mittelwert (9-Jahres-Fenster) der Anzahl Beschäftigten (31.12.) in Liechtenstein	84
ABBILDUNG 33: Verschiedene Zeitfenster gleitender Standardabweichungen der realen BIP-Wachstumsraten in Liechtenstein	84
ABBILDUNG 34: Abgrenzung der vier Sektoren nach NOGA 2008	85

ABBILDUNG 35: Bruttobetriebsüberschüsse und Bruttowertschöpfung Liechtensteins.....	85
ABBILDUNG 36: Sektorale Bruttobetriebsüberschüsse und Bruttowertschöpfung Liechtensteins	85
ABBILDUNG 37: Effekte von grossen Krisen auf das reale BIP der Schweiz.....	86
ABBILDUNG 38: Anteil des Finanzdienstleistungssektors in Prozent der Gesamtwirtschaft im internationalen Vergleich.....	86

ABKÜRZUNGSVERZEICHNIS

A	Republik Österreich
ARDL	Autoregressive Distributed Lag Model
ARMA	Autoregressive Moving Average Model
AHV	Alters- und Hinterlassenenversicherung
AIC	Informationskriterium nach AKAIKE [1974]
AIC _c	Korrigiertes AIC nach HURVICH UND TSAI [1989]
BIC	Informationskriterium nach SCHWARZ [1978]
BIP	Bruttoinlandsprodukt
CH	Schweiz
D	Bundesrepublik Deutschland
ESVG	Europäisches System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen
EZV	Eidgenössische Zollverwaltung
FL	Fürstentum Liechtenstein
$\Delta \log$	Differenz der Logarithmen
HP	Filter/Zyklus/Trend nach HODRICK UND PRESCOTT [1997]
HQ	Informationskriterium nach HANNAN UND QUINN [1979]
I(d)	Integriert der Ordnung d
KOFL	Konjunkturforschungsstelle Liechtenstein
LHS	Linke Skala („Left Hand Scale“)
LIHK	Liechtensteinische Industrie- und Handelskammer
log	Logarithmus Naturalis
NOGA	Allgemeine schweizerische Systematik der Wirtschaftszweige („Nomenclature Générale des Activités économiques“)
RHS	Rechte Skala („Right Hand Scale“)
SECO	Staatssekretariat für Wirtschaft („Secrétariat d'Etat à l'économie“)
VAR	Vektorautoregressives Modell
VECM	Multivariates Fehlerkorrekturmodell („Vector Error Correction Model“)

1. EINLEITUNG

Die vier benachbarten¹ Volkswirtschaften Österreich, Deutschland, Schweiz und Liechtenstein unterscheiden sich zwar in ihrer Grösse, sind sich aber doch sehr ähnlich in vielerlei Hinsicht. Zu den Ähnlichkeiten gehören ein sehr hohes Niveau an wirtschaftlicher Entwicklung, eine hohe Exportorientierung, eine ähnliche Kultur (und grösstenteils auch Sprache), fast identische klimatische Bedingungen oder eine vergleichbare Wirtschaftsordnung. Bedingt durch diese strukturellen Ähnlichkeiten ergeben sich volkswirtschaftliche Gemeinsamkeiten, wobei sich auf Grund der unterschiedlichen Grösse der betrachteten Länder auch wieder wichtige Unterschiede ergeben, vor allem zwischen dem Fürstentum als Mikrostaat oder Klein(st)staat² und seinen drei grösseren Nachbarn.

In BRUNHART [2012a und 2012b] wurden erstmalig Zahlen für Liechtensteins Bruttoinlandsprodukt ohne Datenlücken und nach einer einheitlichen Methode für die Jahre 1972–1997 zurückgeschätzt, welche mit den offiziellen Zahlen der liechtensteinischen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung des liechtensteinischen Amtes für Statistik, welches bis anhin Zahlen für die Jahre 1998–2011 publiziert hat (AMT FÜR STATISTIK [2012b und 2013a]), verkettet werden können. Diese Erhöhung des Stützzeitraumes ermöglicht nun eine bessere Analyse hinsichtlich konjunktur- und wachstumsspezifischer Phänomene. Speziell ist auch ein Vergleich mit Nachbarstaaten diesbezüglich möglich. Basierend auf diesen Zahlen, welche in der Zwischenzeit auch im offiziellen Statistischen Jahrbuch Liechtensteins erhältlich sind (siehe AMT FÜR STATISTIK [2013b, S.164]), wurden bereits erste konjunktur- und wachstumsanalytische Schlüsse in BRUNHART [2012c] vorgelegt. In weiteren verwandten Analysen haben BRUNHART, KELLERMANN UND SCHLAG [2012] unter anderem das Trendwachstum des liechtensteinischen BIP (auch vergleichend mit der Schweiz) untersucht. Sie konnten eine starke Verlangsamung der

¹ Obwohl Liechtenstein keine direkte Grenze zu Deutschland hat, werden die beiden hier als Nachbarstaaten bezeichnet, liegen sie doch nur circa 50 Kilometer entfernt voneinander. Auch sonst sind beide Volkswirtschaften sehr verzahnt. Viele Zupendler in Liechtenstein kommen aus Deutschland (ungefähr 600), viele liechtensteinische Firmen haben eine Repräsentanz oder einen Betrieb in Deutschland und beschäftigen dort rund 5'000 Arbeitnehmende (vgl. KOUTECKY [2012]). Die liechtensteinischen Exporte nach Deutschland beliefen sich in 2012 auf 798.7 Millionen CHF, während die Importe aus Deutschland 696.6 Millionen CHF betrugen (vgl. AMT FÜR STATISTIK [2013b, S.170–171]). Somit ist die Bundesrepublik, abgesehen von der Schweiz, der mit Abstand wichtigste Handelspartner des Fürstentums. Laut DEUTSCHE BUNDESBANK [2013] lag im April 2013 der Bestand liechtensteinischer Direktinvestitionen in Deutschland knapp über einer Milliarde Euro und die deutschen Direktinvestitionen in Liechtenstein betrugen circa 340 Millionen Euro.

² In der Literatur kursieren mehrere Definitionen, Begrifflichkeiten und auf die Anzahl Einwohner bezogene Abgrenzungen von kleinen Nationen. Genannt werden dann Begriffe wie Kleinstaat, Kleinstaat, Mikrostaat oder Zwergstaat. Nach der Definition der Weltbank ist Liechtenstein ein Mikrostaat, da er weniger als 50'000 Einwohner aufweist. In diesem Papier wird Liechtenstein als Kleinstaat bezeichnet, um damit den Kontrast zu den (relativ zu Liechtenstein) „normal“ grossen Staaten wie Österreich, Schweiz und Deutschland hervorzuheben. Natürlich wäre die Bezeichnung Kleinstaat oder eben Mikrostaat für Liechtenstein treffender, da man im weiteren internationalen Kontext auch Österreich und die Schweiz als Kleinstaat bezeichnen kann. Auf diese definitorischen Spitzfindigkeiten wird in diesem Papier jedoch verzichtet, da sich im vorliegenden Untersuchungsgegenstand immer wieder analytische Unterschiede ergeben, welche sich primär mit der ausserordentlichen Kleinheit Liechtensteins im Vergleich zu den anderen drei untersuchten Staaten begründen lassen. Deshalb genügt es hier, den mit Abstand kleinsten der vier Staaten, also Liechtenstein, verbal hervorzuheben und als einzigen als Kleinstaat zu bezeichnen.

Wachstumsdynamik des Produktionspotentials Liechtensteins in den letzten zwei Jahrzehnten feststellen, welche begleitet wurde von einer Konvergenz auf das vorher tiefere Wachstumsniveau der Schweiz. Zudem konnten zwei Strukturbrüche, welche sich analog zur Schweiz Mitte der 1970er-Jahre und Mitte bis Ende der 1990er-Jahre vollzogen haben, identifiziert werden.

Dieser Beitrag³ liefert aufbauend auf der nun vorliegenden verlängerten BIP-Zeitreihe und den bereits daraus abgeleiteten ersten Ergebnissen weitere Einsichten in das Wachstum und das konjunkturelle Muster der Kleinstvolkswirtschaft Liechtenstein, welche auch in einem vergleichenden Kontext stehen mit den benachbarten, ungleich grösseren Volkswirtschaften der Schweiz, Österreichs und Deutschlands (über die letzten vier Jahrzehnte).⁴

Nach dieser Einleitung werden im zweiten Kapitel der langfristige Wachstumspfad und die kurzfristige konjunkturelle Amplitude untersucht, wobei ersichtlich wird, dass Liechtenstein sowohl ein stärkeres Wachstum (welches sich aber am aktuellen Rand stark abgeschwächt hat) als auch ein höheres Mass an konjunkturellen Fluktuationen aufweist als die drei Nachbarstaaten. Betrachtet man, wie in Kapitel 3, die sehr hohe Volatilität der gesamtwirtschaftlichen Aktivität Liechtensteins, kann man nach einem anfänglichen Rückgang eine starke Erhöhung der Volatilität seit den 1990er-Jahren beobachten. Es ist in Liechtenstein also zu einer „Great Agitation“ gekommen, welche die internationale „Great Moderation“ (Rückgang der Volatilität im Konjunkturzyklus), die bis vor der aktuellen Finanzkrise angehalten hat, kontrastiert. Diese Agitation entstand vor allem durch die zunehmende anteilmässige Bedeutung des Finanzdienstleistungssektors und die steigende Volatilität in jenem Sektor. Wie in Kapitel vier gezeigt wird, ist es zu einer Wachstumskonvergenz der vier Staaten gekommen, die Synchronität der Konjunkturzyklen ist in dieser Zeit (vor allem aber ab den 1990er-Jahren) noch weiter angestiegen. Kapitel 5 widmet sich dem statistischen Vorlauf der liechtensteinischen realen BIP-Wachstumsrate und dem BIP-Zyklus gegenüber der Schweiz, welcher interessanterweise hoch signifikant ist und stabil in verschiedenen in diesem Kontext adäquaten Modellen und Spezifikationen. Im Anhang werden einige, für dieses Papier wichtige ökonometrische Konzepte illustriert und detaillierte Ergebnisse dargestellt.

Es werden als Teil dieses Papiers vorangehende Forschungsergebnisse mit ergänzenden Methoden bestätigt, welche eine Wachstumsschwäche Liechtensteins identifiziert haben,

³ Der Autor möchte sich bei folgenden Personen für das Gegenlesen dieses Manuskripts und hilfreiche Kommentare bedanken: Prof. Martin Kocher, Dr. Wilfried Marxer, Prof. Carsten-Henning Schlag, Christian Frommelt, Hans Brunhart, Thomas Lageder.

⁴ In diesem Zusammenhang sollte auch erwähnt werden, dass Liechtenstein eben nicht nur ein Sonderfall einer Oase für Finanzdienstleistungen darstellt, sondern hoch-industrialisiert ist und über eine breit diversifizierte Branchenstruktur verfügt. Liechtenstein hat im Vergleich zu den drei anderen Nachbarstaaten mit fast 50% den höchsten Anteil der Industrie an der Gesamtbeschäftigung (im Vergleich zu rund 25% in den Nachbarstaaten) und erwirtschaftet mit 38.8% auch einen deutlich höheren Anteil der Gesamtwertschöpfung im Bereich Industrie (für die Zahlenangaben: AMT FÜR STATISTIK [2013b.]). Es lässt sich in Liechtenstein im Gegensatz zu vielen anderen Industrieländern kein Deindustrialisierungsprozess feststellen (KELLERMANN UND SCHLAG [2008b, S. 42]).

allerdings gepaart mit der neuen Erkenntnis, dass gleichzeitig die Volatilität des konjunkturellen Musters (in starkem Kontrast zu seinen Nachbarn) schon seit zwei Jahrzehnten zunimmt, also das Risiko im sich verlangsamenden Wachstumsprozess steigt. Für Liechtenstein bedeutet dies, dass sich der traditionelle Zielkonflikt, der für einen Kleinstaat typischerweise gilt, verschärft hat. Ein Klein(st)staat muss sich naturgemäss auf Nischen spezialisieren oder tut dies ganz bewusst, um eine höhere Produktivität zu erzielen und somit Kleinheitsnachteile zu kompensieren (vgl. KOCHER [2002, S.135–136 und 242–245]). Die Kleinheit und die hohe Spezialisierung bringt aber eine geringe Risikodiversifizierung mit sich, wodurch sich der Zusammenhang, oder besser gesagt der Zielkonflikt hohes Wachstum vs. hohes Risiko ergibt. Für Liechtenstein scheint dies der Fall zu sein, wie sich schon im nächsten Kapitel zeigt und wofür im dritten Kapitel Gründe gesucht werden: Liechtenstein ist vergleichsweise extrem stark gewachsen, hat aber auch eine im Gegensatz zu den Nachbarstaaten sehr hohe Volatilität aufzuweisen. Allerdings muss ab den 1990er-Jahren, wie bereits an früherer Stelle angesprochen, ein neuer Zusammenhang beobachtet werden: Die Volatilität steigt weiter, bei gleichzeitig fallendem Wirtschaftswachstum. Der Nachteil der zusätzlichen Volatilitätssteigerung ist also nicht mehr mit einem Vorteil des zusätzlichen Wachstums gepaart.

Dieses Arbeitspapier entstand im Zuge des Forschungsprojektes „Europäische Kleinstaaten im internationalen, ökonomischen Spannungsfeld“ im Forschungsbereich Kleinstaaten-Ökonomik des Liechtenstein-Instituts (Fachbereich Wirtschaft). Neben anderen Themenbereichen in diesem Forschungsprojekt wird es auch interessant sein zu überprüfen, ob sich einige der hier getroffenen Aussagen im Kontext von Konjunktur und Wachstum des Kleinstaates Liechtenstein im Vergleich mit den grösseren Nachbarstaaten Schweiz, Österreich und Deutschland auch auf den generellen Fall eines Kleinstaates gegenüber einem Grossstaat übertragen lassen, also ob dies auch für andere Kleinstaaten (ebenfalls im Vergleich mit deren Nachbarn) gilt. Da die Arbeitspapiere des Liechtenstein-Instituts an eine breite interessierte und auch nicht-akademische Öffentlichkeit gerichtet sind, werden in diesem Papier die statistischen Konzepte und Begrifflichkeiten sowie das methodische Vorgehen ausführlicher erklärt als in der ökonomischen Literatur gemeinhin üblich. Um den Lesefluss trotzdem nicht allzu sehr zu unterbrechen, wird vieles davon im Anhang abgehandelt.

2. STILISIERTE FAKTEN

Für die nachfolgenden Untersuchungen ist es wichtig, sowohl gedanklich als auch methodisch das langfristige Wachstum von kurzfristigen konjunkturellen Fluktuationen zu trennen. Dies kann getan werden, indem man den Konjunkturzyklus in den Zeitreihen identifiziert und analytisch vom langfristigen Wachstumstrend isoliert. Im Folgenden sollen die zwei hier verwendeten Konjunkturabgrenzungen, nämlich das klassische Konzept des Konjunkturzyklus und der Wachstumszyklus, kurz dargestellt werden:⁵ Der *klassische Konjunkturzyklus* bezieht sich auf das prozentuale Wachstum des realen Bruttoinlandsproduktes.⁶ Allerdings können sich schon dann rezessive Tendenzen manifestieren, wenn die gesamtwirtschaftliche Produktion real noch wächst, nämlich dann, wenn dieses unter dem langfristigen, durchschnittlichen Trendwachstum liegt. In solchen Phasen sind die Produktionsfaktoren unterdurchschnittlich ausgelastet, so dass es trotz positivem (wenn auch geringem) Wachstum typischerweise nicht zu einem Abbau von Arbeitslosigkeit kommt, da diese gestiegene Produktion vorwiegend auf Produktivitätszuwächse zurückzuführen ist. Dieser Zusammenhang wird oft als „Gesetz von Okun“ bezeichnet. Es scheint also sinnvoll, die Konjunktur auch von der Perspektive der Produktionsauslastung zu betrachten und die Abweichung vom „natürlichen“ Produktionspotential (Produktionslücke, Output-Gap) der Volkswirtschaft zu untersuchen. Der Begriff Produktionspotential wurde durch OKUN [1962] bekannt und bezeichnet das „normale“ Produktionsniveau, bei dem die Produktionsfaktoren der Wirtschaft (Arbeit und Kapital) so ausgelastet sind, dass weder Überhitzung noch Unterkühlung existieren. Die konjunkturelle Komponente – der Konjunkturzyklus – ist also die Differenz zwischen dem Produktionspotential und der effektiv erzielten und beobachtbaren Produktion. Wird der konjunkturelle Zyklus per Abstützung auf die Trendabweichung (Produktionslücke) identifiziert, wird vom Konzept des *Wachstumszyklus* gesprochen. Üblicherweise wird für die Ermittlung der Produktionslücke das reale BIP oder manchmal auch die Industrieproduktion verwendet. Der Trend kann dabei auf Basis einer gesamtwirtschaftlichen Produktionsfunktion ökonometrisch oder mit parametrischen Zeitreihenmodellen geschätzt werden, oft wird aber mit nicht-parametrischen statistischen Filterverfahren eine glatte Komponente geschätzt. Neben dem Bruttoinlandsprodukt gibt es natürlich auch andere konjunkturrelevante Daten, welche typischerweise über ein vergleichbares Konjunkturmuster verfügen und oft auch über einen langfristig ansteigenden Trend. Beispiele dafür sind Beschäftigung,

⁵ Eine gute Übersicht über die verschiedenen Konzepte der Konjunkturdefinition und deren Anwendung auf die schweizerische Volkswirtschaft findet sich in AMSTAD [2000]. Auch in BRUNHART [2013, S.123-126 und 159-161] werden die verschiedenen Konzepte zusammenfassend erläutert, so dass hier auf eine Repetition dieser Konzepte verzichtet werden kann. Weiteren Einblick in Definition, Messung und Prognose von Konjunktur geben HARTWIG UND SCHIPS [2010], TICHY [1994], KNOOP [2004] oder NIERHAUS UND STURM [2003].

⁶ Wenn in der Öffentlichkeit von einer Rezession gesprochen wird, dann wird meistens der Begriff der „technischen Rezession“ gemeint. Diese technische Rezession bezeichnet zwei aufeinanderfolgende Rückgänge des realen, saisonbereinigten Bruttoinlandsprodukts im Vergleich zum Vorquartal. In diesem Beitrag werden aber Jahresdaten verwendet.

Aktienwerte, Konsum, Investitionen, Arbeits- und Kapitaleinkommen, Umsätze oder Gewinne der Firmen, Exporte oder Importe und gesamtwirtschaftliche Produktionszahlen.

Bevor man die verschiedenen Konjunktur- und Wachstumsmuster Liechtensteins, der Schweiz, Österreichs und Deutschlands differenziert vergleicht, ist es zunächst angebracht, die verwendeten Zeitreihen genauer unter die Lupe zu nehmen, sowohl in grafischer als auch in explorativ-analytischer Hinsicht. Die für die kommenden Analysen zentralen Zeitreihen sind die Jahreszahlen der jeweiligen realen Bruttoinlandsprodukte der vier untersuchten Staaten von 1972 bis 2011.⁷ Diese Zeitreihen sind im Anhang A.6. (ABBILDUNG 24, ABBILDUNG 25, ABBILDUNG 26 und ABBILDUNG 27) dargestellt und in TABELLE 15 und Fussnote 7 sind die Datenquellen angegeben.

2.1. Langfristiges Wachstum

Um die wirtschaftliche Entwicklung innerhalb der vier betrachteten Volkswirtschaften während der letzten 40 Jahre besser erfassen zu können, wird hier in einem ersten Schritt das langfristige Wachstum betrachtet. Im nächsten Unterkapitel 2.2. werden dann in einem zweiten Schritt die kurzfristigen, konjunkturellen Tendenzen untersucht werden.⁸

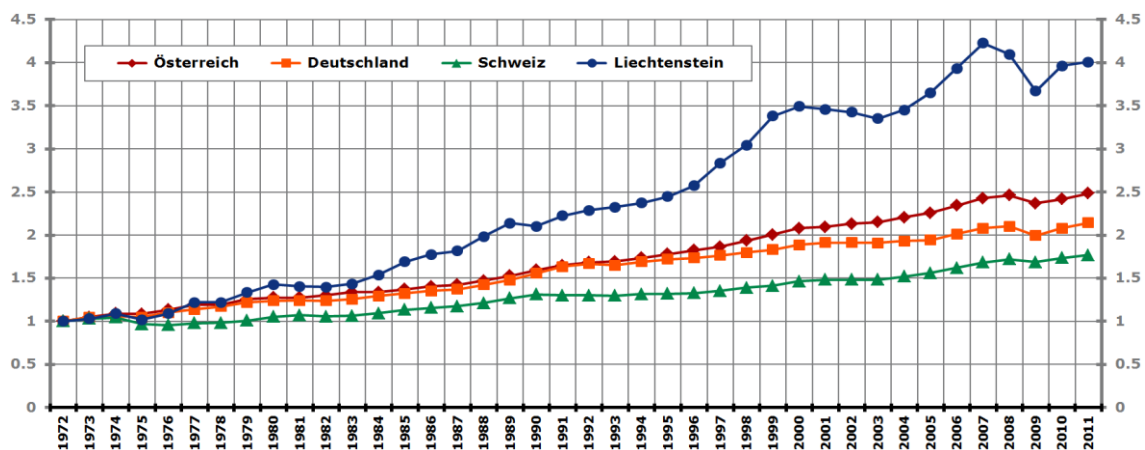
Wenn man das reale Bruttoinlandsprodukt auf das Jahr 1972 indexiert, wird in ABBILDUNG 1 schnell ersichtlich, dass das BIP Liechtensteins seit jenem Jahr mit Abstand am stärksten gewachsen ist. Es hat sich in jener Zeit circa vervierfacht, während es sich in den anderen drei Ländern in etwa verdoppelt hat.⁹

⁷ Die realen BIP-Daten für Österreich und Deutschland entstammen der „National Accounts Main Aggregates Database“ der Statistics Division der Vereinten Nationen, welche die Zahlen der nationalen statistischen Ämter verwenden, bei den aktuellen Jahren 2010 und 2011 vereinzelt aber auf Zahlen der OECD zurückgreifen. Für Deutschland wurde der Strukturbruch – ausgelöst durch die Wiedervereinigung – in der Database bereits bereinigt, indem das reale BIP des neuen Bundesgebietes anhand des Wachstumsraten Westdeutschlands retopoliert wurde. Für die Schweiz entstammen die realen BIP-Daten der historischen Tabelle auf der Homepage des schweizerischen Staatssekretariats für Wirtschaft (SECO). Die nominalen BIP-Zahlen Liechtensteins stammen aus AMT FÜR STATISTIK [2012b] (BIP 1998–2010), AMT FÜR STATISTIK [2013a] (BIP 2011) und BRUNHART [2012b] (BIP 1972–1997). Die realen Zahlen wurden daraus unter Verwendung des schweizerischen BIP-Deflators berechnet, welcher vom schweizerischen Bundesamt für Statistik publiziert wird, da für Liechtenstein ein Preisindex fehlt. Schweizerische Deflatoren für die Inflationsbereinigung nominaler (in Geld gemessener) Grössen der liechtensteinischen Volkswirtschaft zu verwenden ist plausibel und wird auch von OEHRY [2000, S.345] und SCHLAG [2011, S.43] vorgeschlagen. Dies wird üblicherweise so praktiziert und lässt sich durch die grosse Verflechtung Liechtensteins mit der Schweiz rechtfertigen (Wirtschafts-, Zoll- und Währungsunion). Die Relevanz schweizerischer Preisindizes wird auch durch die Tatsache unterstrichen, dass das liechtensteinische Amt für Statistik Zahlen des Bundesamtes für Statistik für den schweizerischen Landesindex der Konsumentenpreise übernimmt und in seine Publikationen integriert. Datenstand für die Analysen in diesem Papier ist März 2013. Die Datenreihen, welche in diesem Papier verwendet wurden und deren Quellen sind unter folgender Adresse abrufbar: <http://andreas.brunhart.com/publications>. Für die statistischen Datenanalysen wurden die Programme Excel 2010, EViews 7.2, Stata/SE 12.1 und gretl 1.9.9 verwendet.

⁸ Weitere Beiträge, welche sich speziell dem Wachstum und der Konjunktur Liechtensteins widmen (auch international vergleichend), sind SCHLAG [2004], KELLERMANN UND SCHLAG [2008a] und BRUNHART, KELLERMANN UND SCHLAG [2012].

⁹ Eine interessante Beobachtung in diesem Zusammenhang ist, dass das reale Wachstum in Deutschland und Österreich für lange Zeit beinahe deckungsgleich (siehe ABBILDUNG 1) ist, nach der deutschen Wiedervereinigung wuchs Deutschland dann aber langsamer als der kleinere Nachbar.

ABBILDUNG 1: Reales Bruttoinlandsprodukt (indexiert: BIP im Jahr 1972 $\hat{=}$ 1)

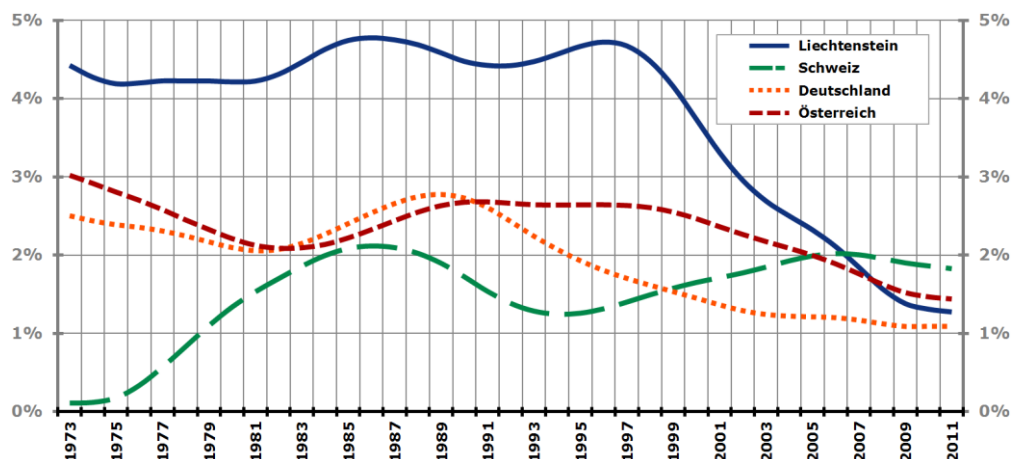


Was aber erst ersichtlich wird, wenn man das langfristige Trendwachstum ermittelt, ist die Tatsache, dass das Trendwachstum (durchschnittliches Wachstum) in Liechtenstein ab Ende der 1990er-Jahre stark nachgelassen und sich kontinuierlich dem Niveau der anderen drei Staaten angepasst hat. In BRUNHART, KELLERMANN UND SCHLAG [2012] wird, basierend auf deskriptiven, grafischen Analysen des Trendwachstums verschiedener realer Zeitreihen Liechtensteins (BIP, Exporte, aggregierte Einkommen), das Jahr 1998 als Strukturbruch im Wachstumspfad festgelegt. ABBILDUNG 2 zeigt diese Konvergenzentwicklung deutlich.¹⁰ Um dies zu untermauern, werden nun statistische Tests auf Strukturbruch nach CHOW [1960] und nach FISHER [1970] durchgeführt: Der deskriptive Eindruck (das Jahr 1998 als liechtensteinischer Strukturbruch) kann auf ökonometrischer Basis bestätigt werden.¹¹

¹⁰ Die extrem tiefen Werte des schweizerischen BIP hängen wohl auch mit der Start- und Endpunktproblematik von symmetrischen Filtern, wie es der HP-Filter ist, zusammen (zu dieser Thematik: siehe BRUNHART [2013, S.162]). Das mit längeren Datenreihen berechnete Wachstum des Produktionspotentials in ABBILDUNG 3 weist ein Trendwachstum von etwa zwei Prozent für die Jahre 1973 und 1974 aus. Zudem wird das geglättete Wachstum von sehr starken konjunkturellen Einbrüchen in der Schweiz im Zuge des Erdölschocks Mitte der 70er-Jahre und der zu dieser Zeit angewandten restriktiven Geldpolitik der Schweizerischen Nationalbank zur Stabilisierung des Preisniveaus geprägt, welche Investitionen und Exporte belastete.

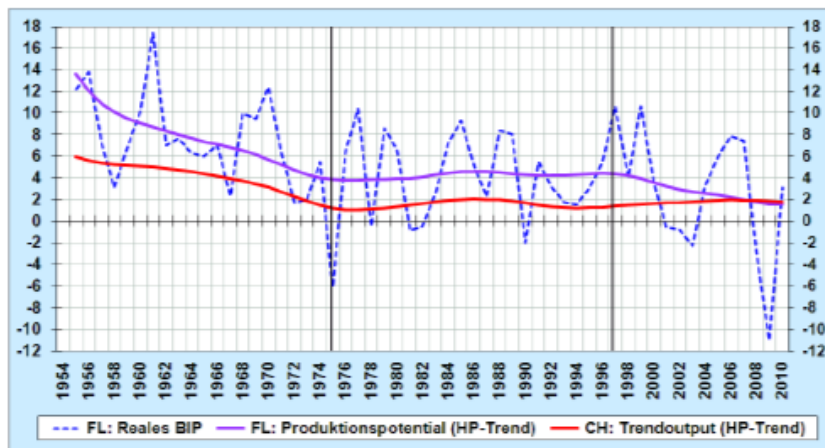
¹¹ Dabei wurden die logarithmierten Differenzen des liechtensteinischen realen BIP in ein ARMA-Modell mit Konstante eingepasst. ARMA[1,1] und ARMA[0,2] stellten sich bei einer maximalen Lag-Länge von zwei als passendste Spezifikationen heraus, die Resultate der Tests auf Strukturbruch (CHOW [1960] und FISHER [1970]) finden sich in TABELLE 19 im Anhang. Die Tatsache, dass sich die Volatilität im liechtensteinischen BIP ändert (wie in diesem Papier später mehrfach gezeigt wird), kann in diesem Kontext statistisch vernachlässigt werden: Tests von WHITE [1980] weisen keine Heteroskedastizität (zeitliche Abhängigkeit der Varianz der Fehler) in den angewandten ARMA-Modellen nach.

ABBILDUNG 2: Wachstum des Produktionspotentials (Trendwachstum des realen BIP)



In ABBILDUNG 3 wurde eine Verlängerung (1954-1971) einer provisorischen Version der in BRUNHART [2012b] zurückgeschätzten BIP-Reihe (1972-1997) vorgenommen. Dabei lässt sich erkennen, dass zu dem starken Rückgang des Trendwachstums des liechtensteini- schen Bruttoinlandsproduktes ein zweiter Strukturbruch Mitte der 1970er-Jahre dazukommt, wo es nach einem extrem starken (aber zurückgehenden) Trendwachstum zu einer Stagnation der Wachstumsraten gekommen ist, wenn auch immer noch auf hohem Niveau.

ABBILDUNG 3: Trendwachstum des realen BIP der Schweiz und Liechtensteins



Quelle: BRUNHART, KELLERMANN UND SCHLAG [2012, S.10]

Neben der Identifikation der Strukturbrüche und der Wachstumskonvergenz-Tendenzen zur Schweiz betonen BRUNHART, KELLERMANN UND SCHLAG [2012, S.16–20] auch, dass das Trendwachstum in Liechtenstein stark durch ein Beschäftigungswachstum getrieben ist.¹² Die Wachstumsraten der Arbeitsproduktivität hingegen waren in einzelnen Jahren des vergangenen Jahrzehnts sogar negativ.

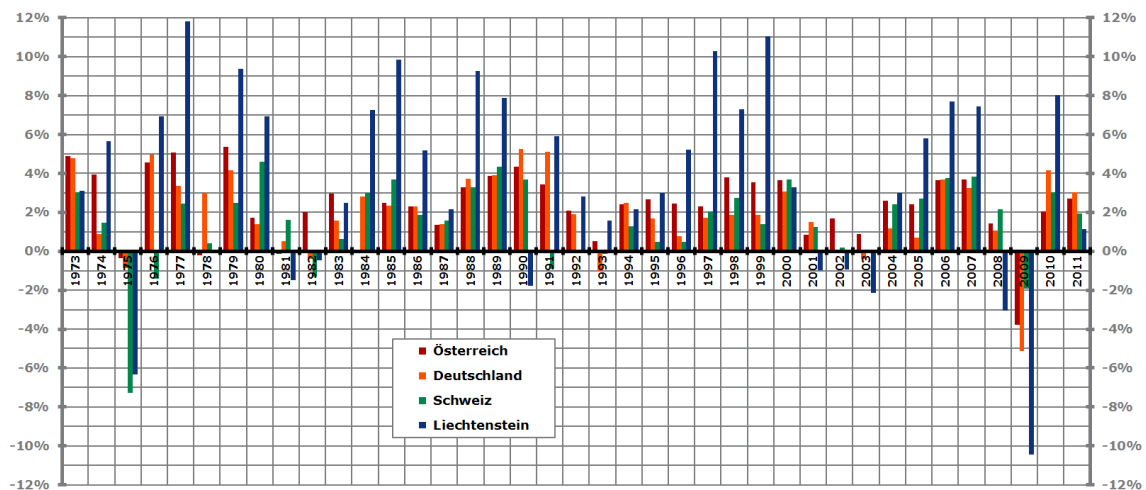
¹² Die Beschäftigung im Inland wuchs von 20'037 Beschäftigten im Jahre 1992 auf 35'253 in 2011 (vgl. AMT FÜR STATISTIK [2012a]), bei einer Wohnbevölkerung von 36'475 (18'279 tägliche Zupendler) in 2011.

Die aktuelle Finanzkrise wird in der wissenschaftlichen Analyse oft schon als weiterer Strukturbruch gewertet. Dieser Bruch wird also nicht nur als konjunkturelles Phänomen gesehen, sondern es wird gefolgert, dass gewisse Wirkungen persistent sind und die Volkswirtschaft als Folge auf einem tieferen Wachstumspfad wachsen wird (vgl. BRUNHART, KELLERMANN UND SCHLAG [2012, S.15]).

2.2. Konjunkturmuster

Nach der Analyse des Wachstums stehen nun die Konjunkturmuster der vier Nationen in vergleichendem Fokus. Dabei sind zunächst die realen BIP-Wachstumsraten von 1972 bis 2011 im Zentrum des Interesses, danach werden dann die Konjunkturzyklen (gemessen als prozentuale Trendabweichungen) analysiert. In ABBILDUNG 4 sind die realen Wachstumsraten des Bruttoinlandsproduktes Liechtensteins, Österreichs, der Schweiz und Deutschlands dargestellt.

ABBILDUNG 4: Reale Wachstumsraten des Bruttoinlandsproduktes



Zunächst einmal fällt auf, dass konjunkturhistorische Fluktuationen ihren Fussabdruck in den zyklischen Amplituden aller vier Staaten hinterlassen haben: Die weltweite Unsicherheit nach dem Kollaps des Bretton-Woods-Systems fixer Wechselkurse gepaart mit dem ersten Ölpreisschock mündete in eine weltweite Stagflation Mitte der 1970er. Die Wirkungen dieser Weltwirtschaftskrise auf die Schweiz und Liechtenstein wurden noch verstärkt durch die restriktive Geldpolitik der Schweizerischen Nationalbank zur Inflationsbekämpfung, was auch die Exportwirtschaft belastete. Des Weiteren sind rezessive Entwicklungen in den späten 1970er-Jahren

und frühen 1980er-Jahren augenscheinlich (Iranische Revolution und der zweite Ölschock). Neben einem kurzen Wachstumsdämpfer 1987 (Black-Monday-Crash an den Finanzmärkten) ergab sich eine wirtschaftlich schwache Dynamik in der ersten Hälfte der 1990er-Jahre (Irak-Krieg und dritte Erdölkrise). Die zwei jüngsten Rezessionen nach der Jahrtausendwende, vor allem der extreme Rückgang des Outputs 2008 und 2009 im Zuge der Finanzkrise, sind sehr gut erkennbar.

Es zeichnet sich ab, dass sich die Konjunkturmuster der Staaten gleichen, Boomphasen und Rezessionen sind zeitlich ähnlich. Bereits aus der bisherigen Analyse lässt sich der deskriptive Eindruck gewinnen, dass in der vergleichsweise sehr kleinen und sehr offenen Volkswirtschaft Liechtensteins die konjunkturellen Ausschläge deutlich am grössten sind, die realen Wachstumsraten bewegten sich dort in einem Band von etwa plus 12 bis minus 10 Prozent. Auch scheinen optisch aus ABBILDUNG 4 beurteilt die Wachstumsraten Liechtensteins im Durchschnitt am höchsten gewesen zu sein. Um dies besser beurteilen zu können, sind in TABELLE 1 sowohl die Mittelwerte der Wachstumsraten wie auch deren Standardabweichungen (als Volatilitätsmass) berechnet, sowohl total über den gesamten Zeitraum als auch in einzelne Jahrzehnte eingeteilt.

TABELLE 1: Durchschnittliches Wachstum und Volatilität

	Durchschnittliches Wachstum (Mittelwert der Wachstumsraten)				Volatilität (Standardabweichung der Wachstumsraten)			
	FL	A	CH	D	FL	A	CH	D
1972-1980	4.7%	3.3%	0.2%	2.9%	5.7%	2.4%	3.7%	2.1%
1981-1990	4.0%	2.3%	2.2%	2.3%	4.4%	1.5%	1.7%	1.7%
1991-2000	5.3%	2.7%	1.1%	1.9%	3.4%	1.0%	1.4%	1.6%
2001-2011	1.4%	1.7%	1.8%	1.2%	6.0%	2.1%	1.9%	2.7%
1972-2011	3.7%	2.4%	1.5%	2.0%	4.9%	1.8%	2.2%	2.0%

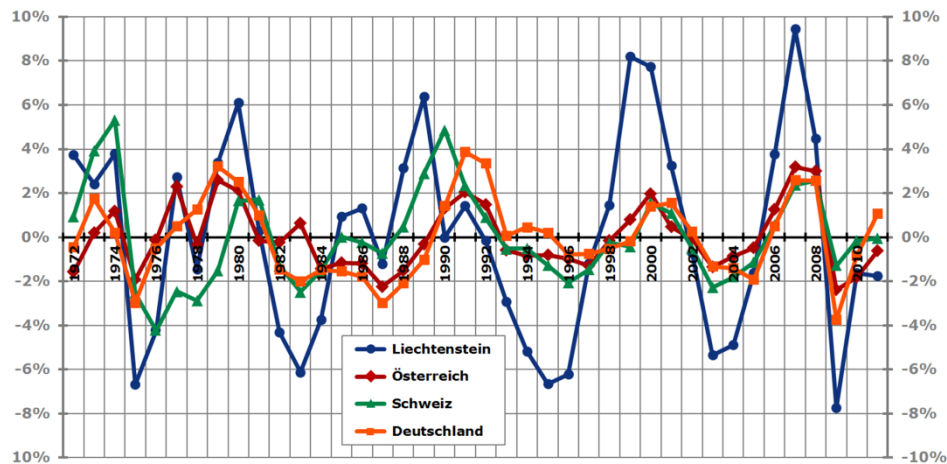
Unter der Verwendung der durchschnittlichen Wachstumsraten und der Standardabweichung verschiedener Zeitperioden (1972–1980, 1981–1990, 1991–2000, 2001–2011) lassen sich jetzt verschiedene Beobachtungen in Bezug auf das Wachstum und die Volatilität der vier berücksichtigten Volkswirtschaften formulieren. Zum einen ist das durchschnittliche Wachstum in allen Staaten kontinuierlich zurückgegangen, wobei es in Liechtenstein mit Ausnahme des letzten betrachteten Jahrzehnts, in dem es zu den Niveaus der Nachbarländer konvergiert ist, deutlich am höchsten war. Zum anderen lässt sich bezüglich der Volatilität zweierlei feststellen: Nach einer gewissen Moderationsphase ist es in der letzten Zeitperiode, in welche auch die Finanzkrise fällt, wieder zu einem Anstieg der Volatilität, sprich der Amplitude der konjunkturellen Fluktuationen, gekommen. Um zu sehen, dass dieser Anstieg im Falle Liechtensteins schon früher und vor allem stärker der Fall war, werden in Kapitel 3 rollierende Standardabweichungen betrachtet. Im Kleinststaat Liechtenstein war die Volatilität zudem erwartungsgemäss in allen Zeitperioden klar am stärksten (mehr als doppelt so hoch wie in den anderen betrachteten Nationen).

Auch die zyklische Komponente bringt Aufschluss über die Konjunkturmuster.¹³ Berechnet man die prozentuale Abweichung des realen BIP vom langfristigen Trend,

¹³ In der zeitreihenanalytischen Untersuchung wachstums- und konjunkturbezogener Phänomene werden Zeitreihen oft ökonometrisch in ihre Komponenten zerlegt. Demnach besteht jede beobachtbare Zeitreihe (wie zum Beispiel das reale BIP) aus vier nicht beobachtbaren Komponenten, welche nicht direkt gemessen, aber geschätzt werden können: Trendkomponente (langfristiges Wachstum), zyklische Komponente (Konjunktur), saisonale Komponente (bei unterjährigen Daten) und irreguläre Komponente (Residuum: Schocks etc.).

welcher wie bei der Wachstumsanalyse vorhin per HP-Filter nach HODRICK UND PRESCOTT [1997] determiniert wurde, so kann man ähnliche Beobachtungen machen wie bei der Betrachtung der realen Wachstumsraten.

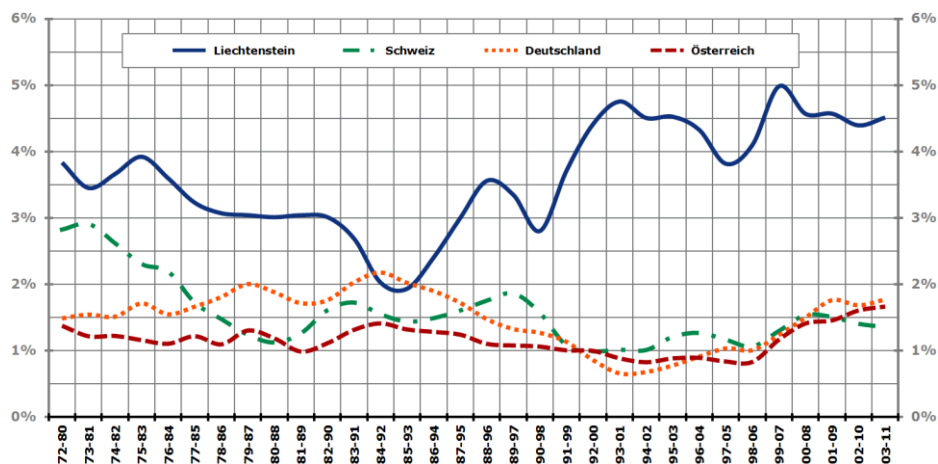
ABBILDUNG 5: Konjunkturelle Amplitude (%-Abweichung vom HP-Trend des realen BIP)



Es kann aus der Grafik von ABBILDUNG 5 gefolgert werden, dass die Konjunkturmuster ziemlich synchron verlaufen, sowohl was Timing der Wendepunkte als auch Länge der Konjunkturphasen betrifft. Für alle vier Volkswirtschaften können jeweils zehn wichtige Wendepunkte identifiziert werden.

Das Ausmass der konjunkturellen Fluktuationen kann anhand der mittleren absoluten Abweichung bestimmt werden. Diese war für Liechtenstein über den gesamten Zeitraum 1972–2011 erwartungsgemäss mit 3.7% klar am höchsten, während sie für Österreich 1.2%, für die Schweiz 1.7% und für Deutschland 1.5% betrug. Berechnet man jeweils 9-Jahres-Durchschnitte (rollierende Fenster) der absoluten Trendabweichung, kann man eine Entwicklung der Grösse der konjunkturellen Amplitude über die Zeit beobachten, wie sie in ABBILDUNG 6 dargestellt ist.

ABBILDUNG 6: Rollierende 9-Jahres-Durchschnitte der prozentualen (absoluten) BIP-Trendabweichung



Ausser Ende der 1980er-Jahre/Anfang der 1990er-Jahre (als die Fluktuationen in Deutschland im Zuge der Wiedervereinigung sehr hoch waren) war die absolute Abweichung der liechtensteinischen Kleinstvolkswirtschaft erwartungsgemäss immer deutlich am höchsten, wobei sie sich nach einem gewissen Rückgang seit den 1990er-Jahren wieder stark vergrössert hat. Auf diese Zunahme der Volatilität, welche im krassen Gegensatz zu den drei Nachbarstaaten steht (wo die Volatilität nach langer Moderation erst wieder im Zuge der Finanzkrise zugenommen hat), wird in Kapitel 3 weiter eingegangen.

Um die (gleichlaufende) Konformität der Konjunkturmuster der vier Länder zu evaluieren, werden die kontemporären Korrelationen berechnet. Die Resultate sind in TABELLE 2 dargestellt. Berücksichtigt dabei sind die realen BIP-Wachstumsraten wie auch die prozentualen Abweichungen vom BIP-Trend, welcher jeweils mit dem HP-Filter ermittelt wurde.

TABELLE 2: Korrelationen der Wachstumsraten und der Trendabweichung

Korrelation, BIP real: 1972-2011	Liechtenstein	Österreich	Schweiz	Deutschland
	Wachstumsraten/Trendabweichung			
Liechtenstein		0.69***/0.63***	0.57***/0.62***	0.61***/0.52***
Österreich	0.69***/0.63***		0.47***/0.43***	0.76***/0.81***
Schweiz	0.57***/0.62***	0.47***/0.43***		0.50***/0.47***
Deutschland	0.61***/0.52***	0.76***/0.81***	0.50***/0.47***	

Wie die zweiseitigen Signifikanztests zeigen, sind alle Korrelationen klar signifikant von Null verschieden und positiv. Die drei Sterne in TABELLE 2 zeigen an, dass die Nullhypothese der Insignifikanz auch auf einem Signifikanzniveau von 1% abgelehnt werden kann. Die Höhe der Korrelationskoeffizienten bewegt sich zwischen 0.43 und 0.81. Vor allem zwischen Deutschland und Österreich besteht ein starker konjunktureller Gleichlauf.

In TABELLE 2 zeigt sich auch ein Effekt der europäischen Integration, welche sich in der höheren Korrelation der beiden EU-Mitglieder Österreich und Deutschland widerspiegelt. Die Schweiz ist weder Mitglied bei der Europäischen Union noch beim Europäischen Wirtschaftsraum und hat den Schweizer Franken anstatt Euros als Zahlungsmittel, auch deshalb sind die Korrelationen geringer. Sie fallen auch geringer aus als in Liechtenstein, welches Mitglied beim EWR ist und darüber hinaus eine noch höhere Aussenhandelsorientierung als die Schweiz aufweist. Dass die Korrelation zwischen allen vier Ländern über die Zeit jedoch stark zugenommen hat, vor allem seit den 1990er-Jahren, wird in Kapitel 4 gezeigt.

2.3. Zusammenfassung der wichtigsten Beobachtungen

Wenn man die Grafiken und Zahlen des realen Bruttoinlandsproduktes, sowohl in Bezug auf die Wachstumsraten als auch auf die konjunkturellen Trendabweichungen, betrachtet, können folgende deskriptive Eindrücke gewonnen werden, von denen es einige im späteren Verlauf der Papiere noch weiter zu verifizieren gilt:

[1.] *Kleinstvolkswirtschaft Liechtenstein mit höherer Volatilität und Dynamik*: Es kann festgestellt werden, dass der Klein(st)staat Liechtenstein über grössere konjunkturelle Fluktuationen verfügt, was nicht sonderlich überraschend ist (dieser Punkt wird in Kapitel 3.1. nochmals detailliert diskutiert). Auch das Wachstum des BIP über die letzten vier Jahrzehnte war im Schnitt deutlich dynamischer als in den drei grösseren Nachbarstaaten, wie in diesem Kapitel schon gezeigt wurde.

[2.] *Great Moderation in den drei grossen Staaten bis zur Finanzkrise*: Im Einklang mit einer breiten Palette an internationaler Literatur (die prominentesten Beiträge stammen von STOCK UND WATSON [2002] und BERNANKE [2004]) kann hier für die Schweiz, für Österreich und Deutschland analog zu internationalen Tendenzen ein Rückgang der Volatilität, welcher erst mit der Finanzkrise abrupt beendet wurde, beobachtet werden. Dieser Rückgang wird gemeinhin als „Great Moderation“ bezeichnet. Die Gründe dafür sind eher umstritten und können auch zwischen den betroffenen Ländern divergieren: Oft wird bessere geldpolitische (teils auch fiskalpolitische) Steuerung dafür verantwortlich gemacht oder es wird darauf verwiesen, dass lediglich das eher zufällige Ausbleiben grosser Schocks dafür ursächlich gewesen sei („Good-Luck-Hypothese“). Auch strukturelle Verschiebungen innerhalb der Volkswirtschaften werden als mögliche Ursachen ins Feld geführt. Dies soll aber anfangs von Kapitel 3 vertiefter diskutiert werden. Wie im nächsten Punkt [3.] angesprochen und ebenfalls in Kapitel 3 unter die Lupe genommen wird, trifft diese „Great Moderation“ für Liechtenstein nicht in dieser Form zu. Dort dauerte die Moderationsphase nur bis zu Beginn der 1990er-Jahre, danach stieg die gesamtwirtschaftliche Volatilität wieder.

[3.] *Great Agitation in Liechtenstein bis zur Finanzkrise*: Für Liechtenstein lässt sich kein Rückgang der durchschnittlichen konjunkturellen Amplitude über den ganzen Zeitraum beobachten. Im Gegenteil, es kann sogar von einer „Great Agitation“, also einer Erhöhung der Volatilität der liechtensteinischen Volkswirtschaft gesprochen werden, welche ab Ende der 1980er-Jahre, nach einer gewissen Moderation bis in die 1990er-Jahre, einsetzt. Wie in Kapitel 3 gezeigt wird, hängt dies vor allem mit der zunehmenden Bedeutung des Finanzsektors und mit dessen steigender Volatilität zusammen.

[4.] *Starke Fluktuationen im neuen Jahrtausend*: Bedingt durch die einschneidenden Ereignisse des Platzens der „Dot-Com-Bubble“ nach starkem konjunkturellen Überschüssen zu Beginn des neuen Jahrtausends sowie der Finanz-, Euro- und Schuldenkrise als jähes Ende des Konjunkturbooms bis 2007 ist es im neuen Jahrtausend international wieder zu starken Fluktuationen und auch zu grösseren konjunkturellen Amplituden gekommen. Ob diese sich wieder erhöhende volkswirtschaftliche Volatilität nur ein vorübergehendes Phänomen oder eine langfristige, strukturelle Abkehr von der internationalen „Great Moderation“ darstellt, wird sich in der Zukunft zeigen (diese Frage wird aktuell intensiv diskutiert, siehe dazu auch zum Beispiel CLARK [2009]).

[5.] *Strukturbrüche im Wachstumspfad*: Wie an früherer Stelle dieses Kapitels schon gezeigt, lassen sich in Bezug auf Liechtenstein verschiedene Strukturbrüche analytisch identifizieren. Einerseits ist es im Zuge der Ölkrise in den 1970er-Jahren und dann gegen Ende der 1990er-Jahre zu einer deutlichen Wachstumsverlangsamung gekommen. Andererseits lässt sich auch in Bezug auf das konjunkturelle Muster ein Strukturbruch erkennen („Great Agitation“ in Liechtenstein seit den 90er-Jahren), der bereits in Punkt [3.] behandelt wird. Auch in den drei Nachbarstaaten ist es tendenziell zu einer Wachstumsverlangsamung, auch unter dem Einfluss der Finanzkrise, gekommen. In allen vier analysierten Staaten hat sich das Wachstum des Potentialoutputs auf unter 2% pro Jahr eingependelt.

[6.] *Konjunktureller Verlauf in den vier Ländern sehr synchron*: Wie man bei der Betrachtung sowohl der Wachstumsraten als auch der Trendabweichung in Kapitel 2 sehen kann, verlaufen die Konjunkturmuster der vier betrachteten Staaten recht synchron. Die starken Boomphasen in den letzten Jahrzehnten lassen sich in allen vier Ländern ähnlich identifizieren und terminieren und auch die internationalen rezessiven Einflüsse während der betrachteten Zeitperiode wirken sich vergleichbar aus.

[7.] *Synchronisierung der Konjunkturzyklen und Wachstumskonvergenz*: Wie spätere Berechnungen in Kapitel 4 nahelegen, ist es zu einer Annäherung von Konjunktur und langfristigem Wachstum zwischen den betrachteten Nationen während den letzten Jahrzehnten gekommen. Dies ist, zumindest für die Schweiz, Deutschland und Österreich schon in ABBILDUNG 5 zu erahnen.

[8.] *Konjunktureller Vorlauf Liechtensteins*: Wie sich in ABBILDUNG 5 schon etwas abzeichnet, scheint das liechtensteinische reale Bruttoinlandsprodukt über einen gewissen Vorlauf gegenüber den Nachbarstaaten, vor allem gegenüber der Schweiz, aufzuweisen. Diese Thematik wird in Kapitel 5 ausführlich behandelt.

3. INTERNATIONALE „GREAT MODERATION“ VS. „GREAT AGITATION“ IN LIECHTENSTEIN

Der Begriff „Great Moderation“ wurde von STOCK UND WATSON [2002] geprägt, aber auch durch eine Rede des heutigen US-Nationalbankchefs Ben Bernanke 2004 der Öffentlichkeit bekannt (vgl. BERNANKE [2004]).¹⁴ Darunter wird die graduelle Reduktion der Fluktuationen in der gesamtwirtschaftlichen Aktivität verstanden. Zunächst für die Vereinigten Staaten und dann für viele andere Staaten wurde die Beobachtung gemacht, dass die Volatilität in den 1980er- und 1990er-Jahren deutlich nachgelassen hat. Dabei wurden üblicherweise die Wachstumsraten des realen Bruttoinlandsproduktes analysiert, aber auch andere Zeitreihen wie verschiedene Komponenten der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung, die Produktion, die Preise, die Beschäftigung und die Zinsen. Erst durch die aktuelle Finanzkrise wurde diese Moderation durchbrochen, wie auch CLARK [2009] in seinem Beitrag folgert. Interessant wird es sein zu ergründen, ob dieser Unterbruch nur einen kurzfristigen Schock darstellt oder zu einem anhaltenden Strukturbruch führt, der durch wieder gestiegene Volatilität auf lange Sicht gekennzeichnet ist.

Verschiedene empirische Beiträge unterstützen die „Great Moderation“-These. Beispiele dafür sind SUMMERS [2005] für die USA, BILEK-STEINDL [2012] für Österreich und CABANILLAS UND RUSCHER [2008] für die EU-Mitgliedstaaten und die Schweiz. Oft genannte Erklärungsansätze für die beobachtete Moderation sind dabei Verschiebungen im sektoralen Produktionsmix innerhalb der Volkswirtschaften (vgl. z. B. BURREN UND NEUSSER [2012]), eine besser abgestimmte und stabilisierend wirkende Geldpolitik (vgl. z. B. CABANILLAS UND RUSCHER [2008]) oder eine effizientere Lagerverwaltung bei den Produzenten (vgl. MCCOLLEL UND PEREZ-QUIROS [2000]). Auch wird die sogenannte „Good-Luck-Hypothese“ als Ursache angeführt, welche einfach das Ausbleiben grosser Schocks (wie z. B. der Erdölschock in den 1970er-Jahren oder ein weltumspannender Krieg) dafür verantwortlich sieht (vgl. z. B. STOCK UND WATSON [2005]).

Im Folgenden wird zuerst das Volatilitätsmuster der letzten vier Jahrzehnte in den vier betrachteten Staaten untersucht, bevor im Unterkapitel 3.2. dann Ursachen für die besondere Volatilitätsentwicklung in Liechtenstein betrachtet werden. Dieses Kapitel behandelt also die Punkte [2.], [3.] und [4.] des Zwischenfazit von Abschnitt 2.3. ab Seite 19.

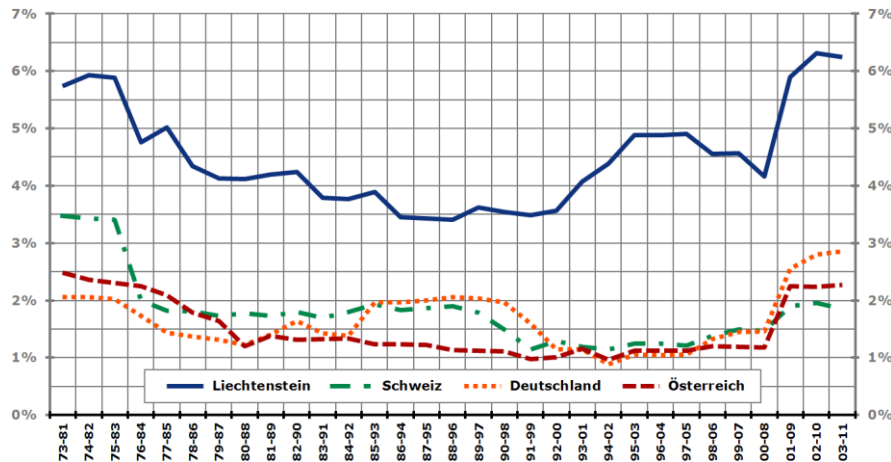
3.1. Beobachtete Volatilitätsentwicklung über die Zeit

Um den Verlauf der Volatilität über die Zeit im Kontext der vier betrachteten Staaten dynamisch noch besser untersuchen zu können, werden gleitende Standardabweichungen der realen BIP-Wachstumsraten gebildet (jeweils über neun Jahre in rollierenden

¹⁴ Weitere wichtige, aber hier nicht weiter diskutierte Beiträge im Kontext der „Great Moderation“ sind: BLANCHARD UND SIMON [2000], KIM UND NELSON [1999], MILLS UND WANG [2003].

Fenstern)¹⁵. Dies, um ein adäquates Mass für die gesamtwirtschaftliche Volatilität, also für das Wachstumsrisiko der Volkswirtschaft, zu erhalten (siehe ABBILDUNG 7).

ABBILDUNG 7: Standardabweichung der realen BIP-Wachstumsraten (rollierende 9-Jahres-Fenster)

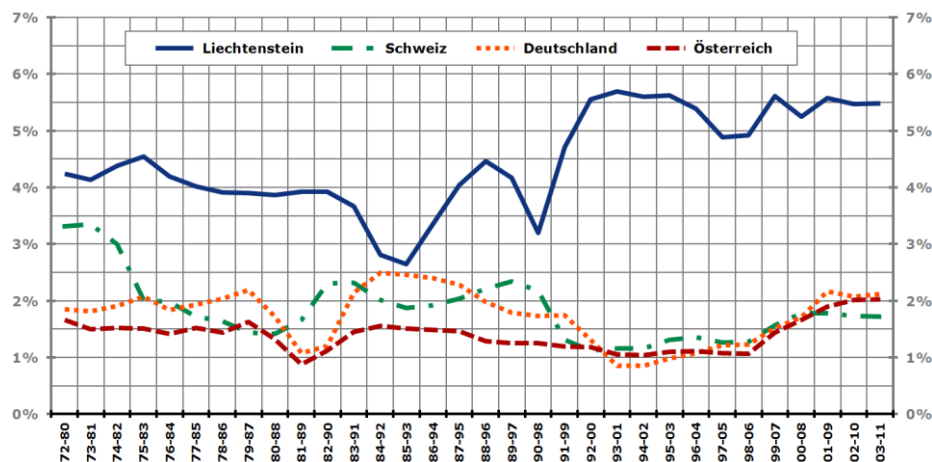


Die „Great Moderation“ in den vier betrachteten Staaten ist in dem recht kontinuierlichen Rückgang der Volatilitäten zu sehen. Bis Ende der 1990er-Jahre sanken die Werte der gleitenden Standardabweichungen gegenüber den 1970er-Jahren näherungsweise in Deutschland von 2% auf 1%, in Österreich von 2.5% auf 1.1% und in der Schweiz von 3.5% auf 1.2%. Auch für Liechtenstein ist zunächst ein Rückgang zu beobachten: Von knapp 6% auf unter 3.5%.

Während die Volatilität in den drei grossen Staaten erst wieder im Zuge der Finanzkrise kurz zu steigen beginnt, nimmt sie im Kleinstaat Liechtenstein bereits seit den frühen 1990er-Jahren wieder zu. Die Varianz der 9-Jahres-Fenster der realen Wachstumsraten beginnt ab Mitte der 1990er stark zu steigen. Wenn man anstatt der rollierenden Fenster der Standardabweichungen kurz die Standardabweichungen der realen Wachstumsraten Liechtensteins in zwei vordefinierten Perioden betrachtet, nämlich der sehr ruhigen Periode 1985–1994 und der sehr unruhigen Periode ab Mitte der 1990er-Jahre (1995–2011), dann stellt man fest, dass sich die Standardabweichung für die zwei Zeiträume von 3.6% auf 5.9% erhöht hat. Dieser Unterschied ist statistisch signifikant: Der zweiseitige F-Test verwirft die Nullhypothese, dass beide Standardabweichungen gleich gross sind auf dem 10%-Signifikanzniveau.

¹⁵ Als Länge der rollierenden Fenster zur Berechnung von gleitenden Standardabweichungen erscheint die durchschnittliche Dauer eines Konjunkturzyklus sinnvoll, es kommen also sieben oder neun Jahre in Frage (eventuell auch elf). Um symmetrische Fenster zu erhalten, wurde eine ungerade Anzahl an Jahren gewählt. In den Analysen wurden jeweils Fenster von neun Jahren verwendet. Die zentralen Resultate dieses Kapitels ändern sich aber nicht in Abhängigkeit der Wahl der Länge dieser Fenster, wie sich in Sensitivitätsanalysen herausgestellt hat. ABBILDUNG 33 zeigt exemplarisch den Verlauf der gleitenden Standardabweichungen der liechtensteinischen realen BIP-Wachstumsraten, als Mass der Volatilität, mit verschiedenen Zeitfenstern. Die beobachtete U-Form im Verlauf der Volatilität gilt für alle gewählten Zeitfenster und natürlich auch für den Durchschnitt aus allen Fenstern.

ABBILDUNG 8: Standardabweichung der realen BIP-Zyklen (rollierende 9-Jahres-Fenster)



Ein ähnliches Bild zeigt sich auch, wenn anstatt der realen Wachstumsraten die konjunkturellen Abweichungen vom BIP-Trend betrachtet werden (also die Produktionslücke, welche in ABBILDUNG 8 abgetragen ist): Auch hier erfolgte ab den 1990er-Jahren ein deutlicher Anstieg der Volatilität (gemessen als Standardabweichung rollierender 9-Jahres-Fenster) in Liechtenstein, während in den anderen drei Ländern zu jener Zeit immer noch eine Moderation stattfand, welche erst im Zuge der Finanzkrise durchbrochen wurde.¹⁶ Auch der Verlauf der mittleren absoluten Trendabweichung (Produktionslücke per HP-Filter) über die Zeit, welcher in ABBILDUNG 6 abgetragen ist, bestätigt die Beobachtung der seit den 1990er-Jahren ansteigenden Volatilität. Bei beiden Konjunkturkonzepten, reale Wachstumsraten und Trendabweichung, ist es in Liechtenstein seit den 1990er-Jahren ungefähr zu einer Verdoppelung der Volatilität gekommen (von ca. 3% auf ca. 6%), was einem sehr ausgeprägten Anstieg entspricht.

Die eben gemachten Beobachtungen widerspiegeln sich auch im Zeitverlauf des liechtensteinischen Volkseinkommens¹⁷, welcher in ABBILDUNG 28 im Anhang A.6. dargestellt ist: Die Volatilität nimmt ab den 1990er-Jahren stark zu, während das durchschnittliche Wachstum kontinuierlich abnimmt.

Die Beobachtung hinsichtlich der generell hohen Volatilität der Kleinstvolkswirtschaft Liechtenstein ist nicht ungewöhnlich: EASTERLY UND KRAAY [2000] weisen in ihrer empirischen Arbeit darauf hin, dass Kleinstaaten eine höhere Volatilität in den BIP-Wachstumsraten aufweisen (wegen der hohen Anfälligkeit für Terms-of-Trade-Schocks).¹⁸

¹⁶ Der kurze Anstieg der Volatilität der realen Wachstumsraten in Deutschland Ende der 80er- bis Anfang der 90er-Jahre ist der Wiedervereinigung geschuldet, dieser Anstieg wird auch in SUMMERS [2005] und CLARK [2009] nachgewiesen.

¹⁷ Die Zahlen zum Volkseinkommen entstammen dem liechtensteinischen Statistischen Jahrbuch (AMT FÜR STATISTIK [2013b, S.164]) und gehen auf die Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung Liechtensteins (1998-2010) und auf Schätzungen (1997-1954) von BRUNHART [2012b], KRANZ [1973] und SCHNETZLER [1966] und eigene Berechnungen für dieses Papier (Deflationierung) zurück.

¹⁸ Während früher in der ökonomischen Theorie vorwiegend die Meinung herrschte, dass Kleinstaaten auf Grund der geringeren Skaleneffekte gegenüber grossen Staaten benachteiligt sind, ist die Frage heute, ob Kleinstaaten prinzipiell determiniert durch ihre Kleinheit ein höheres oder geringeres BIP-pro-Kopf aufweisen, allgemein eher umstritten. Die theoretische Ansicht des systematischen ökonomischen

Die generell hohe Variation ist bei einem Kleinstaat wie Liechtenstein nicht erstaunlich: Ein Kleinstaat, oder in diesem Fall Kleinstaat, ist in höherem Masse externen Schocks ausgesetzt, wegen der kleinen Binnenwirtschaft und des typischerweise hohen Grades an Aussenhandelsverflechtung. Zudem hat ein Kleinstaat nur beschränkte geld- und fiskalpolitische Interventionsinstrumente, somit kann er diese Schocks auch nur in reduziertem Masse abfedern. Zu berücksichtigen ist auch die Tatsache, dass ein kleines Land naturgemäss tendenziell weniger breit diversifiziert ist in seiner volkswirtschaftlichen Struktur als ein grosses Land.¹⁹ Die geringere Diversifikation, sowohl bezüglich Anzahl Produzenten als auch Sektoren, macht anfällig für externe und interne Schocks.²⁰ Gemäss THORHALLSSON [2010, S.200] spüren kleine Staaten den rauen Wind internationaler Wirtschaftskrisen schneller und sind diesen auch ungeschützt ausgesetzt, können sich auf Grund schneller Entscheidungswege aber auch wieder schneller erholen.

Speziell erwähnenswert ist aber die angesprochene Great Agitation bei einem gleichzeitigen Rückgang der durchschnittlichen Wachstumsraten. Gemäss KOCHER [2002, S.135–136 und 242–245] kann sich ein Kleinstaat auf gewisse Nischen spezialisieren, wo er ökonomische Vorteile ausnutzt. Dadurch kann er eine hohe Produktivität erzielen und damit andere Nachteile ausgleichen. Diese Strategie, um möglicherweise im Vergleich zu einem grossen Land ein ähnliches oder höheres Pro-Kopf-Wachstum zu generieren, hat eine Kehrseite. Durch die zunehmende Spezialisierung sinkt nämlich die Risikodiversifizierung. Kurzum: Für die Erhöhung des Pro-Kopf-Wachstums durch eine Nischenstrategie muss eine noch höhere Volatilität in Kauf genommen werden. Für Liechtenstein scheint dies der Fall zu sein, wie Kapitel 2 gezeigt hat: Liechtenstein ist vergleichsweise extrem stark gewachsen, weist aber auch eine im Vergleich zu den Nachbarstaaten sehr hohe Volatilität auf. Allerdings muss ab den 1990er-Jahren eine neue Beobachtung gemacht werden. Die Volatilität steigt weiter bei gleichzeitig fallendem Wirtschaftswachstum. Der Nachteil der zusätzlichen Volatilitätssteigerung geht also nicht mehr mit dem Vorteil zusätzlichen Wachstums einher. Gründe dafür werden im nächsten Kapitel 3.2. diskutiert.

3.2. Ursachen der liechtensteinischen „Great Agitation“

Nachdem eine steigende Volatilität nachgewiesen werden konnte, gilt es in einem nächsten Schritt nach Ursachen für diesen Vorgang zu suchen. Auch wenn die durch die Kleinheit und hohe Produktionstätigkeit bedingte sehr hohe Aussenhandelsverflechtung

Nachteils der Kleinheit konnte jedoch empirisch weitgehend widerlegt werden. Siehe dazu auch: KELLERMANN UND SCHLAG [2012, S.16-17], SIMON [2006a, S.39-45], KOCHER [2002], MERKI [2007b] oder EASTERLY UND KRAAY [2000].

¹⁹ Dieser Nachteil betrifft den Kleinstaat Liechtenstein nicht so extrem, da er für seine Kleinheit über eine extrem diversifizierte Wirtschaftsstruktur verfügt (vgl. EISENHUT [2004]).

²⁰ Inwiefern durch Diversifizierung eine Reduzierung der konjunkturellen Volatilität erreicht wird, hängt natürlich von der konjunkturellen Sensitivität der einzelnen Sektoren ab. Generell stellt sich aber tendenziell eine geringere Empfindlichkeit gegenüber externen Schocks ein, welche nur einzelne Sektoren und nicht die gesamte Konjunktur betreffen oder gegenüber inländischen Krisen in einzelnen Sektoren.

wesentlich zu der allgemein hohen Volatilität beiträgt,²¹ kann das Niveau und der erfolgte Anstieg der Exportquote nicht als Erklärung des beobachteten Anstiegs der Variation in der liechtensteinischen Konjunkturentwicklung dienen. Die Entwicklung der Güterexporte zeigt keine nennenswerte Zunahme der Volatilität, dies ist in ABBILDUNG 29 im Anhang A.6. dargestellt (ausser natürlich, wenn die Jahre der Finanzkrise ins Zeitfenster kommen). Auch ist es nicht zu einem sprunghaften Anstieg der Exportquoten seit den 1990er-Jahren gekommen. Die Volatilität der Exporte müsste stärker steigen als jene des BIP, wenn der gesamtwirtschaftliche Anstieg der Volatilität hauptsächlich von den Exporten getrieben wäre, da Exporte als eine Verwendungskomponente des BIP üblicherweise stärker schwanken im Konjunkturverlauf als das totale BIP (siehe dazu auch Fussnote 21).

Allerdings kann festgestellt werden, dass im Finanzdienstleistungssektor die Volatilität stark zugenommen hat: Die gleitenden Standardabweichungen der realen Wachstumsraten der Bilanzsumme und der Bilanzgewinne der Banken in Liechtenstein steigen seit den 1990er-Jahren stark an, wie man in ABBILDUNG 31 im Anhang A.6. sieht. Auch hat die anteilmässige Bedeutung des Finanzdienstleistungssektors an der gesamten volkswirtschaftlichen Produktionsleistung in den letzten Jahrzehnten stark zugenommen. Diese beiden Beobachtungen korrespondieren gut mit der Volatilitätsentwicklung der gesamten Ökonomie Liechtensteins (siehe ABBILDUNG 7).

Um diese Argumentationslinie bezüglich des Einflusses der Finanzdienstleistungen auf das liechtensteinische Konjunkturmuster allerdings besser ergründen zu können, sollte das BIP in einzelne Komponenten aufgeteilt werden. Für das liechtensteinische Bruttoinlandsprodukt existieren Rückschätzungen für die einzelnen Komponenten der BIP-Einkommensentstehungsseite. Die Einkommensentstehungsseite besteht aus den vier folgenden Komponenten, dargestellt in TABELLE 3:²²

TABELLE 3: Einkommensentstehungsseite des Bruttoinlandsproduktes

	Arbeitnehmerentgelt
plus	Bruttobetriebsüberschuss
plus	Produktions- und Importabgaben
minus	Subventionen

=	Bruttoinlandsprodukt
=====	

Die genauen Abgrenzungen und Definitionen der vier BIP-Komponenten sind in der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR FL) dargelegt. „Der Betriebsüberschuss ist ein Mass für das Ergebnis der Produktionstätigkeit der gebietsansässigen produzierenden Einheiten nach Abzug des Arbeitnehmerentgeltes. Bei den Unternehmen entspricht der

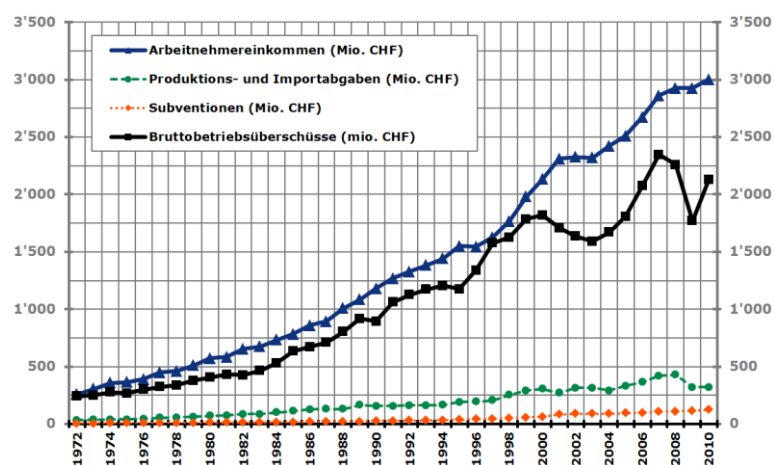
²¹ Teilt man das BIP nach der Verwendungsseite in die Komponenten Konsum, Investitionen, Staatsausgaben und Nettoexporte auf, so sind üblicherweise die Nettoexporte und die Investitionen sehr volatil im Konjunkturverlauf, während der Konsum eher glatt verläuft.

²² Die Werte für die vier Komponenten entstammen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung Liechtensteins in AMT FÜR STATISTIK [2012b] (1998–2011) sowie aus Schätzungen in BRUNHART [2012a] (1972–1997). Die verwendeten Daten und Quellen sind unter <http://andreas.brunhart.com/publications> erhältlich. Für die BIP-Verwendungsseite in Liechtenstein existieren keine Zahlen.

Betriebsüberschuss der VGR in etwa dem Betriebsergebnis vor Finanzerfolg, wie er im betrieblichen Rechnungswesen definiert ist.“ (AMT FÜR STATISTIK [2012b, S.56]). Die Arbeitnehmerentkommen umfassen „... alle Geld- und Sachleistungen, die von einem Arbeitgeber als Entgelt für geleistete Arbeit an einen Arbeitnehmer erbracht werden“ (AMT FÜR STATISTIK [2012b, S.56]). Die Produktions- und Importabgaben „sind Zwangsabgaben, die der Staat auf die Produktion und Einfuhr von Gütern oder auf den Einsatz von Aktiva im Produktionsprozess erhebt. Sie setzen sich zusammen aus den Gütersteuern (D.21) und den sonstigen Produktionsabgaben“ (AMT FÜR STATISTIK [2012b, S.59]). Die Subventionen stellen „... laufende Zahlungen ohne Gegenleistung [dar], die der Staat an gebietsansässige Produzenten leistet, um den Umfang der Produktion, die Verkaufspreise oder die Entlohnung der Produktionsfaktoren zu beeinflussen. Die Subventionen setzen sich aus den Gütersubventionen (D.31) und den sonstigen Subventionen (D.39) zusammen.“ (AMT FÜR STATISTIK [2012b, S.59]).

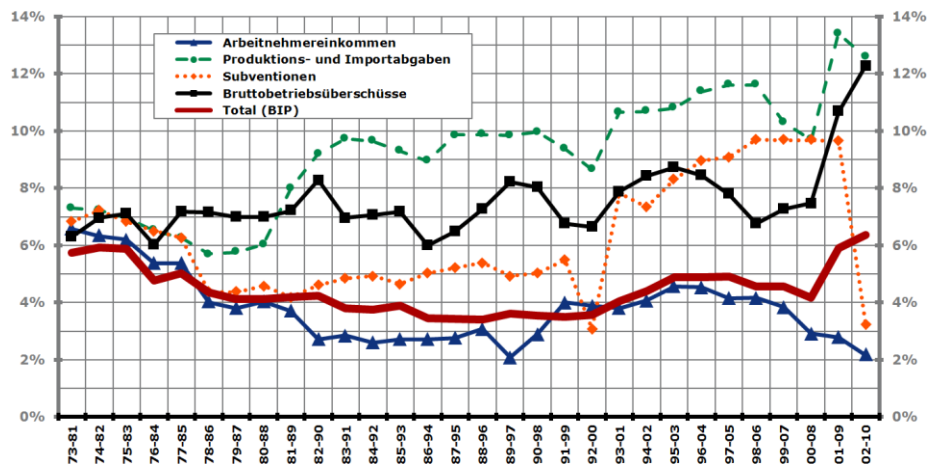
Bildet man diese vier Komponenten in einem Zeitreihendiagramm ab, kann man unmittelbar folgern, dass das Arbeitnehmerentgelt (im folgenden Arbeitnehmerentkommen genannt) und die Bruttobetriebsüberschüsse die anteilmässig klar wichtigsten Komponenten darstellen und die zweitgenannte Komponente zudem vergleichsweise sehr stark schwankt.

ABBILDUNG 9: Die vier Komponenten des BIP-Einkommensentstehungskontos (nominal)



Durch das Bilden von realen Wachstumsraten, deflationiert mit dem schweizerischen BIP-Deflator, der vier Komponenten und deren gleitende Standardabweichungen (rollierende 9-Jahres-Fenster) kann in ABBILDUNG 10 ein erster Eindruck gewonnen werden, welche Komponenten zum Anstieg der Volatilität beigetragen haben.

ABBILDUNG 10: Gleitende Standardabweichungen der realen Wachstumsraten (9-Jahres-Fenster)

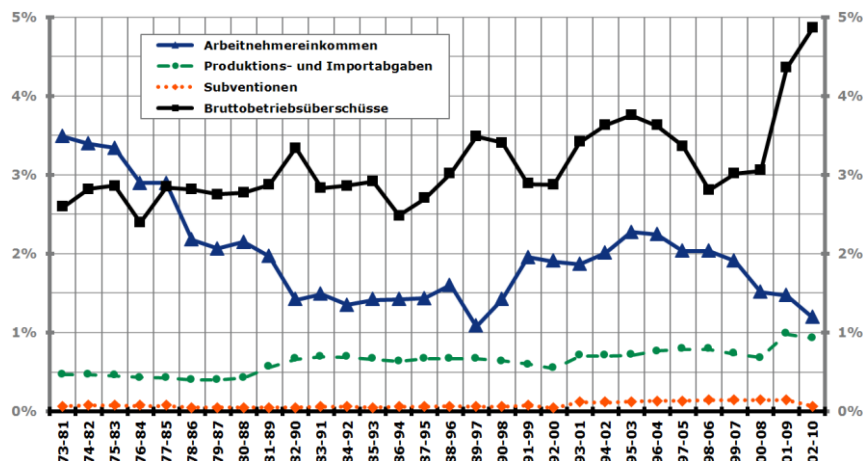


Die Subventionen wurden nur gepunktet geplottet und werden in den kommenden Analysen ausgeklammert, da deren Anteil am Total der vier Komponenten über den beobachteten Zeitraum bei nur 0.8% bis 2.3% lag. Auch die Produktions- und Importabgaben werden nicht mehr weiter betrachtet, deren Anteil lag zwischen 5.7% und 7.5% (und ist, nicht überraschend, hoch korreliert mit den Bruttobetriebsüberschüssen²³). Die zwei Hauptkomponenten sind die Arbeitnehmerlohn mit einem Anteil von zwischen 47.0% und 57.0%, sowie die Bruttobetriebsüberschüsse mit einem Anteil zwischen 34.5% und 45.6%. Die Bruttobetriebsüberschüsse sind auch deshalb so wichtig, weil sie ein sehr ausgeprägtes Muster im Konjunkturverlauf haben und für einen Grossteil der Gesamtfuktuation im aggregierten BIP verantwortlich sind, während die Arbeitnehmerlohn sehr kontinuierlich wachsen und sich weniger zyklisch verhalten. Die Bedeutung der jeweiligen Komponenten für die BIP-Wachstumsraten im Konjunkturverlauf kann verdeutlicht werden, indem die Wachstumsbeiträge der BIP-Komponenten am totalen Bruttoinlandsprodukt berechnet werden.²⁴

²³ Die Produktions- und Importabgaben sind stark mit der Höhe der Produktionsleistung korreliert, was auch auf die Bruttobetriebsüberschüsse zutrifft. Aus diesem Grund korrelieren auch Bruttobetriebsüberschüsse und Produktions- und Importabgaben im Konjunkturverlauf.

²⁴ Unter dem Begriff Wachstumsbeitrag versteht man den (negativen oder positiven) Beitrag eines Teilaggregates oder einer Teilkomponente zur Wachstumsrate des Aggregates oder Gesamtkomponenten. Die Wachstumsbeiträge (in Prozent angegeben) aller Teilkomponenten oder -aggregate summieren sich zur prozentualen Veränderung der Gesamtkomponente oder des Gesamtaggregate.

ABBILDUNG 11: Gleitende Standardabweichungen der Wachstumsbeiträge am BIP (9-Jahres-Fenster)

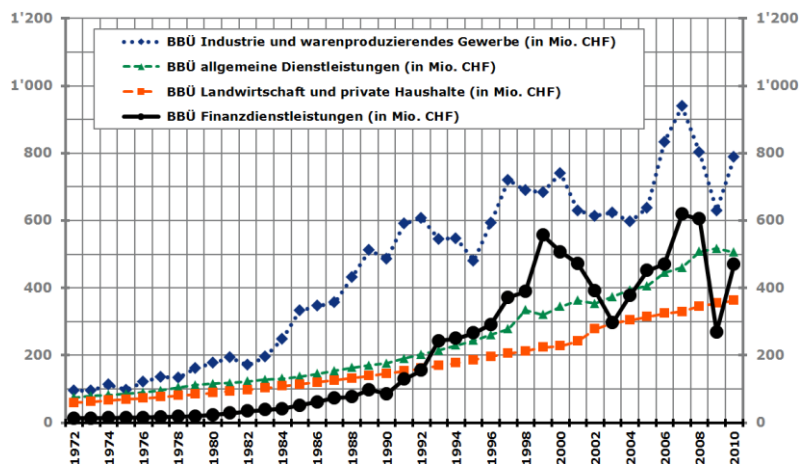


Die kontinuierliche Abnahme der gleitenden Standardabweichung der Wachstumsbeiträge der Arbeitnehmerlohn (bis in die 1990er-Jahre) bei gleichzeitiger Zunahme der gleitenden Standardabweichung der Wachstumsbeiträge der Bruttobetriebsüberschüsse (ab den 1990er-Jahren) erklärt den u-förmigen Verlauf der gleitenden Standardabweichung der realen Wachstumsraten des Bruttoinlandsproduktes in ABBILDUNG 10, welche den im internationalen Vergleich (Stichwort „Great Moderation“) ungewöhnlichen Anstieg der volkswirtschaftlichen Volatilität schon ab den 1990er-Jahren abbildet.

Die Bruttobetriebsüberschüsse können in die vier Wirtschaftsbereiche „Industrie und warenproduzierendes Gewerbe“, „Finanzdienstleistungen“, „allgemeine Dienstleistungen“ und „Landwirtschaft und private Haushalte“ aufgeteilt werden.²⁵ Die genaue Abgrenzung der vier Sektoren ist in ABBILDUNG 34 im Anhang A.6. aufgelistet (die Begriffe Sektoren und Wirtschaftsbereiche werden hier synonym verwendet). Rasch wird in ABBILDUNG 12 ersichtlich, dass alle vier Sektoren einen hohen Anteil an den gesamtwirtschaftlichen Bruttobetriebsüberschüssen haben, wobei die Schwankungen in den Wirtschaftsbereichen Industrie und Finanzdienstleistungen ausgeprägter sind.

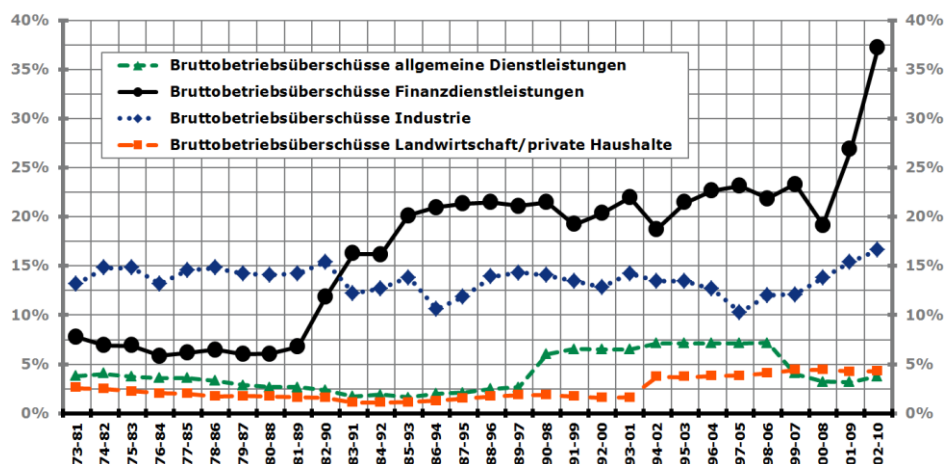
²⁵ Hierfür existieren dieselben Datenquellen wie in Fussnote 22 aufgelistet, ab 1998 sind es also offizielle Zahlen, davor Schätzungen. Die unterstellten Bankgebühren im Sektor Finanzdienstleistungen wurden nicht berücksichtigt, da diese in der VGR FL bei der Summierung der vier Wirtschaftsbereiche zur Gesamtwirtschaft und somit zur Berechnung des BIP wieder abgezogen werden. Zudem liegen zu den unterstellten Bankgebühren keine Zahlen für Liechtenstein vor 1998 vor.

ABBILDUNG 12: Die Bruttobetriebsüberschüsse (BBÜ) der vier Wirtschaftsbereiche (nominal)



Wenn vorhin also festgestellt wurde, dass die Bruttobetriebsüberschüsse im Konjunkturverlauf stark schwanken und den grössten Einfluss auf die konjunkturelle Amplitude des BIP nach der Einkommensentstehungsrechnung ausüben, dann wird dies vor allem von den Bereichen Industrie und Finanzdienstleistungen verursacht.

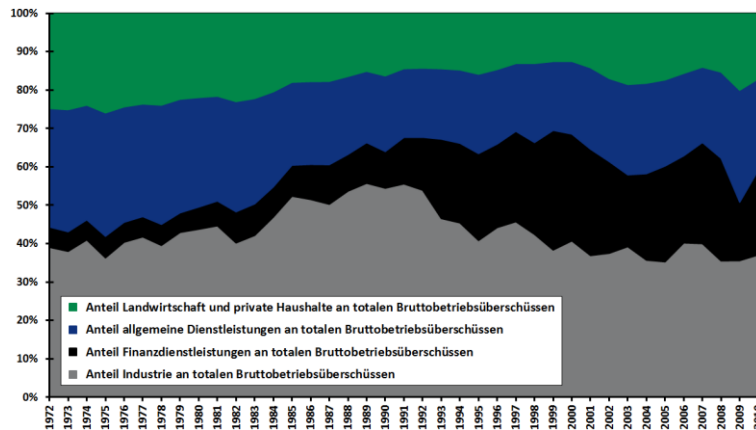
ABBILDUNG 13: Gleitende Standardabweichungen der realen Wachstumsraten (9-Jahres-Fenster)



Der Verlauf der gleitenden Standardabweichungen in ABBILDUNG 13 bestätigt die vorherige Beobachtung, dass Industrie und Finanzdienstleistungen eine hohe Volatilität im Konjunkturverlauf aufweisen. Was aber bemerkenswert scheint, ist die Konstanz der Volatilität im Industriesektor, während sie im Finanzdienstleistungssektor seit Ende der 1980er-Jahre stark angestiegen ist. Nun bleibt zu überprüfen, wie sich die gestiegene Volatilität im Finanzdienstleistungssektor auf die gesamte Variation ausgewirkt hat. Dafür muss neben der individuellen Volatilität auch die anteilmässige Entwicklung der Sektoren evaluiert werden. ABBILDUNG 14 offenbart deutlich, dass die anteilmässige Bedeutung des Finanzdienstleistungssektors an den gesamten Bruttobetriebsüberschüssen im Zeitverlauf stark zugenommen hat, wenn auch konjunkturell bedingte Schwankungen identifiziert werden können (die Bruttobetriebsüberschüsse der allgemeinen Dienstleistungen und des Bereichs Landwirtschaft/private Haushalte sind weniger zyklisch). Der Prozentanteil der Finanzdienstleistungen hat von etwa 5% auf

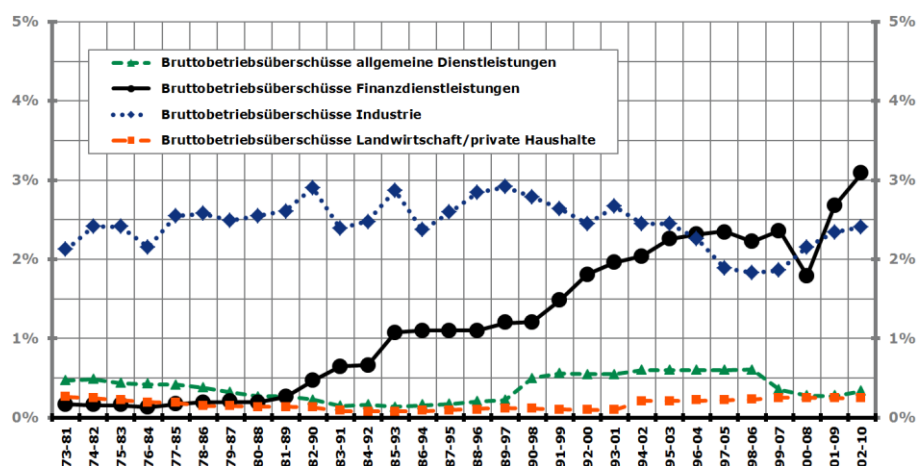
zeitweise über 30% (1999) zugenommen und schwankt im neuen Jahrtausend zwischen circa 15% und 28%.

ABBILDUNG 14: Sektorale prozentuale Anteile an den gesamten Bruttobetriebsüberschüssen



Die Standardabweichung der Wachstumsbeiträge der beiden Sektoren allgemeine Dienstleistungen und Landwirtschaft/private Haushalte ist deshalb vergleichsweise gering, weil, obwohl sie einen durchschnittlich hohen Wachstumsbeitrag verzeichnen, der nur in geringem Masse im Konjunkturzyklus schwankt (stabilisierende Wirkung und kontinuierliches Wachstum). Die geringe Standardabweichung im Sektor Finanzdienstleistungen bis zu den 1990er-Jahren hat zwei Gründe: Erstens war der Finanzdienstleistungssektor in früheren Jahrzehnten des Beobachtungszeitraums anteilmässig von vergleichsweise tiefer Bedeutung für die Gesamtwirtschaft, der Wachstumsbeitrag war also tendenziell gering. Zweitens war auch die individuelle Volatilität dieses Sektors früher schwächer, wie in ABBILDUNG 13 gezeigt wurde.

ABBILDUNG 15: Gleitende Standardabweichungen der Wachstumsbeiträge am BIP (9-Jahres-Fenster)



Die gleitende Standardabweichung der Wachstumsbeiträge berücksichtigt nun die individuelle Volatilität und die anteilmässige Bedeutung der Sektoren und ist in ABBILDUNG 15 zu sehen. Hier wird der die Volatilität steigernde Einfluss der Finanzdienstleistung auf die Gesamtwirtschaft deutlich.

Um die Bedeutung der Bruttobetriebsüberschüsse, vor allem jener im Finanzdienstleistungssektor, in Bezug auf die gesamtwirtschaftliche Volatilität auf andere Weise zu zeigen, wird eine multiple Regressionsgleichung eingepasst mit den Wachstumsraten des BIP als abhängige Variable und den BIP-Komponenten als unabhängige Variable. Unter Verwendung des Bestimmtheitsmasses R^2 (in Anhang A.3. erläutert) können dann jene Einflussgrössen identifiziert werden, welche den grössten Anteil an der Variation der BIP-Wachstumsraten aufweisen. Auch auf diese Weise kann klar bestätigt werden, dass vor allem der Finanzdienstleistungssektor für den Anstieg der gesamtwirtschaftlichen Volatilität in Liechtenstein seit den 1990er-Jahren ursächlich ist, also für das hier als „Great Agitation“ bezeichnete Phänomen (die detaillierten Ergebnisse und weitere methodische Erläuterungen dazu finden sich in Anhang A.3.).

Generell muss an dieser Stelle gesagt werden, dass hier nur die Varianz in den Bruttobetriebsüberschüssen, welche den wichtigsten Treiber der Varianz des Konjunkturzyklus in der Einkommensentstehungsrechnung des BIP darstellen, untersucht wird. Die Arbeitnehmerinnen liegen erst seit 1998 nach den vier Sektoren (in der VGR FL „Wirtschaftsbereiche“ genannt) aufgeschlüsselt vor. Es ist anzunehmen, dass durch den vergleichsweise hohen Anteil an variablen, gewinnabhängigen Lohnanteilen die Varianz in den Arbeitnehmerinnen im Sektor Finanzdienstleistungen hoch ist (dies wird auch dadurch bestätigt, dass der grosse Anstieg der AHV-pflichtigen Einkommen in Liechtenstein Ende der 1990er-Jahre laut Angaben der AHV zu einem grossen Teil auf die hohen variablen Anteile der Löhne im Finanzdienstleistungsbereich zurückzuführen war). Wenn man die Volatilität der nominalen Arbeitnehmerinnen anhand der vorliegenden Jahre 1998–2010 für die vier Wirtschaftsbereiche vergleicht, stellt man tatsächlich fest, dass die Standardabweichung der Finanzdienstleistungen mit 0.0642 klar höher ist als jene der Industrie mit 0.0440.²⁶ Die individuelle Volatilität der vier Sektoren in der BIP-Komponente Produktions- und Importeinkommen ist vergleichbar mit den Bruttobetriebsüberschüssen, da generell eine hohe Korrelation zwischen beiden besteht. Die Subventionen können in diesem Kontext wegen ihrer geringen quantitativen Bedeutung ignoriert werden. Diese verkürzte Betrachtung der Arbeitnehmerinnen legt den Schluss nahe, dass der Einfluss des Wirtschaftsbereichs Finanzdienstleistung auf die Volatilität des gesamtwirtschaftlichen BIP Liechtensteins eher noch grösser war als in den vorliegenden Analysen mit ausschliesslichem Fokus auf die Bruttobetriebsüberschüsse zum Ausdruck kommt.²⁷

²⁶ Interessanterweise beträgt die berechnete Standardabweichung der allgemeinen Dienstleistungen bei den Arbeitnehmerinnen 0.0802 und ist damit im Gegensatz zu den Bruttobetriebsüberschüssen dieses Sektors (relativ zu den anderen Sektoren) sehr hoch.

²⁷ In Bezug auf den Verlauf der sektoralen Volatilität der Finanzdienstleistungen über die Zeit und deren Einfluss ist aber keine Änderung der qualitativen Hauptaussagen dieses Kapitels zu erwarten, da die Arbeitnehmerinnen gesamthaft eben nur einen kleinen Einfluss auf die Variation des BIP haben im Konjunkturzyklus im Gegensatz zu den Bruttobetriebsüberschüssen. Die Bruttowertschöpfung der Sektoren kann nicht als Volatilitätsbasis herangezogen werden, da Zahlen dazu erst ab 1998 existieren. Ein Vergleich der Bruttobetriebsüberschüsse und der Bruttowertschöpfung (siehe ABBILDUNG 35) legt aber nahe, dass die Bruttobetriebsüberschüsse einen guten Indikator darstellen, ist Verlauf und Korrelation der

Obwohl die Anzahl Beschäftigte in Liechtenstein seit den 1990er-Jahren stark zugenommen hat (von 19'905 im Jahr 1990 auf 26'797 im Jahr 2000 und 35'253 im Jahr 2011),²⁸ weist die Volatilität der Beschäftigungsentwicklung keinen nennenswerten Anstieg auf (siehe ABBILDUNG 32 im Anhang A.6.). Die Entwicklung der Beschäftigung dürfte also eher eine dämpfende Wirkung auf die Volatilität haben. Die Beschäftigung stellt somit einen Wachstumstreiber und -stabilisator gleichermassen dar (vgl. auch BRUNHART, KELLERMANN UND SCHLAG [2012, S.16–20]).

3.3. Volkswirtschaftliche Kosten der „Great Agitation“

Wie im letzten Kapitel 3.2. gezeigt, lässt sich feststellen, dass sich die Volatilität der liechtensteinischen Volkswirtschaft nach einem gewissen Rückgang seit den 1990er-Jahren erhöht hat. Der Anstieg ist sehr stark ausgefallen, die Volatilität hat sich seit damals in etwa verdoppelt. Das generelle Niveau der Volatilität ist in den viel grösseren Nachbarstaaten Schweiz, Österreich und Deutschland deutlich geringer. Dort hat der Anstieg erst in den letzten Jahren als Folge der Finanzkrise eingesetzt. Der Grund für den starken Anstieg kann, wie bereits gezeigt, im Finanzdienstleistungssektor identifiziert werden: Einerseits stieg die Bedeutung dieses Sektors für Liechtenstein kontinuierlich an, andererseits auch dessen sektorelle Volatilität.²⁹ TILLE [2010] kommt zum Schluss, dass auch in der Schweiz, dem wichtigsten Handelspartner Liechtensteins und durch Währungs- und Zollunion stark mit Liechtenstein verbunden, die Volatilität (gemessen anhand der Standardabweichung) im Sektor der Finanzdienstleistungen stark angestiegen ist seit Anfang/Mitte der 1990er-Jahre: Im Kreditgewerbe von 2.9% (1980–1992) auf 9.3% (1992–2009). Bereits EASTERLY, ISLAM UND STIGLITZ [2001] haben in einem prominenten Beitrag darauf hingewiesen, dass (neben anderen Faktoren wie z. B. der

beiden verwandten VGR-Grössen doch recht ähnlich (Korrelationskoeffizient von 0.9057 in den Niveaus und 0.8953 in den Wachstumsraten). Auch ein Vergleich der Bruttobetriebsüberschüsse und der Bruttowertschöpfung nach Wirtschaftsbereichen zeigt einen sehr ähnlichen Verlauf (in ABBILDUNG 36 sind die beiden in dieser Analyse relevantesten Sektoren, Industrie und Finanzdienstleistungen, abgetragen).

²⁸ Die Zahlen zur Beschäftigung stammen aus AMT FÜR STATISTIK [2012a].

²⁹ KELLERMANN UND SCHLAG [2013] beschäftigen sich in einer KOFL-Studie für das schweizerische Staatssekretariat für Wirtschaft (SECO) mit der momentan viel diskutierten Messkonzeption der unterstellten Bankgebühren, welche im Zuge der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung die „...Differenz zwischen den gesamten empfangenen Vermögenseinkommen der die finanzielle Mittlertätigkeit erbringenden Einheiten und deren geleisteten gesamten Zinszahlungen, ausgenommen alle Einnahmen aus der Anlage ihrer Eigenmittel (da diese Einnahmen nicht aus der Mittlertätigkeit stammen).“ darstellt (BUNDESAMT FÜR STATISTIK [2003, S.52]). Dabei kommen die Autoren der KOFL-Studie für die Schweiz zum Schluss, dass die im Zuge der aktuellen Berechnungsmethode in der VGR ausgewiesene Wertschöpfung des Sektors Kreditinstitute tendenziell zu hoch ausgewiesen wird. Da sich die Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung Liechtensteins auch nach dem ESVG richtet, ergeben sich wahrscheinlich ähnliche Schlüsse für die Bruttowertschöpfungen des Sektors Finanzdienstleistungen in Liechtenstein. Da die unterstellten Bankgebühren in der Analyse hier nicht für die sektoralen Bruttobetriebsüberschüsse berücksichtigt wurden (wie in Fussnote 25 bereits begründet), wirken sich die Schlüsse der KOFL-Studie nicht auf die Resultate dieses Kapitels aus. Die Berücksichtigung der unterstellten Bankgebühren, egal ob nach der praktizierten oder der in der KOFL-Studie vorgeschlagenen Methode, würde den ermittelten Beitrag des Finanzdienstleistungssektors an der Volatilitätssteigerung der gesamten Bruttobetriebsüberschüsse Liechtensteins eher noch erhöhen (die betreffenden Resultate hier also eher noch verstärken). In Bezug auf den Einfluss auf das gesamte BIP und somit an den in diesem Kapitel gezogenen Schlüssen würde sich nichts ändern.

Offenheit für Aussenhandel) in Staaten mit starker Bedeutung der Finanzdienstleistungen tendenziell eine höhere konjunkturelle Variabilität existiert.

Während vor der Jahrtausendwende weitestgehend die Meinung herrschte, dass zwischen Finanzentwicklung und Wirtschaftswachstum eine direkte positive Korrelation besteht und dass die Finanzentwicklung dabei hauptsächlich Ursache und nicht Wirkung der wirtschaftlichen Entwicklung ist, so änderte sich dies im wissenschaftlichen Diskurs nach der Jahrtausendwende: Es mehrten sich die Stimmen, die eine abnehmende positive Wirkung bei steigendem Anteil des Finanzsektors sahen (vgl. EICHLER, KÜNNEMANN UND TORTI [2013, S.9]); vor allem unter dem momentanen Eindruck der Finanzkrise gewann diese Ansicht zusehends Auftrieb (Stichwort „too big to fail“, vgl. auch KELLERMANN [2010 und 2011]). In Literatur und Theorie oft erwähnte Nachteile eines grossen Finanzdienstleistungssektors sind neben der „too big to fail“-Problematik und den daraus entstehenden Fehlanreizen und sozialen Kosten auch die systemischen Risiken und die erhöhte Volatilität, welche mit einem zu starken Ausbau des Finanzdienstleistungssektors entstehen können. Auch ein „Brain Drain“, unter welchem die anderen Sektoren zu leiden haben, kann die Folge sein (vgl. BAK BASEL [2013, S.15–16]).

Eine aktuelle Studie der BAK BASEL [2013] untersuchte die Finanzsektorgrösse der Schweiz. In der Stadt Zürich mit ihrem hohen Spezialisierungsgrad auf Finanzdienstleistungen betrug 2010 der Beschäftigungsanteil des Finanzdienstleistungssektors 10.5%; die BAK Basel stellt in diesem Zusammenhang fest, dass der Finanzdienstleistungssektor in der Finanzregion Zürich möglicherweise eine Grösse erreicht hat, die hemmend für das gesamtwirtschaftliche Wachstum wirken könnte und teilt damit die eher kritische Sicht auf den Einfluss der Grösse des Finanzsektors auf das gesamtwirtschaftliche Wachstum, indem sie das Wachstumsoptimum im Bereich von 8% bis 9% Beschäftigungsanteil sieht. In diesem Zusammenhang ist es wichtig, im Auge zu behalten, dass es in den Untersuchungen zu dem Einfluss von Finanzdienstleistungen auf das Wirtschaftswachstum schwierig ist, Ursache und Wirkung sowohl analytisch als auch methodisch auseinanderzuhalten. So ist der Anstieg des Anteils von Finanzdienstleistungen wohl auch Folge (und nicht nur Ursache) von Wirtschaftswachstum und des Entwicklungsstands einer Volkswirtschaft.

Dieser Schluss der BAK Basel in Bezug auf in Finanzdienstleistungen spezialisierte Regionen der Schweiz lässt sich auf die relative Bedeutung des Finanzplatzes für die Volkswirtschaft Liechtensteins übertragen. Der in Kapitel 3.1. genannte Zielkonflikt der Nischenstrategie eines Kleinstaates zwischen höherem Wachstum (Konzentration auf Vorteile erhöht Pro-Kopf-Produktion) und höherem Risiko (geringere Diversifizierung erhöht Volatilität) scheint sich seit den 1990er-Jahren für Liechtenstein immer mehr aufzulösen: Der Rückgang von vergleichsweise hohen Wachstumsraten auf das Niveau der Nachbarstaaten war begleitet von einem starken Anstieg der Volatilität, welcher sich stark von der Entwicklung in den umliegenden Staaten abhebt. Die fortschreitende Konzentration auf Finanzdienstleistungen, welche eine Erhöhung des gesamtwirtschaftlichen Risikos mit sich gebracht hat, hat dementsprechend nicht in gleichem Masse zum

Wirtschaftswachstum beigetragen. Wenn man bedenkt, dass der Beschäftigungsanteil des Finanzdienstleistungssektors in Liechtenstein im Jahr 2010 16.9% betrug (vgl. AMT FÜR STATISTIK [2012b]),³⁰ liegen möglicherweise auch für das Fürstentum ähnliche Schlüsse nahe wie die in BAK BASEL [2013] für die Schweiz gezogenen, was die volkswirtschaftlich kritische Grösse des Finanzdienstleistungssektors betrifft. Auch wenn der ökonometrisch simulierten kritischen Grösse des Beschäftigungsanteils des Finanzdienstleistungssektors von 8% bis 9% für das Wirtschaftswachstum keine in Stein gemeisselte Exaktheit anhaftet, mildert dies nichts an dem qualitativ intuitiven Argument einer kritischen Grösse, welche für Liechtenstein mit 16.9% überschritten sein könnte in Bezug auf die Wachstumsimpulse des Finanzdienstleistungssektors. Der volkswirtschaftlich schmerzvolle Transformations- und Redimensionierungsprozess am Finanzplatz Liechtenstein wurde verursacht durch den Zumwinkel-Skandal beginnend im Februar 2008, die jüngste internationale Finanzkrise 2008/2009 und die ab 2008 anvisierte Weissgeldstrategie Liechtensteins. Dieser Prozess könnte die Kleinstvolkswirtschaft Liechtenstein aber auch in ein ruhigeres, weniger volatiles Fahrwasser bringen und eventuell gar die Auswirkungen auf die Aussichten der gesamtwirtschaftlichen Wachstumschancen in einem positiveren Licht erscheinen lassen. Diesen ersten vorsichtigen Schlussfolgerungen dieses Absatzes sollte in Zukunft vermehrt volkswirtschaftlich-wissenschaftliche Beachtung geschenkt werden, nachdem in diesem Papier vor allem die negativen Auswirkungen der hohen Finanzdienstleistungs-konzentration auf das gesamtwirtschaftliche Risiko (gemessen an der Volatilität des BIP-Wachstums) und nicht auf den Wachstumsprozess als solchen (gemessen am durchschnittlichen BIP-Wachstum) im Zentrum standen.

Nachdem eine hohe konjunkturelle Amplitude in Liechtenstein und die Verstärkung dieser konjunkturellen Schwankungen unter dem Einfluss des Finanzdienstleistungssektors in den letzten zwei Jahrzehnten festgestellt wurde, sollte man sich auch vor Augen führen, dass diese hohen Schwankungen volkswirtschaftliche Nachteile, sprich soziale Kosten, mit sich bringen. Zu den volkswirtschaftlichen Kosten von Konjunkturschwankungen, welche mit der Höhe der Schwankungen steigen, ist die hohe Unsicherheit der Wirtschaftssubjekte bezüglich der Zukunft (über Anlagestrategien und Investitionen etc.) zu zählen. Die Beschaffung von relevanten Informationen und eine entsprechende Risikoversicherung für risikoaverse Akteure sind kostenintensiv. Durch Schwankungen in der wirtschaftlichen Aktivität entstehen zudem Anpassungs- und Transaktionskosten der Wirtschaft (schwankender Auslastungsgrad von Kapital und Arbeit) und die Planungssicherheit für staatliche Akteure sinkt (zum Beispiel in Bezug auf das Budget oder die Anlagestrategie

³⁰ Zum Finanzdienstleistungssektor gehören Finanz- und Versicherungsdienstleistungen sowie Rechts- und Steuerberatung und Wirtschaftsprüfung (NOGA 64-66 und 69, siehe auch ABBILDUNG 34). Im Vergleich zu den 16,9% Beschäftigten Liechtensteins in Vollzeitäquivalenten betrug der Anteil der Beschäftigten im Finanzdienstleistungssektor in der Schweiz in 2010 ungefähr 8% (eigene Berechnung basierend auf der schweizerischen Beschäftigungsstatistik). In Liechtenstein lag der Anteil der Finanzdienstleistungen (inklusive unterstellte Bankgebühren) an der gesamtwirtschaftlichen Wertschöpfung bei 27% (vgl. AMT FÜR STATISTIK [2012b, S.31]), während er in der Schweiz knapp über 10% war (eigene Berechnung basierend auf dem Produktionskonto der schweizerischen VGR). Im weiteren internationalen Vergleich wird dieser hohe Anteil in ABBILDUNG 38 im Anhang A.6. ersichtlich.

von Sozialversicherungen). Auch die von den Haushalten üblicherweise angestrebte Glättung des Konsums über die Jahre ist in einem volatilen Umfeld schwieriger und die Versicherung gegen Einkommensrisiken aufwändiger (vgl. BARLEVY [2004, S.7–15]). Auch die Verteilungswirkungen als Folge obiger Kosten, welche verschiedene Individuen unterschiedlich treffen, sollten in diesem Zusammenhang nicht vergessen werden, obwohl diese schwer zu beziffern sind.

Auch wenn im wissenschaftlichen Diskurs in der volkswirtschaftlichen Literatur oft darüber diskutiert wird, wie hoch diese Kosten tatsächlich sind und ob abhängig von der Höhe dieser Kosten eine antizyklische (und üblicherweise kostenintensive) Fiskal- oder Geldpolitik in diesem Lichte notwendig oder gerechtfertigt ist,³¹ erscheint diese Abwägung im Zusammenhang mit der Beobachtung der hohen und gestiegenen Volatilität im Falle Liechtensteins als irrelevant: Da Liechtenstein als Klein(st)staat nur geringes Potential zur Konjunkturstabilisierung hat, stellt sich diese Frage gar nicht. Übrig bleibt lediglich die Erkenntnis, dass ansteigendes gesamtwirtschaftliches Risiko, ausgedrückt in einem Anstieg der konjunkturellen Schwankungen (welcher hier nachgewiesen wurde), höhere volkswirtschaftliche Kosten der Unsicherheit mit sich bringt. Diese in einem Kleinstaat sowieso schon hohen Kosten der Unsicherheit sind in Liechtenstein, wesentlich getrieben durch den Finanzdienstleistungssektor (wie gezeigt), in den letzten zwei Jahrzehnten zusätzlich stark angestiegen. Solche höheren Kosten sind auch zu berücksichtigen, wenn die Grösse des Finanzdienstleistungssektors in Liechtenstein betrachtet wird. Natürlich müssen in eine solche Diskussion auch die wachstumsfördernden Funktionen von Finanzdienstleistungsunternehmen, gerade in intertemporaler Hinsicht, einfließen: Einerseits sind diese Unternehmen wichtige Steuerzahler und Arbeitgeber. Andererseits erfüllen sie eine wichtige Transformationsfunktion, indem sie Assets und Kapital bündeln, halten und vermitteln und zwischen Kapitalangebot und -nachfrage eine wichtige Schnittstellenfunktion übernehmen. Dabei erfüllen sie auch eine Risikodiversifikationsfunktion, da sie verschiedene Kredite, Risiken und Anlagen poolen. Zudem spielen sie eine wichtige Rolle bei der Informationsbündelung und dem Investitionsmonitoring (vgl. BAK BASEL [2013, S.13–15]).

Dass die Grösse des Finanzsektors für einen kleinen Staat aber tatsächlich gefährlich sein kann, wurde im Falle Islands evident, als 2008 im Sog der internationalen Finanzkrise die drei grössten Banken des nordischen Inselstaates kollabierten und die ganze isländische Volkswirtschaft und die Staatsfinanzen in eine schwere Krise von historischem Ausmass stürzte. Die Grösse des Finanzsektors ist eben nicht nur risikorelevant in Bezug auf die Erhöhung der Volatilität der konjunkturellen Amplitude, sondern auch in Bezug auf einen möglichen Crash im Zuge einer Finanzkrise oder vergleichbarer Schocks. Die Grösse des Finanzsektors erhöht tendenziell die Wahrscheinlichkeit einer ausgeprägten Finanzkrise

³¹ Wenn auch über Art, Ausmass und Wirkungsmechanismen und -verzögerungen heftig diskutiert wird, werden bis auf Ausnahmen die meisten Ökonomen eine Stabilisierungsrolle des Staates und der Notenbank in gewissen Situationen gutheissen. Eine leichte bis sehr aktive Stabilisierungspolitik kann als gelebte Wirtschaftspolitik weltweit ja auch beobachtet werden.

und auch die Heftigkeit von deren Auswirkungen. Zudem sind vom Finanzsystem induzierte Krisen meist schockartiger als herkömmliche.³² Ein Vergleich zwischen dem isländischen und liechtensteinischen Finanzsektor zeigt Parallelen zwischen beiden Kleinstaaten: Die Bilanzsumme der isländischen Banken war im Verhältnis zum BIP 2007 circa achtmal so hoch, während sie in Liechtenstein in jenem Jahr sogar etwa neunmal so hoch war (2010 betrug das Verhältnis der inländischen Banken zum liechtensteinischen BIP sogar fast 10 zu 1).³³ Die Grösse des Finanzsektors beider Staaten war in der Finanzkrise vergleichbar hoch, dennoch ist Liechtenstein glimpflicher davon gekommen und keine der Banken benötigte Staatshilfen. Man muss in diesem Kontext erwähnen, dass sich die liechtensteinischen Banken in Bezug auf ihre Geschäftsmodelle und die angewandten Strategien nur begrenzt mit den betroffenen isländischen Banken vergleichen lassen. Sie betreiben beispielsweise kein extensives Investmentbanking. Auch sollte hier beachtet werden, dass die grossen Banken Liechtensteins über enorm hohe Eigenkapitalquoten verfügen (vgl. LIECHTENSTEINISCHER BANKENVERBAND [2012, S.9]). In Island wurden in diesem Zusammenhang vor allem die Quoten von grenzüberschreitenden Direktinvestitionen ein volkswirtschaftliches Problem. Der Boom im Finanzsektor Islands hat dazu geführt, dass die isländischen Direktinvestitionen im Ausland (im Verhältnis zu Islands BIP) von 1.2% im Jahr 1990 auf 127.3% im Jahr 2007 anstiegen. Auch die ausländischen Direktinvestitionen in Island (im Verhältnis zum isländischen BIP) stiegen im selben Zeitraum von 2.3% auf 61.5%. Dieser extrem hohe Anteil im Verhältnis zur inländischen Wirtschaftskraft machte Island sehr verwundbar während der Finanzkrise (vgl. THORHALLSSON [2010, S.204]).³⁴ Für die zukünftige Forschung in diesem Themengebiet sind noch tiefere Analysen zum Spannungsfeld des Wachstumsbeitrags des Finanzdienstleistungssektors in Liechtenstein erforderlich, dessen Einfluss auf das gesamtwirtschaftliche Risiko (welches hier besprochen wurde) und die daraus folgenden volkswirtschaftlichen Kosten (die kurz angedeutet wurden). Dabei sind aber zum Beispiel gerade im liechtensteinischen Kontext auch Punkte wie die eventuell bessere Grössenverträglichkeit von Finanzdienstleistungen im Gegensatz zu industrieller Produktion (beschränkte Ressourcen und beschränkter Boden im Kleinstaat) von grosser Bedeutung sowie die hohe Produktivität (beschränkte personelle Ressourcen im Kleinstaat) und das im Vergleich zu allgemeinen Dienstleistungen hohe Innovationspoten-

³² JUNGE UND KUGLER [2012] argumentieren in ihrem Beitrag, dass volkswirtschaftliche Bankenrisiken ausgeprägter sind als herkömmliche, da Bankenrisiken typischerweise gravierender ausfallen als normale konjunkturelle Einbrüche. Die Autoren weisen für verschiedene Bankkrisen in der Schweiz (1911, 1931, 1991, 2008) eine erhöhte Persistenz nach. Persistenz bedeutet, dass nach einer Krise oder einem Schock die Volkswirtschaft nicht wieder auf ihren ursprünglichen Wachstumspfad zurückkehrt (durch z. B. eine Hysterese am Arbeitsmarkt), wie in ABBILDUNG 37 im Anhang A.6. visuell dargestellt. In Bezug auf Liechtenstein bedeutet dies: Die Folgeprobleme der Schockpersistenz werden gravierender mit der Höhe der konjunkturellen Amplitude. Zum Thema Persistenz von Schocks siehe auch Fussnote 40.

³³ Die Zahlen beruhen auf THORHALLSSON [2010, S.200] und eigenen Berechnungen anhand AMT FÜR STATISTIK [2013b, S.161 und 239].

³⁴ In direktem Zusammenhang mit den starken Kapitalimporten ergab sich für jene Zeit eine stark negative Handelsbilanz Islands. Obwohl für Liechtenstein keine eigene Zahlungsbilanz existiert, sondern nur für den gesamten Währungsraum Schweiz/Liechtenstein, kann man aus Güterhandelsstatistiken und einer realistischen Einschätzung der Dienstleistungsstruktur folgern, dass solch eine extrem negative Kapitalverkehrsbilanz für Liechtenstein sicherlich nicht der Fall war und ist.

tial zu berücksichtigen. Die zum Ende dieses Kapitels angebrachten Ausführungen sollen keine abschliessende Beurteilung sein, sondern für die liechtensteinische Volkswirtschaft relevante Fragen thematisieren und vor allem eine Referenz auf zukünftige Forschungsfelder sein. Auch wenn man zum Schluss kommen sollte, dass Liechtenstein über einen zu grossen Finanzdienstleistungssektor verfügt (auch dies wurde hier nicht abschliessend bewertet), ist zu diskutieren, ob der Staat eine aktive Steuerungs politik in Bezug auf die sektorale Aufteilung vornehmen soll oder überhaupt kann.³⁵ Momentan sieht es so aus, als ob Markteinflüsse gepaart mit der vorangetriebenen Weissgeldstrategie und der Finanzkrise bereits zu einem gewissen Transformationsprozess und somit zu einer bereits angesprochenen redimensionierenden Marktbereinigung am Finanzplatz geführt hätten. In diesem Kontext scheint demnach bei den Akteuren am Finanzplatz qualitatives Wachstum anstatt quantitatives Wachstum wieder mehr ins Zentrum zu rücken.

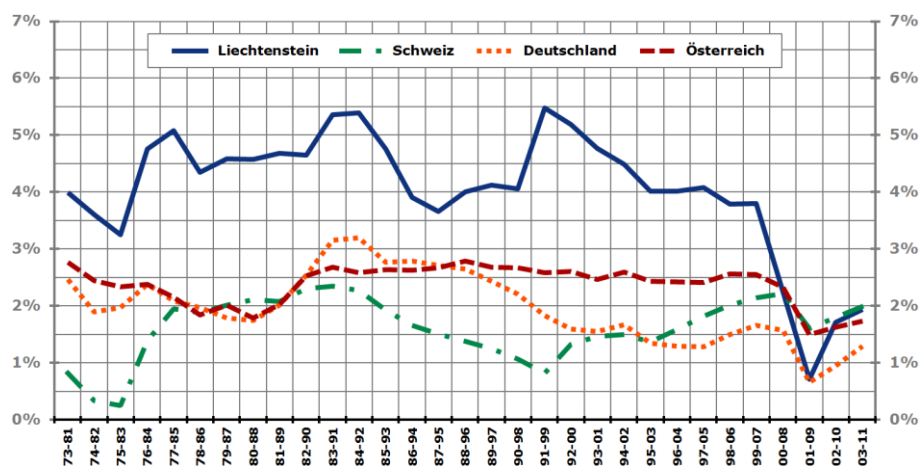
³⁵ Auch wenn dies dem Aussenstehenden nicht gleich offensichtlich erscheint, hat die liechtensteinische Staatspolitik doch immer wieder aktiv eine Grundlagensteuerung versucht: Beispiele hierfür sind die jüngst proklamierte Weissgeldstrategie, der Futuro-Bericht, verschiedene Fonds- und Versicherungsplatzinitiativen, das neue Steuergesetz (welches seit wenigen Jahren in Kraft ist) oder die grundsätzliche Ausgestaltung des in den 1920er-Jahren geschaffenen Steuersystems tiefer Steuersätze und das damit verbundene Personen- und Gesellschaftsrecht. In Liechtenstein gehen „...Wirtschaft und Politik, gesetzliche Regelungen und unternehmerische Initiativen immer wieder und seit Langem ineinander...“ über (MERKI [2007a, S.14]).

4. SYNCHRONISATION DER KONJUNKTURZYKLEN UND WACHSTUMS-KONVERGENZ

Im Zuge von zunehmender Integration und Globalisierung wird oft davon gesprochen, dass ein Prozess der Internationalisierung der konjunkturellen Tendenzen stattfindet. Nachdem nun in Kapitel 3 die Volatilität der gesamtwirtschaftlichen Fluktuationen in den vier betrachteten Staaten diskutiert wurde, wird nun die Aufmerksamkeit darauf gerichtet, ob sich die konjunkturellen Muster dieser vier Staaten und deren langfristiges Wachstum über die Zeit tatsächlich angenähert haben. Um kurzfristige konjunkturelle Phänomene und langfristige Wachstumsentwicklung auch begrifflich sauber zu trennen, wird im Folgenden bezüglich des langfristigen Wachstumstrends im Falle einer Angleichung vom Begriff „Konvergenz“ gesprochen und im Zusammenhang des kurzfristigen Konjunkturmusters bei einer Angleichung werden die Begriffe „Synchronisierung“ oder „Synchronisation“ verwendet.

Zunächst werden mögliche Konvergenztendenzen im langfristigen Wirtschaftswachstum analysiert. Bereits in Kapitel 2 konnte eine Wachstumskonvergenz festgestellt werden, sowohl was das Wachstum des Produktionspotentials (siehe ABBILDUNG 2) als auch die durchschnittlichen Wachstumsraten der vergangenen vier Jahrzehnte (siehe TABELLE 1) betrifft. In jenem Kapitel wurden auch die Wachstumspfade der vier betrachteten Volkswirtschaften verglichen. Das Bild der Konvergenz im langfristigen Wachstum bestätigt sich auch, wenn man gleitende Mittelwerte (rollierende 9-Jahres-Fenster) bildet und grafisch betrachtet, wie in ABBILDUNG 16 geschehen.

ABBILDUNG 16: Gleitende Mittelwerte der realen BIP-Wachstumsraten (rollierende 9-Jahres-Fenster)

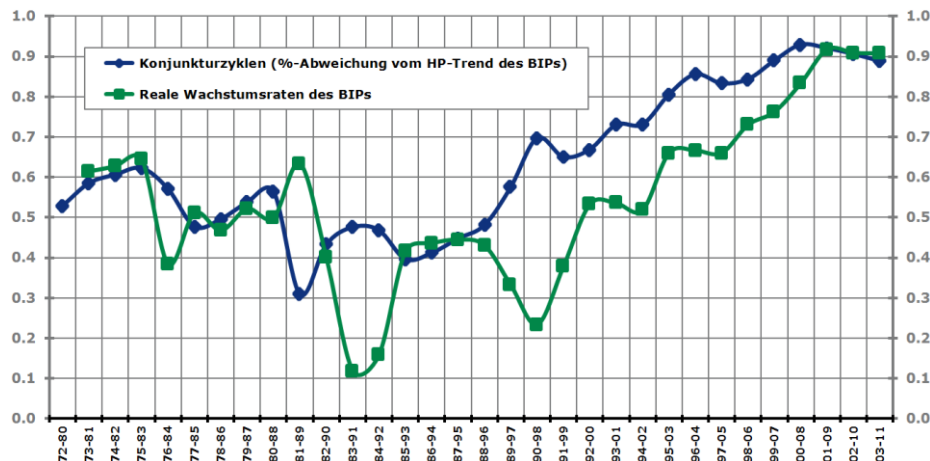


Es scheint also, dass die vier betrachteten Nachbarstaaten einen gewissen Konvergenzclub gebildet haben. Es bleibt abzuwarten, ob dies vor allem ein Artefakt des externen Finanzkrisenschocks und der nachfolgenden allgemeinen Wachstumsschwäche ist oder auch in den nächsten Jahren anhalten wird.

In Kapitel 2 wurden die Korrelationen der realen BIP-Wachstumsraten und der BIP-Trendabweichungen bereits betrachtet und ein hohe Homogenität, ausgedrückt in den

Korrelationskoeffizienten zwischen den Staaten, festgestellt. Dabei wurde jedoch der Korrelationskoeffizient über den gesamten Zeitraum berechnet. Es ist aber auch lohnend zu untersuchen, wie sich der Gleichlauf über die Zeit entwickelt hat, ob es also zu einer generellen Steigerung der Korrelation, sprich zu einer Synchronisierung in den Konjunkturmustern, gekommen ist.

ABBILDUNG 17: Durchschnittliche Korrelation der vier Staaten (rollierende 9-Jahre-Fenster)



Die Durchschnitte der gleitenden 9-Jahres-Mittelwerte aller Korrelationspaare (Schweiz/Liechtenstein, Schweiz/Österreich, Österreich/Liechtenstein, Liechtenstein/Deutschland, Deutschland/Schweiz, Österreich/Deutschland), sowohl der realen Wachstumsraten als auch der zyklischen Trendabweichungen, sind in ABBILDUNG 17 aufgezeichnet. Die beiden Korrelationsdurchschnitte verzeichneten einen Anstieg von weit unter 0.5 Mitte der 1980er-Jahre auf mittlerweile über 0.9 in den letzten Jahren. Dies weist darauf hin, dass es zu einer ausgeprägten Synchronisierung, also zu einer allmählichen Angleichung der Konjunkturmuster, gekommen ist. Es kann zudem eine gewisse Synchronisation der Volatilität der Konjunkturzyklen beobachtet werden, wenn man den optischen Eindruck aus ABBILDUNG 8 heranzieht, eine Ausnahme bildet hierbei Liechtenstein.

Die Feststellung einer starken Relation zur konjunkturellen Entwicklung im Ausland findet sich auch in INDERGAND, LEIST UND MAHLSTEIN [2013], in deren Anwendung für das Beispiel der Schweiz.³⁶ Neben der ermittelten hohen Konformität der Staaten in ihrer Konjunktur stellt die Beobachtung einer ansteigenden Synchronizität in diesem Kapitel 4 eine weitere Bestätigung des weitgehenden Konsenses in der wissenschaftlichen Literatur dar, dass sich entwickelte Volkswirtschaften in ihrem Wachstum und ihren konjunkturellen Amplituden annähern (wenn auch gewisse Hierarchien und Konvergenzclubs zu existieren scheinen). Auch GRAFF [2011], der in seinem Beitrag unter anderem einen

³⁶ Sie stellen des Weiteren fest, dass die ausländischen konjunkturellen Variablen weder einen Vorlauf noch einen Nachlauf haben (wobei Liechtenstein nicht explizit berücksichtigt wurde). Dies ist ein Punkt, der in Kapitel 5 in diesem Beitrag teilweise widerlegt wird, indem gezeigt wird, dass Liechtenstein einen signifikanten konjunkturellen Vorlauf gegenüber der Schweiz aufweist.

Überblick über theoretische und empirische Arbeiten zu dem Thema internationaler Konjunkturzyklen und -verbunde gibt, findet eine starke Verzahnung der schweizerischen Wirtschaft mit der ausländischen Konjunktur, wobei er ebenfalls zum Schluss kommt, dass die Konformität der internationalen Konjunkturzyklen und der Zusammenhang der Schweiz mit diesen internationalen Tendenzen seit Mitte der 1990er-Jahre zugenommen hat. Dieses Ergebnis ist, sowohl in Bezug auf die hohe Verzahnung als auch auf deren zeitlichen Anstieg, konform mit den gerade ausgeführten Schlüssen, denen dieses Kapitel gewidmet ist.

5. VORLAUF DER LIECHTENSTEINISCHEN VOLKSWIRTSCHAFT

Wie bereits in Kapitel 2 diskutiert, schlägt die konjunkturelle Amplitude der liechtensteinischen Volkswirtschaft stärker aus als in der Schweiz. Dies ist auch gegenüber Österreich und Deutschland der Fall (siehe ABBILDUNG 4 und ABBILDUNG 5). Auch auf die Korrelation und die Synchronisation der Zyklen über die Zeit und über die Wachstums-konvergenz wurde in den Kapiteln 2 und 4 schon hingewiesen. Ein wichtiger Analyseaspekt blieb jedoch bis hierhin ausgeklammert. Betrachtet man die Phasen der Konjunkturzyklen etwas genauer, fällt auf, dass ein gewisser zeitlicher Vorlauf der liechtensteinischen Volkswirtschaft gegenüber der Schweiz zu bestehen scheint, was in BRUNHART [2012c, S.16–17] bereits schon als Gedankenanstoss für weitere Analysen postuliert wurde. Der Konjunkturzyklus des BIP³⁷ in Liechtenstein (siehe ABBILDUNG 19) ist dem optischen Eindruck nach vorlaufend gegenüber der Schweiz, vor allem in Bezug auf Tief- und Höhepunkte der Zyklen. Auch in den realen BIP-Wachstumsraten werden plötzliche konjunkturelle Umschwünge (Rückgänge und Anstiege der realen Wirtschaftsleistung) in Liechtenstein, welches durch eine Zoll-, Wirtschafts- und Währungsunion mit der Schweiz verbunden ist, tendenziell früher angezeigt, was bemerkenswert ist.

Diese deskriptive Erahnung des zeitlichen Vorlaufs soll nun mit verschiedenen Methoden untersucht werden. ABBILDUNG 18 zeigt die Wachstumsraten des realen Bruttoinlandsproduktes der Schweiz und Liechtensteins. Um die Untersuchung des statistischen Vorlaufs im ökonometrischen Analyserahmen breiter abzustützen, werden verschiedene Konzeptionen von Konjunkturzyklen berücksichtigt, nämlich der klassische Konjunkturzyklus (reale Wachstumsraten des BIP) und der Wachstumszyklus (prozentuale Trendabweichung). Diese beiden Konzepte und weitere Quellen dazu wurden bereits am Anfang des zweiten Kapitels dieses Papiers erörtert. Neben der herkömmlichen Berechnung von Kreuzkorrelationen werden die Daten nun in univariate und multivariate Zeitreihenmodelle eingepasst und auf Kausalität nach GRANGER [1969]³⁸

³⁷ Für die genauen Ergebnisse (grafisch und methodisch) der BIP-Trendschätzung: Siehe BRUNHART [2012a, S.59].

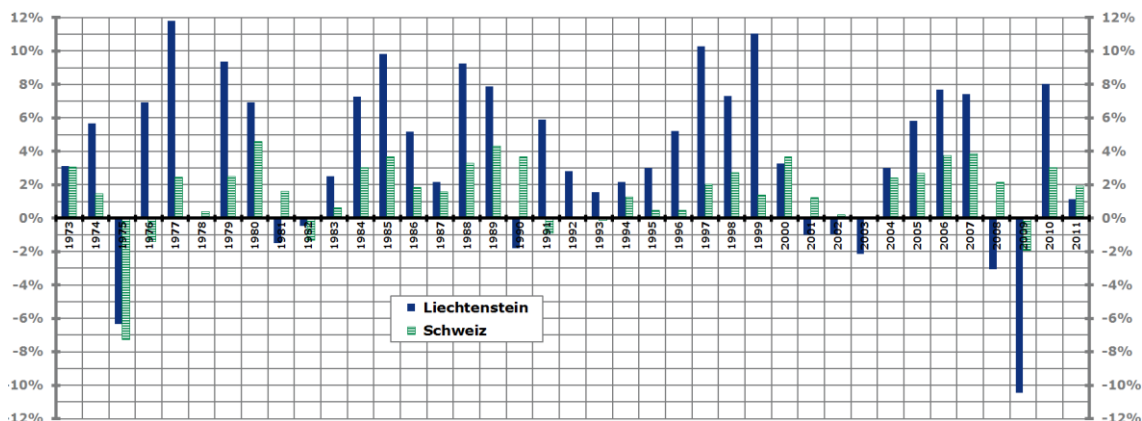
³⁸ Der Begriff der Granger-Kausalität geht auf Clive Granger (GRANGER [1969]) zurück. Damit kann das Timing von Variablen, besser gesagt deren Vorlauf oder Nachlauf untereinander, statistisch getestet werden. Wenn man zwei Variablen (x_t und y_t) als Beispiel nimmt, dann gibt es vier mögliche Beziehungen: Es besteht ein Vorlauf in eine Richtung ($x_{t-1} \rightarrow y_t$ oder $y_{t-1} \rightarrow x_t$), es besteht eine Feedback-Beziehung ($x_{t-1} \rightarrow y_t$ und $y_{t-1} \rightarrow x_t$) oder sie sind in ihrem Vorlauf unabhängig voneinander ($x_{t-1} \nrightarrow y_t$ und $y_{t-1} \nrightarrow x_t$). Geprüft wird dies, indem zum Beispiel ein univariates Modell der Form $x_t = c + \alpha \cdot x_{t-1} + \beta \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t$ eingepasst wird. Nun ist y_t genau dann gegenüber x_t Granger-kausal, wenn die Hereinnahme von y_{t-1} die Prognosegüte der Regressionsgleichung verbessert. In diesem Fall wird x_t besser prognostiziert als nur unter der extrapolativen Berücksichtigung der eigenen Vergangenheit von x_t im Regressionsmodell. Dies kann statistisch formal getestet werden anhand der Signifikanz des Koeffizienten β . Natürlich ist eine Berücksichtigung von mehreren Lags ($x_{t-1}, \dots, x_{t-i}$ und $y_{t-1}, \dots, y_{t-i}$ als unabhängige Variable) oder weiteren deterministischen Regressoren (z. B. ein linearer Trend) denkbar. Der Test ist auch im multivariaten Rahmen von VAR-Modellen oder Fehlerkorrekturmodellen üblich. Dabei ist nicht eine Kausalität im ursprünglich-logischen Sinne gemeint, da nicht von einer einfachen Korrelation auf Kausalität im Sinne von Ursache und Wirkung geschlossen werden sollte. Ein etwas abgewandelter Kausalitätstest, welcher auch zukünftige Werte (y_{t+i}) berücksichtigt, wurde von SIMS [1972] vorgeschlagen.

untersucht, um die Vorlaufstrukturen der vier untersuchten Staaten, speziell aber der liechtensteinischen gegenüber der schweizerischen Wirtschaft, besser erfassen zu können.

5.1. Reale Wachstumsraten (klassischer Konjunkturzyklus)

Um den konjunkturellen Vorlauf Liechtensteins gegenüber der Schweiz zu untersuchen, werden zunächst die realen BIP-Wachstumsraten herangezogen, welche in ABBILDUNG 18 illustriert sind.

ABBILDUNG 18: Reale BIP-Wachstumsraten der Schweiz und Liechtensteins



Es lässt sich erkennen, dass konjunkturelle Umbrüche in den realen Wachstumsraten in der liechtensteinischen Kleinstvolkswirtschaft tendenziell früher angezeigt werden als in der grösseren schweizerischen Volkswirtschaft: Konjunkturelle Umschwünge (Änderung des Vorzeichens des Wachstums der realen Wirtschaftsleistung) waren in Liechtenstein oft früher erkennbar, so etwa in den Jahren 1976, 1981, 1990, 2001 oder 2008.

Der externe Schock im Jahr 1975 ist in beiden Staaten synchron eingetreten. Es wäre allerdings auch sehr erstaunlich, wenn dieser grosse externe und plötzliche Schock sich schon früher in Liechtenstein bemerkbar gemacht hätte. Die Ölkrise wurde plötzlich durch die abrupte Förderdrosselung durch die OPEC ausgelöst. Anders der Schock der jüngsten Finanzkrise: Der Börsentief und die Finanzkrise im neuen Jahrtausend wurden durch den Lehman-Crash zwar bedeutend verschlimmert. Die Krise zeichnete sich aber schon zuvor deutlich ab und prägte sich in Liechtenstein schon früher aus. Die Finanzkrise war also eher ein schleichender Prozess, der sich in Liechtenstein schon etwas früher und stärker bemerkbar machte (gepaart mit der Zumwinkel-Affäre³⁹).

Mit den Kreuzkorrelationen der realen BIP-Wachstumsraten der vier Staaten, welche in TABELLE 4 dargestellt sind, kann ein besseres Verständnis über die Vorlaufcharakteristiken erlangt werden. Wie die zweiseitigen Signifikanztests zeigen, ist nur eine einzige Kreuzkorrelation signifikant grösser Null: Die Kreuzkorrelation der Wachstumsrate

³⁹ Der (negative) Wachstumsbeitrag des Sektors Finanzdienstleistungen am BIP im Jahr 2008 war in Liechtenstein betragsmässig deutlich grösser als in der Schweiz, der Anteil der Bruttowertschöpfung ist in Liechtenstein zudem typischerweise höher als in der Schweiz. Eine empirische Analyse der Zumwinkel-Affäre und von deren Einfluss auf die liechtensteinischen Finanzaktien findet sich in BRUNHART [2012d].

Liechtensteins aus dem Vorjahr (also in $t - 1$) gegenüber der Wachstumsrate der Schweiz (in t).

TABELLE 4: Kreuzkorrelationen der realen BIP-Wachstumsraten

Kreuzkorrelation, BIP real: 1972-2011, %-Änderung		Liechtenstein	Österreich	Schweiz	Deutschland
Liechtenstein Österreich Schweiz Deutschland	$t - 1$	t			
		0.0960	0.0941	0.3259**	0.1163
		-0.0507	0.0033	0.0188	0.0007
		-0.1949	-0.1622	0.2588	-0.1019
		0.0644	0.1863	0.1425	0.1387

Die zwei Sterne in TABELLE 4 zeigen an, dass die Kreuzkorrelation bei einem Signifikanzniveau von 5% signifikant von null verschieden ist. Es besteht also eine signifikante (positive) Kreuzkorrelation zwischen der schweizerischen realen BIP-Wachstumsrate und der liechtensteinischen realen BIP-Wachstumsrate des Vorjahres. Alle anderen Kreuzkorrelationen zwischen den vier Ländern und auch die Autokorrelationen sind nicht signifikant von null verschieden.

Um die Kreuzkorrelationsstruktur besser zu überprüfen und zu verstehen, sollen nun verschiedene zeitreihenanalytische Modelle eingepasst werden, um dann mittels Kausalitätstests nach GRANGER [1969] (siehe dazu Fussnote 38) den statistischen Vorlauf der liechtensteinischen Volkswirtschaft überprüfen zu können. Zunächst kommt ein multiples (univariates) Modell mit nur einer Gleichung zur Anwendung, bevor in einem weiteren Schritt verschiedene multivariate Modelle (Mehrgleichungsmodelle) verwendet werden. In allen Modellen werden als Variablen die realen Wachstumsraten des Bruttoinlandsprodukts der vier betrachteten Staaten berücksichtigt. Das methodische Vorgehen, die verschiedenen Regressionsmodelle und deren Resultate werden im Anhang A.4. dargestellt und diskutiert.

Da die berücksichtigten Variablen nicht stationär⁴⁰ sind, also nicht über die Zeit konstant sind in Bezug auf Mittelwert und/oder Varianz, werden erste Differenzen gebildet (Definition und Konzept von Stationarität sowie deren Test und deren auf die Daten hier angewandten Ergebnisse werden in Anhang A.2. präsentiert). Das Verwenden von nicht-stationären Variablen in Regressionsmodellen birgt statistische Gefahren in sich, welche bei den Signifikanztests der Variablen zu falschen statistischen Schlüssen und damit verbunden zu falschen ökonomischen Folgerungen führen können (diese Gefahren, vor allem das Problem der „spurious regression“, und deren Abhilfe sind in Anhang A.2. zusammengefasst). Um die hier verwendeten Variablen in stationäre Form zu bringen, werden die realen Bruttoinlandsprodukte also in absolute Vorjahresveränderungen transformiert und danach noch logarithmiert, was in zeitreihenanalytischen

⁴⁰ Dies legt den Schluss nahe, dass Schocks auf das BIP in den betrachteten Ländern persistenter Natur sind; dass also externe Schocks, wie zum Beispiel die Finanzkrise, einen permanenten Effekt in der Art eines Strukturbruchs im Wachstum haben und langfristig eher keine Tendenz existiert zu einer Rückkehr zum ursprünglichen Wachstumspfad als Bereinigung eines Ausreissers. Zu diesem Ergebnis kommt auch GEIER [2011] für schweizerische BIP-Daten von 1914 bis 2009.

Untersuchungen in der Regel verschiedene Vorteile mit sich bringt (siehe dazu Fussnote 60). Die Differenz der logarithmierten realen Bruttoinlandsprodukte entspricht dabei näherungsweise den realen Wachstumsraten.

Sowohl die Schätzergebnisse der univariaten „Autoregressive Distributed Lag“-Modelle wie auch der multivariaten vektorautoregressiven Modelle lassen auf einen überzeugend signifikanten und Granger-kausalen Vorlauf (von einem Jahr) der liechtensteinischen BIP-Wachstumsraten gegenüber den schweizerischen schliessen und bestätigen somit den grafischen Eindruck zeitreihenanalytisch. Dies sowohl in Modellen, welche nur auf die Schweiz und Liechtenstein abstellen als auch in solchen, welche auch Österreich und Deutschland berücksichtigen. Um noch besser auf die Vorlaufstruktur gegenüber der Schweiz zu fokussieren, wurde auch ein Modell mit der Schweiz und deren angrenzenden Staaten (Italien, Frankreich, Deutschland, Österreich, Liechtenstein) eingepasst; auch dort zeigte sich, dass Liechtenstein die einzige Volkswirtschaft mit einem klar signifikanten Vorlauf gegenüber der Schweiz darstellt.

Die eben genannten Regressionsmodelle der Variablen in Vorjahresdifferenzen können den Nachteil haben, dass sie Langfristbeziehungen der Variablen in den Niveaus (zum Beispiel ein ähnliches langfristiges Wachstum der Länder) vernachlässigen, sofern diese vorliegen. In solch einem Fall stellen Fehlerkorrekturmodelle einen anderen Ansatz, mit nicht-stationären Variablen umzugehen dar, sofern zwischen den Variablen Kointegrationsbeziehungen bestehen (mehr zum Begriff der Kointegration und Fehlerkorrekturmodellen in Anhang A.5.). Dies kann entweder in einem univariaten Rahmen (ENGLE UND GRANGER [1987]) oder in einem multivariaten Kontext (JOHANSEN [1988]) geschehen. Diese Modelle beinhalten eine langfristige, stationäre Beziehung (Kointegrationsbeziehung) zwischen den nicht-stationären Niveaus der Variablen und berücksichtigen also nicht nur die differenzierten Werte dieser Variablen. Verknüpft mit dieser Beziehung weisen sie einen Fehlerkorrektur-Term auf, welcher die Anpassung als Reaktion auf vorübergehende Abweichungen von der langfristigen Beziehung abbildet. Ergänzt werden diese Langfristbeziehungen in der Regression durch einen vektorautoregressiven Teil der Variablen in Differenzen, der die kurzfristigen Zusammenhänge abbildet und wahlweise weiteren exogenen Variablen, die nicht Teil der Kointegrationsbeziehung sind, aber trotzdem Einfluss auf die Kurzfristedynamik haben. Neben dem Vorteil, dass sowohl Kurzfristbeziehungen als auch langfristige Abhängigkeiten der Variablen berücksichtigt werden, kommen ökonometrisch-methodische Vorteile: Zum einen sind die geschätzten Koeffizienten nun konsistent, zum anderen können durch die explizite Modellierung des langfristigen Gleichgewichts und der Anpassungsmechanismen auch langfristige Zusammenhänge der Niveaus der Variablen abgebildet werden, welche bei einem einfachen vektorautoregressiven Modell der Differenzen der Variablen in den Hintergrund treten („herausdifferenziert“ wurden).

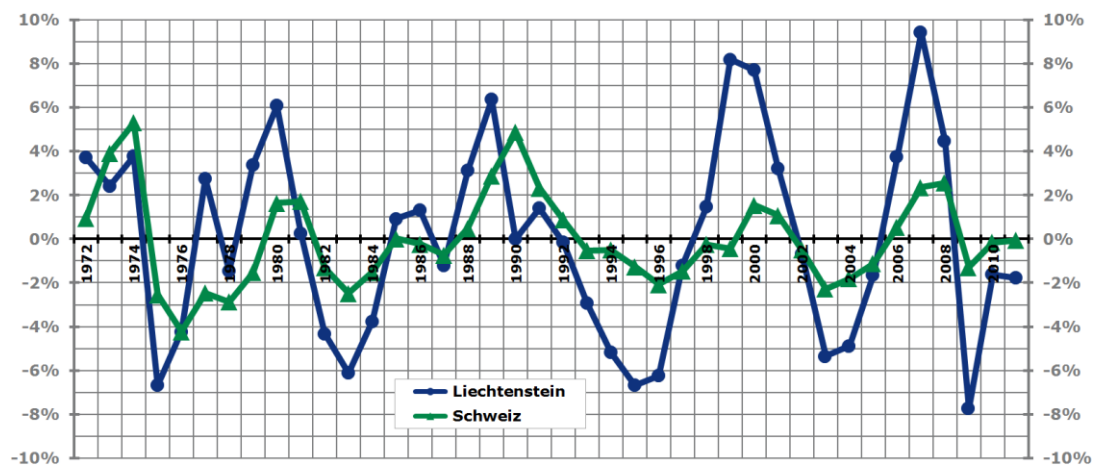
Es ist durchaus möglich und auch vom ökonomisch-theoretischen Blickwinkel nicht auszuschliessen, dass zwischen den vier Variablen eine oder mehrere Kointegrationsbeziehungen vorliegen. Aus diesem Grund werden hier multivariate Kointegrationstests

nach JOHANSEN [1988 und 1992] und univariate Varianten nach ENGLE UND GRANGER [1987] und PHILLIPS UND OULIARIS [1990] durchgeführt. Falls die Nullhypothese der Existenz von Kointegration nicht abgelehnt werden kann, wird als nächster Schritt ein Fehlerkorrekturmodell geschätzt, welches sowohl die kurzfristigen Zusammenhänge als auch langfristige Gleichgewichtsbeziehungen modelliert. Allerdings liefern sowohl der Maximum-Eigenvalue-Test als auch der Trace-Test den Hinweis, dass keine Kointegrationsbeziehung vorliegt und deshalb hier auf ein Fehlerkorrekturmodell verzichtet werden kann (alle gerade genannten Konzepte, Modelle und Tests werden ebenfalls in Anhang A.5. detailliert besprochen).

5.2. Produktionslücke (Wachstumszyklus)

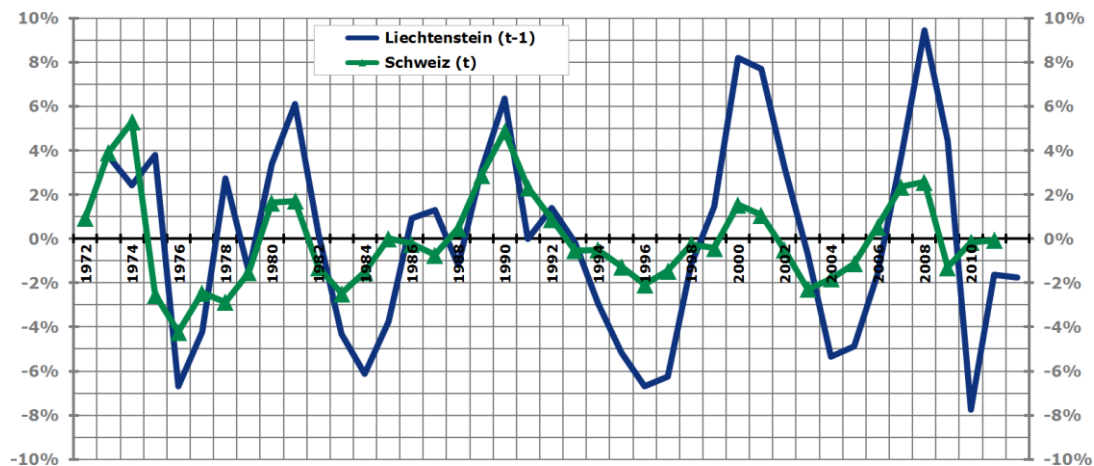
Neben den realen Wachstumsraten kann ein konjunktureller Vorlauf hier auch überprüft werden, indem explizit die Konjunkturzyklen zeitreihenanalytisch verglichen werden. Dafür wird, wie schon in Kapitel 2, der langfristige Wachstumstrend (Produktionspotential) mittels HP-Filter nach HODRICK UND PRESCOTT [1997] geschätzt und durch die Berechnung der prozentualen Abweichung des realen BIP vom ermittelten Trend der konjunkturelle Zyklus (Produktionslücke) identifiziert. Die Konjunkturzyklen der Schweiz und Liechtensteins sind anhand der konjunkturellen Trendabweichungen in ABBILDUNG 19 zu sehen. Es zeichnet sich auch hier grafisch ein Vorlauf, gut ersichtlich an den Wendepunkten, ab.

ABBILDUNG 19: Konjunkturzyklen der Schweiz und Liechtensteins, Trendabweichung des realen BIP (Produktionslücke)



Verschiebt man den liechtensteinischen Zyklus grafisch um ein Jahr, indem man einfach jeweils den Vorjahreswert einträgt, ist der Vorlauf noch etwas besser erkennbar: Beide Muster verlaufen nun sehr synchron, was das Timing von Tiefst- und Höchstständen betrifft (wie man in ABBILDUNG 20 sieht).

ABBILDUNG 20: Konjunkturzyklus der Schweiz (in t) und Konjunkturzyklus des Vorjahres Liechtensteins (in $t-1$), Trendabweichung des realen BIP (Produktionslücke)



Wie schon im vorgehenden Kapitel 5.1. werden in einem ersten Arbeitsschritt die Kreuzkorrelationen berechnet, in diesem Fall also die Korrelation der konjunkturellen Amplitude jedes Landes gegenüber der Amplitude jedes anderen Landes (des Vorjahres).

TABELLE 5: Kreuzkorrelationen der Produktionslücke des realen BIP

Kreuzkorrelation, BIP-Zyklus: 1972-2011		Liechtenstein	Österreich	Schweiz	Deutschland
		t			
Liechtenstein	$t - 1$	0.4693***	0.3802**	0.5920***	0.3476**
Österreich		0.1069	0.3757**	0.1551	0.3735**
Schweiz		0.0086	0.0756	0.5389***	0.1352
Deutschland		0.0506	0.3746**	0.2297	0.4808***

Die höchste Kreuzkorrelation in TABELLE 5 besteht zwischen der liechtensteinischen und der schweizerischen Produktionslücke. Die Nullhypothese (Kreuzkorrelation gleich null) mit zweiseitiger Alternative kann auch auf einem Signifikanzniveau von 1% abgelehnt werden, verdeutlicht durch die drei Sterne. Dies weist auf einen statistisch signifikanten Vorlauf des liechtensteinischen Konjunkturzyklus gegenüber der Schweiz hin. Dabei ist zudem die Tatsache beachtenswert, dass die Kreuzkorrelation Liechtensteins gegenüber der Schweiz von 0.5920 noch höher ist als die Autokorrelation des schweizerischen Konjunkturzyklus (0.5389).⁴¹ Auch die BIP-Zyklen werden in Regressionsmodelle eingepasst, um zu prüfen, ob der Vorlauf Liechtensteins gegenüber der Schweiz Granger-kausal ist (zu Granger-Kausalität siehe Fussnote 38). Die Ergebnisse der vektorautoregressiven Modelle bestätigen die Schlussfolgerungen der Schätzmodelle der realen BIP-Wachstumsraten in Kapitel 5.1.: Auch beim BIP-Zyklus besteht ein statistisch stabiler Vorlauf der liechtensteinischen gegenüber der schweizerischen Volkswirtschaft von einem Jahr (die Regressionsoutputs und deren Diskussion sind in Anhang A.4. zu finden).

⁴¹ Im Gegensatz zu den Kreuzkorrelationen der realen BIP-Wachstumsraten (in TABELLE 4) liegen bei den BIP-Zyklen mehr signifikante Kreuzkorrelationen vor. So bestehen zum Beispiel ein Vorlauf und ein Nachlauf zwischen Österreich und Deutschland. Dies hat wohl mit dem hohen Mass an Autokorrelation in den Zyklen zu tun (die Reihen sind aber trotzdem stationär).

Die BIP-Zyklen kommen für Kointegrationstests und Fehlerkorrekturmodelle nicht in Frage, da die Reihen trotz hoher Autokorrelation stationär sind. Dies kann durch die Anwendung von Einheitswurzeltests analog zu den realen Wachstumsraten in Kapitel 5.1. gezeigt werden, deren Resultate sich in Anhang A.2. (TABELLE 8) finden.

5.3. Interpretation der empirischen Resultate

Es lässt sich also quer durch verschiedene Modelle und deren Spezifikation sowie unabhängig von der Konjunkturdefinition (klassischer Zyklus oder Wachstumszyklus) ein statistisch signifikanter Vorlauf der liechtensteinischen Kleinstvolkswirtschaft gegenüber der Schweiz erkennen.⁴² Dies war a priori nicht zu erwarten, vielmehr wird oft die Meinung vertreten, dass ein sehr kleiner Staat die Konjunktur quasi lediglich als Funktion der ausländischen Nachfrage nach inländischen Exportgütern „importiert“ und deshalb gleichlaufenden oder nachlaufenden Charakter habe. Warum im Fall von Liechtenstein dieser klare Vorlauf besteht, wird Gegenstand weiterer Forschung sein müssen. Eine mögliche erste Erklärung ist sicherlich, dass der konjunkturelle Vorlauf wahrscheinlich auch mit dem Mix der Exportgüter Liechtensteins zu tun hat. Darunter befinden sich viele Produkte, die den Charakter von langfristigen Gütern mit einer vorlaufenden Kaufplanung haben (zum Beispiel Bautechnik, Automobilzulieferer, Maschinenteile, Investitionsgüter). Durch den extrem hohen Grad an Aussenhandelsorientierung und die Kleinheit reagieren viele Akteure vielleicht sensibler auf äussere konjunkturelle Einflüsse und können eventuell auch früher darauf reagieren. Dieses Argument dürfte allerdings schwer analytisch nachzuweisen sein. Die Tatsache, dass Liechtenstein auch über einen grossen Finanzplatz verfügt, der mit dem Ausland globalisiert verbunden ist, wird in diesem Zusammenhang wohl eine untergeordnete Rolle spielen. Es ist nicht sehr überzeugend davon auszugehen, dass internationale externe Finanzschocks in der heutigen globalisierten Finanzwelt systematisch zuerst am liechtensteinischen Finanzplatz ankommen und erst dann einige Zeit später zum Beispiel am Finanzplatz Schweiz.

Normalerweise werden Vorlaufindikatoren auf Vierteljahres- oder Monatsbasis untersucht, einerseits wegen der höheren Anzahl an verfügbaren Daten für einen gegebenen Zeitraum (was bei Regressionsmodellen von Vorteil ist), andererseits wegen der Tatsache, dass statistische Vorläufe in der Regel nur recht kurzfristig existieren (ein oder zwei Quartale oder gar nur Monate). Da keine offiziellen BIP-Zahlen auf Quartalsbasis für Liechtenstein vorliegen, ist dieser vierteljährliche Vergleich leider nicht möglich.⁴³ In

⁴² Es sollte hier noch kurz erwähnt werden, dass der Vorlauf mit sehr grosser Sicherheit nicht durch die angewandte Rückschätzungsmethode des liechtensteinischen BIP in BRUNHART [2012a] bedingt ist. Wie in ABBILDUNG 18 und ABBILDUNG 19 ersichtlich ist, ergibt sich auch nach 1998 (mit diesem Jahr beginnen die offiziellen BIP-Zahlen) ein optischer Vorlauf. Wenn man auf die realen BIP-Wachstumsraten abstellt, zeigt sich, dass von fünf klar frühzeitig angezeigten Wirtschaftsumschwüngen (1976, 1981, 1990, 2001, 2008) die zwei jüngsten in die Zeit der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung fallen. In BRUNHART [2012a] werden verschiedene Evaluationen durchgeführt, welche die Zuverlässigkeit der Rückschätzungen zeigen. In Bezug auf den Vorlauf zeigt sich keine Verzerrung, wenn für die Jahre ab 1998 mit der Rückschätzungsmethode BIP-Werte berechnet und mit den offiziellen verglichen werden.

⁴³ In BRUNHART [2013] finden sich Schätzungen für das BIP Liechtensteins auf Quartalsbasis ab dem Jahre 1999. Diese sind noch provisorischer Natur und die verwendete Quartalsmethode beruht dabei auf

diesem Kontext erstaunt es aber umso mehr, dass hier ein sehr langer Vorlauf auf Jahresbasis gegeben scheint.

In diesem Kontext wäre eine räumliche Erweiterung der Vorlaufanalysen interessant. Es wäre denkbar, dass kleine Staaten generell ihren grossen Nachbarstaaten konjunkturell vorlaufend sind, dass Liechtenstein gegenüber der Schweiz also kein Spezialfall darstellt. Es bliebe daher zu überprüfen, ob Kleinstaaten und im Besonderen Kleinststaaten (Mikrostaaten) in vielerlei Hinsicht systematisch empfindlicher und früher reagieren als grosse Staaten. Es könnte dementsprechend auch sein, dass sich solche Unterschiede auch hinsichtlich ganzer Konjunkturverbunde, also Makro- versus Mikro-Staaten, ergeben. Dieser Punkt wurde hier noch nicht untersucht.⁴⁴

verschieden Indikatoren. In Bezug auf die Überprüfung von Vorlaufstrukturen wäre deren Anwendung aber etwas gewagt.

⁴⁴ Dies wird Untersuchungsgegenstand im weiteren Verlauf des Forschungsprojektes „Europäische Kleinstaaten im internationalen, ökonomischen Spannungsfeld“ im Forschungsbereich Kleinstaaten-Ökonomik des Liechtenstein-Instituts sein, als dessen Start dieses Arbeitspapier entstanden ist.

6. SCHLUSSFOLGERUNGEN

Im vorliegenden Papier wurde die Kleinstvolkswirtschaft Liechtenstein in vielerlei konjunktur- und wachstumsanalytischer Hinsicht untersucht und mit seinen drei ungleich grösseren Nachbarstaaten Schweiz, Österreich und Deutschland verglichen. Dabei fällt auf, dass Liechtenstein in den letzten vier Jahrzehnten über eine höhere Dynamik und Volatilität verfügt hat als seine drei Nachbarn. Die hohe Variation des gesamtwirtschaftlichen Outputs ist im Kontext eines Kleinstaates nicht erstaunlich, ist dieser doch logischerweise in höherem Masse externen Schocks ausgesetzt.⁴⁵ Durch die kleine Binnenwirtschaft, den typischerweise hohen Aussenhandelsanteil und nur beschränkte geld- und fiskalpolitische Interventionsinstrumente kann er diese Schocks nur in reduziertem Masse abfedern. Zudem ist er in der Regel in seiner volkswirtschaftlichen Struktur weniger breit diversifiziert als ein grosses Land.

Während für die drei grösseren Staaten ein kontinuierlicher Rückgang der gesamtwirtschaftlichen Volatilität, also eine „Great Moderation“, festgestellt werden kann (die erst durch die aktuelle Finanzkrise beendet wurde), ist es in Liechtenstein bereits seit den 1990er-Jahren zu einer „Great Agitation“ gekommen, also zu einer Erhöhung der gesamtwirtschaftlichen Volatilität. Diese „Great Agitation“ steht diametral gegen die international beobachtbare „Great Moderation“, welche für viele industrialisierte Staaten dokumentiert werden konnte. Als Grund für diese Agitation konnte hier der Finanzdienstleistungssektor identifiziert werden, dessen Anteil an der gesamten Beschäftigung und volkswirtschaftlichen Produktion stetig zugenommen hat und dessen sektorale Volatilität seit den 1990er-Jahren stark angestiegen ist.⁴⁶

Zum Ende des dritten Kapitels wurden verschiedene Facetten des sehr hohen Anteils der Finanzdienstleistungen an der liechtensteinischen Volkswirtschaft andiskutiert, vor allem in Bezug auf den Wachstumsbeitrag und den hohen Beitrag jenes Sektors am gesamtwirtschaftlichen Risiko und die daraus entstehenden sozialen Kosten. Um abschliessende und fundiertere Aussagen machen zu können, sind allerdings weitere vertiefte ökonomische und ökonometrische Analysen notwendig. Hier besteht also weiterer Forschungsbedarf.

Wenn man für einen Kleinstaat also aus theoretischen Erwägungen feststellen kann, dass dieser seine Prosperität sichern kann, indem er gewisse wirtschaftliche Nischen besetzt und diesen höheren Wachstumspfad dann aber durch ein höheres Risiko „erkaufen“ muss (materialisiert durch noch stärkere volatile Fluktuationen), dann muss man für

⁴⁵ In diesem Zusammenhang ist es auch vielversprechend zu analysieren, ob Kleinstaaten auf Grund ihrer höherer Exponiertheit gegenüber externen Schocks stärker unter der Finanzkrise gelitten haben als Grossstaaten. Auch dies wird zukünftiger Untersuchungsgegenstand des Forschungsprojektes „Europäische Kleinstaaten im internationalen, ökonomischen Spannungsfeld“ im Forschungsbereich Kleinstaaten-Ökonomik des Liechtenstein-Instituts sein.

⁴⁶ Eine vertiefte Analyse der Gründe für den starken Anstieg der Volatilität im Finanzdienstleistungssektor sowohl international als auch speziell in Liechtenstein wäre lohnenswert und als zukünftige Forschungsrichtung in diesem Forschungsprojekt denkbar.

Liechtenstein Folgendes festhalten: Dieser Zusammenhang scheint aufgeweicht worden zu sein, da es in den letzten zwei Jahrzehnten zwar zu einer Erhöhung der Volatilität gekommen ist, diese aber nicht durch höheres Wachstum begleitet wurde. Das Gegenteil war der Fall.

Im Einklang mit der wissenschaftlichen Literatur auf diesem Gebiet steht eine weitere Beobachtung dieses Papiers: Es ist zu einer generellen Wachstumskonvergenz der vier betrachteten Staaten und einer noch weiter ansteigenden Synchronität der Konjunkturzyklen gekommen. Die Konjunkturmuster und die Wachstumspfade gleichen sich also an.

Ein weiterer interessanter Schluss aus diesem Beitrag ist der nachgewiesene hoch signifikante statistische Vorlauf der liechtensteinischen realen BIP-Wachstumsraten gegenüber denjenigen der Schweiz. Dieser ist stabil in verschiedenen in diesem Kontext geeigneten Modellen und deren Spezifikationen. Interessant ist der Schluss deshalb, weil dies a priori nicht unbedingt so zu erwarten war, da oft argumentiert wird, dass kleine Staaten die konjunkturellen Schwankungen quasi aus dem Ausland „importieren“. Es bleibt zu klären, ob Liechtenstein und die Schweiz diesbezüglich ein Spezialfall sind oder ob dieser Zusammenhang auch für andere Kleinstaaten und ihre grösseren Nachbarn existiert oder ob gar verschiedene Konjunkturverbunde Mikro- versus Makrostaaten bestehen und der erste Verbund mit den Mikrostaaten dabei dem zweiten vorlaufend ist (siehe dazu Fussnote 44).

Wie bereits in der Einleitung notiert, wird ein nächster Forschungsschritt sein zu überprüfen, ob auch andere konjunktur- und wachstumspolitische Einsichten über Liechtenstein vergleichend mit den drei Nachbarstaaten aus diesem Beitrag auf den allgemeinen Fall Kleinstaat/Grossstaat übertragbar sind und somit auf diesbezügliche spezielle Gemeinsamkeiten von Kleinstaaten geschlossen werden kann.

ANHANG

In diesem Anhang sollen einige im Zusammenhang dieses Beitrags wichtige zeitreihenanalytische Werkzeuge und Konzepte erläutert werden. Es wird dabei auch auf relevante und weiterführende Quellen verwiesen.⁴⁷ Zudem beinhalten die Anhänge A.3. und A.4. detaillierte Resultate zu den Kapiteln 3 und 5. Ebenso finden sich im Anhang (in A.6.) weitere Tabellen und Abbildungen, welche in Haupttext angesprochen, aber nicht abgebildet wurden.

A.1. INFORMATIONSKRITERIEN

Informationskriterien sind nützlich im Spezifizierungsprozess von Schätzgleichungen, quasi als a-theoretisches, rein statistisches Hilfsmittel gegenüber ökonomischen Überlegungen oder gar strukturellen (also auf einem spezifischen theoretischen ökonomischen Modell basierenden) Modellierungsschritten. Bei der Entscheidung über die Berücksichtigung oder Nicht-Berücksichtigung von Regressoren in Schätzmodellen finden sie breite Verwendung, vor allem in der nicht-strukturellen Modellierung. Speziell bei der Frage der Lagstruktur bei ARMA-Modellen, „Autoregressive Distributed Lag“-Modellen und VAR-Modellen werden sie eingesetzt, also bei der Abwägung, wie viele Verzögerungen („Lags“, Beobachtung der Variable X_t in einer vergangenen Periode: $X_{t-1}, \dots, X_{t-p}$) der beinhalteten Variablen in die Regressionsgleichung integriert werden sollen.

Dabei begegnen die verschiedenen Formen der Informationskriterien dem folgenden Zielkonflikt: Zusätzliche Variablen/Regressoren bedingen einen Verlust an Freiheitsgraden in der Schätzung, da nun mehr Parameter geschätzt werden müssen. Andererseits kann dadurch die Anpassungsgüte, zum Beispiel in Form einer geringeren Variation der Residuen (grösseres R^2), verbessert und das Modell stabiler und zum Beispiel robuster gegen Ausreisser gemacht werden. Normalerweise werden Informationskriterien für den Vergleich von genesteten Modellen eingesetzt, sie erfüllen ihre Funktion allerdings auch bei nicht-genesteten, solange die abhängige Variable gleich bleibt. Es sollten auch nicht Regressionen auf Variablen im Niveau gegenüber Modellen auf deren Differenzen oder Logarithmen anhand von Informationskriterien verglichen werden. Einige Ökonometriker argumentieren, dass nicht exakt dieselbe Stichprobe verglichen werden muss (vgl. VOGELVANG [2005, S.344]), während andere empfehlen, die Anzahl Beobachtungen, also T , fixiert zu halten (vgl. ENDERS [1995, S.88]). Vor allem bei kleinen Stichproben kann eine leicht unterschiedliche Stichprobe einen Effekt haben. Deshalb gilt für dieses Papier: Der

⁴⁷ Dazu ist noch zu sagen, dass in diesem Kontext die Skripte von Prof. Robert Kunst von der Universität Wien (KUNST [2007, 2009, 2011a, 2011b und 2012]) immer sehr nützlich waren und in der einen oder anderen indirekten Form auch ihren Niederschlag in dem für diesen Anhang verfassten Überblick finden.

Stützzeitraum soll für den Vergleich derselbe sein, auch wenn mit dem Quotienten T „normiert“ wird.

Der eben schon genannte Zielkonflikt widerspiegelt sich in der Form der Informationskriterien, welche aus der Summe eines „Anpassungsterms“ (negatives Vorzeichen) und eines „Strafterms“ (positives Vorzeichen) bestehen. Bei steigender Anzahl Parameter (z. B. Lags) verbessert sich die Modellanpassung, der Betrag des Anpassungsterms wird grösser, das Kriterium deshalb kleiner. Allerdings erhöht sich dadurch auch der Strafterm, was das Kriterium wiederum ansteigen lässt. Der minimale Wert des Informationskriteriums gilt dabei als Optimum.

Die in diesem Papier verwendeten Informationskriterien sollen nun kurz vorgestellt und genau definiert werden.⁴⁸ Das erste bekannte Informationskriterium stammt von AKAIKE [1974], deshalb wird es in der Ökonometrie „A-Information-Criterion“ genannt („A“ also für das erste, vgl. KUNST [2009, S.74]):

$$[AIC] \quad -\frac{2 \cdot l}{T} + \frac{2 \cdot k}{T}$$

Hier ist nun klar ersichtlich, was vorhin abstrakt unter dem Anpassungsterm (erster Summand) und dem Strafterm (zweiter Summand) verstanden wurde. Der Anpassungsterm ist dabei abhängig von der Log-Likelihood-Funktion l , welche in Gleichung [3] gegeben ist und salopp gesagt eine bestimmt definierte Form der Anpassungsgüte des Modells beschreibt, wobei l mit besserer Modellanpassung steigt. Der Wert des AIC ist zudem abhängig von der Anzahl Beobachtungen T , zudem erhöht sich der Strafterm mit der Anzahl zu schätzenden Parametern k .

SCHWARZ [1978] entwickelte mit dem BIC eine Weiterführung des Informationskriteriums („BIC“ steht für „B-Information-Criterion“ oder für „Bayesian Information Criterion“), welches oft auch mit SIC oder SBIC abgekürzt wird:

$$[BIC] \quad -\frac{2 \cdot l}{T} + \frac{k \cdot \log[T]}{T}$$

⁴⁸ Die genauen Definitionen variieren in der Literatur und der empirischen Anwendung. Oft werden die beiden Summanden nicht mit dem Quotienten T normiert oder es wird auf die Logarithmierung des Likelihood-Terms verzichtet. Die drei genannten Kriterien werden auch oft als direkte Funktion der Summe der quadrierten Residuen ausgedrückt. Oder im Anpassungsterm wird anstatt der Log-Likelihood-Funktion die geschätzte Varianz der Residuen verwendet. In seinem originalen Papier hat AKAIKE [1974] das AIC (hier AIC_o genannt) folgendermassen spezifiziert: $AIC_o = -2l + 2k$, wobei l die Log-Likelihood-Funktion ist, welche in Gleichung [3] gegeben ist. HURVICH UND TSAI [1989] schlugen eine alternative Version des AIC vor, nämlich das korrigierte AIC (hier AIC_c genannt): $AIC_c = AIC_o + 2k(k+1)/(T-k-1)$. Das korrigierte AIC beinhaltet also eine zusätzliche „Bestrafung“ für die Anzahl Parameter, was bei kürzeren Zeitreihen von Vorteil ist. Wie der Vergleich mit der Originaldefinition zeigt, wurde in diesem Papier eine leicht modifizierte Version verwendet, welche aber zu denselben Ergebnissen in Bezug auf die Anzahl Koeffizienten mit minimalem Wert für das Informationskriterium führt. Vom hier angewandten Kriterium AIC kann direkt auf die originale Form des korrigierten AIC geschlossen werden: $AIC_c = AIC \cdot T + 2k(k+1)/(T-k-1)$. Für detaillierte Erläuterungen zu den hier erwähnten Informationskriterien und darüber hinaus: Siehe BURNHAM UND ANDERSON [2004], BROCKWELL UND DAVIS [2002, S.169-174], NEUSSER [2011, S. 82, 194-195] und KUNST [2012].

Der Anpassungsterm ist im BIC zwar gleich, es verwendet gegenüber dem AIC aber einen strengeren Strafterm.

Auch das Informationskriterium von HANNAN UND QUINN [1979] wird öfters verwendet:

$$[\text{HQ}] \quad -\frac{2 \cdot l}{T} + \frac{2 \cdot k \cdot \log[\log[T]]}{T}$$

Die Log-Likelihood-Funktion findet Eingang in alle eben erwähnten Informationskriterien und ist wie folgt definiert:

$$[3] \quad l = -\frac{T \cdot M}{2} (1 + \log[2\pi]) - \frac{T}{2} \log[|\hat{\Omega}|], \quad \text{wobei} \quad |\hat{\Omega}| = \det[\sum_{i,j=1}^T \hat{\varepsilon}_i \hat{\varepsilon}_j' / T]$$

Im univariaten Fall reduziert sich $|\hat{\Omega}|$ zu $\sum_{i=1}^T \hat{\varepsilon}_i^2 / T$ (Summe der quadrierten Fehler durch die Anzahl Beobachtungen) und M ist gleich 1, da es dann nur eine einzige Schätzgleichung gibt. Die Summe der Fehler pro Beobachtung sinkt mit besserer Modellanpassung, was die Log-Likelihood ansteigen lässt, was wiederum den Betrag der Informationskriterien sinken lässt.

Das AIC und das BIC sind die am meisten benutzten Kriterien. Das AIC tendiert dazu, grössere Modelle/Laglängen zu wählen als das BIC, vor allem bei kleinen Stichproben. Auch aus diesem Grund wurde das korrigierte AIC vorgeschlagen (siehe Fussnote 48), obwohl das tendenzielle Überschätzen in gewissen Situationen wünschenswert sein kann, zum Beispiel im Zusammenhang mit Prognosemodellen oder Einheitswurzeltests.

A.2. TESTS AUF STATIONARITÄT (UNIT ROOT TESTS)

Eine Variable oder die Zeitreihe als Realisation des die Datenvariable generierenden Prozesses gilt dann als stationär, wenn Mittelwert und Varianz sowie die Autokorrelationsstruktur über die Zeit konstant sind.

[1. Stationaritätsbedingung], *konstanter Mittelwert*:

$$E[X_t] = \mu, \quad \text{für alle } t$$

[2. Stationaritätsbedingung], *konstante Varianz*:

$$\text{var}[X_t] = \sigma^2, \quad \text{für alle } t$$

[3. Stationaritätsbedingung], *konstante Autokorrelationsstruktur*:

$$\text{cov}[X_t, X_{t-j}] = \text{cov}[X_{t-i}, X_{t-i-j}], \quad \text{für alle } t \text{ und } i \ (i = \dots, -2, -1, 0, 1, 2, \dots)$$

Obige Definition wird oft auch als „schwach stationär“, „Kovarianz-stationär“ oder „stabil“ bezeichnet. Hier wird im Weiteren, auch in Konformität mit der breiten Verwendung in der Literatur, diese Definition und deren Bezeichnung als „stationär“ verwendet.

Nun soll eine beliebige Zeitreihe, deren datengenerierender Prozess mit Gleichung angenähert werden kann, als X_t exemplarisch betrachtet werden, um die Definition von Stationarität plastischer vorzustellen.

$$[4] \quad X_t = \phi \cdot X_{t-1} + \varepsilon_t$$

X_t ist in diesem einfachen Fall also eine Funktion des eigenen Vergangenheitswertes eine Periode zuvor und eines normalverteilten Fehlers. Der Fehler ε_t ist weisses Rauschen („White Noise“), er hat also einen Mittelwert von 0 bei einer über die Zeit konstanten Standardabweichung und die Autokorrelation beträgt 0. Im generellen Fall einer nicht zu starken Autokorrelation, wenn also $|\phi| < 1$ gilt, ist der betrachtete Prozess stationär. Ist der Koeffizient ϕ allerdings gleich 1, dann liegt eine Einheitswurzel (Unit Root) vor und die Reihe folgt einem Random Walk. Die Variable ist dann nicht-stationär.⁴⁹ Ein reiner Random Walk ist I(1), also integriert der Ordnung eins (auch differenzen-stationär genannt) und wird demnach nach einmaligem Differenzieren stationär und reduziert sich zu einem stationären White-Noise-Prozess: $\Delta X_t = X_t - X_{t-1} = X_{t-1} + \varepsilon_t - X_{t-1} = \varepsilon_t$.

Der AR(1)-Prozess in [4] ist letztlich ein Spezialfall eines ARMA(p, q)-Modells, welches aus einem autoregressiven (AR: $\phi_1 \cdot X_{t-1} + \dots + \phi_p \cdot X_{t-p}$) und einem Moving-Average-Teil (MA: $\theta_1 \cdot \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \cdot \varepsilon_{t-q}$) besteht:⁵⁰

⁴⁹ Diese Behauptung soll hier kurz belegt werden. Formt man die ursprüngliche Form des Random Walks ($X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t$) um und setzt für X_{t-1} ein, erhält man $X_t = X_{t-2} + \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$. Durch fortlaufende Rückwärtsinduktion ergibt sich X_t als Summe des Ursprungswertes von Zeitpunkt 0 und der aufsummierten Fehler: $X_t = X_{t-t} + \varepsilon_{t-t+1} + \dots + \varepsilon_t = X_0 + \sum_{j=1}^t \varepsilon_j$. Anhand dieser Form kann nun überprüft werden, ob und wenn ja welche der drei Stationaritätsbedingungen verletzt sind. Zunächst ist es nützlich, die White-Noise-Annahme bezüglich der Fehler im Hinterkopf zu behalten, welche besagt, dass ε_t ein stationärer Prozess mit einem Mittelwert von 0 und einer über die Zeit konstanten Varianz von σ^2 ist. Dadurch lässt sich schnell erkennen, dass $E[X_t] = E[X_0 + \sum_{j=1}^t \varepsilon_j] = E[X_0] + E[\sum_{j=1}^t \varepsilon_j] = X_0 + E[\sum_{j=1}^t \varepsilon_j] = 0$, da sowohl der Ursprungswert als auch der Erwartungswert der Summe der Fehler gleich null sind, weil durch die White-Noise-Annahme der Erwartungswert jedes einzelnen Fehlers gleich null ist. Dabei kann der Ursprungswert auch als Konstante ungleich 0 angenommen werden, was die Aussage in Bezug auf den konstanten Erwartungswert aber nicht beeinträchtigt. Der Erwartungswert eines Random Walks ist also über die Zeit konstant, was konform ist mit der ersten Stationaritätsbedingung. Betrachtet wird nun die Varianz, welche sich aus der Varianz von X_0 (die Varianz einer Konstanten beträgt null) und der Varianz der Summe der Fehler zusammensetzt (die Varianz der Summe der Fehler kann als Summe der Varianzen der einzelnen Fehler geschrieben werden, was wiederum t mal σ^2 entspricht; die Kovarianzen müssen nicht berücksichtigt werden, da die Komponenten unkorreliert sind). Dabei stellt man fest, dass $\text{var}[X_t] = t\sigma^2$. Die Varianz steigt also mit der Zeit, was die zweite Stationaritätsbedingung verletzt. Damit wäre dann auch die dritte Stationaritätsbedingung verletzt.

⁵⁰ Es kann gezeigt werden, dass der Erwartungswert eines AR-Modells über die Zeit konstant ist, im AR-Modell ohne Konstante beträgt dieser 0. Die erste Stationaritätsbedingung ist bei AR-Modellen also nicht verletzt. Allerdings kann es sein, dass die zweite Stationaritätsbedingung verletzt wird. Ein Beispiel stellt der AR(1)-Spezialfall mit $\phi = 1$ (Random Walk) dar. Generell gesehen ist ein AR(1)-Prozess genau dann stationär, wenn $|\phi| < 1$. Dies wird ersichtlich, wenn die Varianz eines AR(1) hergeleitet wird: $\text{var}[X_t] = E[(X_t - E[X_t])^2] = E[X_t^2]$, weil der Erwartungswert von X_t (im Fall ohne Konstante) ja 0 beträgt. Daraus ergibt sich: $\text{var}[X_t] = E[X_t^2] = E[(\phi X_{t-1} + \varepsilon_t)^2] = E[\phi^2 X_{t-1}^2 + 2\phi X_{t-1} \varepsilon_t + \varepsilon_t^2] = \phi^2 E[X_{t-1}^2] + 2\phi E[X_{t-1} \varepsilon_t] + E[\varepsilon_t^2] = \phi^2 \text{var}[X_{t-1}] + 0 + \sigma^2$ (da der Erwartungswert des quadrierten Fehlers der Varianz des Fehlers entspricht). Da $\text{var}[X_{t-1}] = \text{var}[X_t]$ (zeitunabhängige Varianz im stationären Fall), kann man auflösen zu: $\text{var}[X_t] = \sigma^2 / (1 - \phi^2)$, wofür nur eine Lösung existiert, wenn $|\phi| < 1$ (der Random Walk-Fall ist also explizit ausgeschlossen). Ein AR(2)-Prozess ($X_t = \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \varepsilon_t$) ist genau dann stationär, wenn die folgenden drei Bedingungen gleichzeitig gelten: $\phi_1 + \phi_2 < 1$, $\phi_1 - \phi_2 > -1$ und $\phi_2 > -1$ (vgl. CHATFIELD [2004, S.45]). Für den allgemeinen AR(p)-Fall ohne Konstante ($\phi_1 \cdot X_{t-1} + \dots + \phi_p \cdot X_{t-p} + \varepsilon_t$) kann

$$[5] \quad X_t = \phi_1 \cdot X_{t-1} + \dots + \phi_p \cdot X_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \cdot \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \cdot \varepsilon_{t-q}$$

Eine in der Ökonomie sehr relevante Form der Nicht-Stationarität ist der Random Walk ($\phi = 1$) mit Drift ($\alpha \neq 0$).

$$[6] \quad X_t = \alpha + X_{t-1} + \varepsilon_t$$

Es leuchtet intuitiv ein, dass der Drift ein Trenden in eine bestimmte Richtung in der Datenreihe verursacht. Ausgangspunkt in Zeitpunkt t ist also der Wert aus Zeitpunkt $t - 1$, addiert dazu der Fehler, welcher einen Erwartungswert von 0 hat, plus eben der Driftterm. Dass der Drift die Form eines linearen Trends annimmt, wird offensichtlich, wenn man Gleichung [6] per Rückwärtsinduktion zu $X_t = \alpha + X_{t-1} + \varepsilon_t = \alpha + \alpha + X_{t-2} + \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t = \dots = \alpha \cdot t + X_0 + \sum_{j=1}^t \varepsilon_j$ umformt. Dies lässt hier schon den analytischen Schluss zu, dass der Erwartungswert über die Zeit nicht konstant bleibt, die erste Stationaritätsbedingung also verletzt ist.⁵¹

Wird eine nicht-stationäre Variable durch einmaliges Differenzieren stationär, was bei den meisten nicht-stationären ökonomischen Zeitreihen der Fall ist, nennt man diese

gefolgt werden, dass der Erwartungswert immer gleich null ist, also zeitlich konstant (vgl. NEUSSER [2011, S.23-25]). Der Erwartungswert beim Vorliegen einer Konstante c im Modell beträgt $c/(1 - \phi_1 - \dots - \phi_p)$, auch hier ist er zeitunabhängig (ist aber nur definiert für den Fall $\phi_1 + \dots + \phi_p < 1$). Allerdings sind wie gesagt nicht alle $AR(p)$ -Prozesse stationär, dafür müssen die Polynome betrachtet werden: $\phi_1 \cdot X_{t-1} + \dots + \phi_p \cdot X_{t-p} + \varepsilon_t$ kann mit dem Lag-Operatoren L ($\phi_p \cdot L^p X_t$ entspricht $\phi_p \cdot X_{t-p}$) geschrieben werden als $\varepsilon_t = \phi_1 \cdot L X_t + \dots + \phi_p \cdot L^p X_t = (1 + \phi_1 L + \dots + \phi_p L^p) X_t = \phi(L) X_t$. Der AR-Prozess ist dann und nur dann stationär, wenn $\phi(L) X_t$ nur Nullstellen besitzt, welche ausserhalb des Einheitskreises liegen, also im Betrag grösser als 1 sind.

Ein $MA(q)$ -Prozess ist immer stationär, unabhängig von der Laglänge oder der Werte der Koeffizienten. Der Erwartungswert ist zeitlich invariabel und beträgt 0: $E[X_t] = E[\varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}] = 0 + 0 + \dots + 0 = 0$. Die Varianz eines MA -Prozesses ist ebenfalls zeitlich konstant, dies lässt sich in allgemeiner Form ableiten: $\text{var}[X_t] = \text{var}[\varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}]$; da die Fehler unkorreliert sind, ist $\text{var}[X_t] = \text{var}[\varepsilon_t] + \text{var}[\theta_1 \varepsilon_{t-1}] + \dots + \text{var}[\theta_q \varepsilon_{t-q}]$. Unter Beachtung der speziellen Varianzen-Rechenregeln erhält man dann: $\text{var}[X_t] = \text{var}[\varepsilon_t] + \theta_1^2 \text{var}[\varepsilon_{t-1}] + \dots + \theta_q^2 \text{var}[\varepsilon_{t-q}]$. Da die Fehler per Annahme einem White-Noise-Prozess folgen, beträgt deren Varianz in jeder Zeitperiode σ^2 , wodurch man eine zeitunabhängige Varianz von $(1 + \theta_1^2 + \dots + \theta_q^2) \cdot \sigma^2$ erhält. Die Autokovarianz wird Null ab einer Lag-Länge grösser als q .

Der Erwartungswert eines $ARMA$ -Prozesses ist zeitlich konstant und ist analog zum AR -Prozess (da der Erwartungswert des MA -Teils ja null beträgt): $c/(1 - \phi_1 - \dots - \phi_p)$. Ein $ARMA$ -Prozess ist aber nur genau dann stationär, wenn der AR -Teil davon stationär ist (die Bedingungen dafür wurden in dieser Fussnote bereits genannt).

⁵¹ Durch fortlaufende Rückwärtsinduktion des Random Walks mit Drift erhält man $X_t = \alpha + \alpha + X_{t-2} + \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t = \dots = \alpha t + X_{t-t} + \varepsilon_{t-t+1} + \dots + \varepsilon_t = \alpha t + X_0 + \sum_{j=1}^t \varepsilon_j$. Dementsprechend lässt sich hinsichtlich der ersten Stationaritätsbedingung folgern: $E[X_t] = E[\alpha t + X_0 + \sum_{j=1}^t \varepsilon_j] = E[\alpha t] + E[X_0] + E[\sum_{j=1}^t \varepsilon_j] = \alpha t + X_0 + E[\sum_{j=1}^t \varepsilon_j] = \alpha t$, da der Ursprungswert und der Erwartungswert der Summe der Fehler gleich null sind. Dies weil durch die White-Noise-Annahme der Erwartungswert jedes einzelnen Fehlers gleich null ist. Dabei kann der Ursprungswert auch als eine andere Konstante angenommen werden, was die Aussage in Bezug auf den konstanten Erwartungswert aber nicht beeinträchtigt. Der Erwartungswert eines Random Walks mit Drift ist also (im Gegensatz zum Random Walk ohne Drift) nicht über die Zeit konstant, was nicht konform ist mit der ersten Stationaritätsbedingung. In Bezug auf die zweite Stationaritätsbedingung lassen sich dieselben Schlüsse ziehen wie im Falle eines reinen Random Walks (es kommt ja nur die Varianz des zusätzlichen Terms αt dazu, welche null beträgt): $\text{var}[X_t] = t\sigma^2$. Die Varianz ist also zeitabhängig, womit der Random Walk mit Drift auch die zweite und dritte Stationaritätsbedingung verletzt.

integriert der Ordnung eins ($I(1)$). Wird zweimaliges Differenzieren benötigt, ist sie integriert der Ordnung zwei ($I(2)$). Eine stationäre Variable ist nicht integriert, also $I(0)$.

Die folgende TABELLE 6 soll die im Zusammenhang dieser Untersuchung aber auch sonst in der Praxis und Theorie wichtigen Zeitreihen-Prozesse unterscheiden und genauer spezifizieren:

TABELLE 6: Verschiedene Datenprozesse und deren Stationaritätseigenschaften

Linearer Trend	Random Walk mit Drift	Random Walk ohne Drift	„Gewöhnlicher“ stationärer Prozess
Sichtbarer, kontinuierlicher Trend	Sichtbarer, kontinuierlicher Trend	Kein sichtbarer, kontinuierlicher Trend	Kein sichtbarer, kontinuierlicher Trend
Deterministischer Trend	Stochastischer Trend	Kein Trend	Kein Trend
nicht stationär (aber Trend-stationär)	nicht stationär (aber Differenzen-stationär)	nicht stationär (aber Differenzen-stationär)	stationär
1. Stationaritätsbedingung verletzt	1., 2., 3. Stationaritätsbedingung verletzt	2., 3. Stationaritätsbedingung verletzt	Keine Stationaritätsbedingung verletzt
$I(0)$	$I(1)$	$I(1)$	$I(0)$
<i>Differenzieren nicht notwendig!</i>	<i>Differenzieren notwendig!</i>	<i>Differenzieren notwendig!</i>	<i>Differenzieren nicht notwendig!</i>

Das Verwenden von nicht-stationären Variablen in Regressionen birgt Gefahren in sich. Folgen zum Beispiel beide Variablen einem positiven Trend, wie in der Ökonomie oft zu beobachten, kann es vorkommen, dass man auf einen Zusammenhang zweier Variablen schliesst, obwohl diese nichts miteinander zu tun haben (aber eben beide zufällig einem ansteigenden Trend folgen). Folgt mindestens eine Variable, abhängige oder unabhängige, einem linearen oder exponentiellen Trend⁵² (auch als Trend-stationär bezeichnet), kann dieses Problem gemildert werden, indem der unterliegende Trend als deterministischer Trend explizit modelliert wird, vorausgesetzt, dass beide Variablen nicht exakt denselben Trend aufweisen (unter jenen Umständen kann dieser weggelassen werden, da das Verhältnis beider Variablen konstant bleibt). Folgt eine Variable allerdings einem stochastischen Trend (auch Differenzen-stationär genannt), dann liegt ein Random Walk mit Drift vor und es sollten Differenzen ($\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$) gebildet und diese im Regressionsmodell verwendet werden, ausser die verwendeten Variablen sind kointegriert, was in Anhang A.5. diskutiert wird.⁵³

Wenn die Daten integriert sind (Differenzen-stationär), ist besondere Vorsicht geboten. Dies ist auch der Fall, wenn diese keinen positiven oder negativen Trend aufweisen, also

⁵² Sowohl bei einem linearen wie auch einem exponentiellen Trend ist die erste Stationaritätsbedingung verletzt, da der Erwartungswert im ersten Fall ($E[X_t] = E[a + bt + \varepsilon_t] = E[a] + E[bt] + E[\varepsilon_t] = a + bt + 0$) und auch im zweiten Fall ($E[a + bt^2 + \varepsilon_t] = a + bt^2$) zeitabhängig ist. Die Varianz ist in beiden Fällen konstant und gleich σ^2 .

⁵³ Unpassendes Filtern kann dazu führen, dass ein Prozess nicht stationär wird. Differenzieren eines trendstationären Prozesses liefert zwar einen stationären Prozess, aber einen „überdifferenzierten“. Demgegenüber wird bei der Modellierung einer Trendlinie in einem Random Walk mit Drift der Rest zu einem einfachen Random Walk, wodurch keine Stationarität erreicht wird (vgl. KUNST [2012, S.32]).

einem Random Walk ohne Drift folgen. GRANGER UND NEWBOLD [1974] haben in Simulationen zwei voneinander völlig unabhängige Variablen, welche einem Random Walk folgen, also über eine Einheitswurzel verfügen und dementsprechend nicht-stationär sind, im Niveau (nicht-differenzierter Form) aufeinander regressiert. Sie konnten dabei die Nullhypothese der Insignifikanz der gegenseitigen Regressionskoeffizienten in annäherungsweise 75% der Fälle ablehnen, obwohl die beiden Variablen unabhängig voneinander sind und der Regressionskoeffizient also Null beträgt. Dieser Fall von „spurious regression“⁵⁴ führt also tendenziell zu hohen t-Werten und (fälschlicherweise) sehr hohem R^2 , bei gleichzeitig sehr tiefen Werten der Durbin-Watson-Statistik⁵⁵. Zudem sind die Koeffizienten nicht konsistent. Vor allem ein extrem hohes R^2 (sehr nahe bei 1) indiziert das wahrscheinliche Vorliegen von „spurious regression“.

Viele, wenn nicht die meisten Reihen in der angewandten Ökonomie sind nicht-stationär, in vielen Fällen integriert.⁵⁶ Bei nicht-stationären Zeitreihen ist die geschätzte Autokorrelationsfunktion (Korrelogramm) bei steigender Lag-Anzahl nur schwach abfallend und beim ersten Lag üblicherweise nahe 1. Um besseren Aufschluss darüber zu erhalten, ob eine Variable stationär oder nicht-stationär ist, werden Tests angewandt. Für die Überprüfung, ob das Bilden von Differenzen angezeigt ist, muss also die Integrationsordnung der Zeitreihen untersucht werden mit Tests auf Einheitswurzeln. Kann die Nullhypothese der Existenz einer Einheitswurzel nicht abgelehnt werden, dann sollte die Variable differenziert werden. Gerade bei Zeitreihen mit positivem Trend, was eher der Regelfall ist in der Ökonometrie, ist die Unterscheidung zwischen stochastischem und deterministischem Trend sehr zentral, da im zweiten Fall Differenzen gebildet werden sollten.

Die erweiterte Variante des Tests nach DICKEY UND FULLER [1979], auch „Augmented Dickey-Fuller-Test“ genannt, ist die am meisten verwendete Methode, um Zeitreihen auf die Integrationsordnung zu untersuchen. Dabei wird die ursprüngliche Variante des Tests um verzögerte Differenzen der auf Einheitswurzeln getesteten Variable ergänzt (als $\Delta X_{t-1} + \dots + \Delta X_{t-p}$ bezeichnet). Die allgemeine Form der Testanordnung kann folgendermassen beschrieben werden:

⁵⁴ Das Wort „Scheinkorrelation“ ist als Übersetzung von „spurious regression“ nicht optimal, da letzteres lediglich einen Spezialfall des ersteren darstellt. Der generelle Fall der Scheinkorrelation heisst auf Englisch „spurious correlation“. Nota bene: Auch das Wort „Scheinkorrelation“ ist unglücklich gewählt. Sie beschreibt einen Zusammenhang, bei dem eine Korrelation besteht, aber keine Kausalität vorliegt. Ein Beispiel: Zwischen der Anzahl Störche und der Geburtenrate besteht typischerweise ein positiver statistischer Zusammenhang. Dies hängt damit zusammen, dass es in ländlichen Gegenden mehr Störche (auf Grund des besseren Lebensraums) gibt und dort typischerweise auch aus mannigfaltigen Gründen die Geburtenraten höher sind. Es besteht also eine Korrelation, aber keineswegs eine Kausalität, wenn man von der Annahme abrückt, dass Störche tatsächlich die Babys bringen. Eigentlich müsste es also „Scheinkausalität“ heissen.

⁵⁵ Der Test nach DURBIN UND WATSON [1950] überprüft die Existenz von Autokorrelation der geschätzten Residuen des Modells.

⁵⁶ Erwähnt sei hier auch der berühmte Beitrag von NELSON UND PLOSSER [1982], die gezeigt haben, dass die meisten makroökonomischen Zeitreihen integriert (differenzen-stationär) sind.

$$[7] \quad X_t = \alpha + \delta \cdot t + \phi \cdot X_{t-1} + \varepsilon_t$$

Die deterministischen Regressoren sind die Konstante α und der Zeittrend t , wobei der Koeffizient ϕ als autoregressive Komponente besondere Aufmerksamkeit genießt und im Falle eines Random Walk 1 beträgt (Vorliegen einer Einheitswurzel). Die hier angewendete Testvariante von Gleichung [7] kann hergeleitet werden, indem man von beiden Seiten der Gleichung den Term X_{t-1} subtrahiert und dann mit den eben angesprochenen Lags ($\Delta X_{t-1} + \dots + \Delta X_{t-p}$) erweitert:

$$X_t - X_{t-1} = \Delta X_t = \alpha + \delta \cdot t + (\phi - 1) \cdot X_{t-1} + \gamma_1 \cdot \Delta X_{t-1} + \dots + \gamma_p \cdot \Delta X_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$H_0: \phi = 1 \text{ (getestet via } H_0: \beta = 0, \text{ wobei } \beta := \phi - 1)$$

Ausgehend von der gerade formulierten, allgemeinen Form können verschiedene Fälle von Gleichung [7] unterschieden werden, die sich in der angewandten Test-Spezifikation niederschlagen und hier im Folgenden kurz erläutert werden sollen.

Wenn ein Trend in der Zeitreihe offensichtlich ist, dann sind realistischerweise nur zwei Fälle möglich (vgl. NEUSSER [2011, S.124–127] oder ELDER UND KENNEDY [2001, S.140–144] für die Diskussion der verschiedenen Fallunterscheidungen). Entweder die Daten beschreiben einen linearen Trend und weisen also einen deterministischen Trend auf wie in [Fall 2], oder es liegt eine Einheitswurzel vor, die Variable weist dann einen stochastischen Trend auf und die Zeitreihe folgt einem Random Walk mit Drift ([Fall 1], in diesem Fall sollten Differenzen gebildet werden):⁵⁷

$$[\text{Fall 1}] \quad \alpha \neq 0, \delta = 0, \phi = 1 \quad \text{oder} \quad [\text{Fall 2}] \quad \delta \neq 0, \phi < 1$$

Diese Fälle können nun durch Überprüfen der folgenden Nullhypothese separiert werden:

$$\phi = 1$$

Wenn die Daten nicht trenden im Zeitverlauf, dann liegt entweder in Fall [3] eine Unit Root (ohne Drift) vor oder in Fall [4] ein Prozess (ohne Unit Root) mit stationärem Mittelwert:

$$[\text{Fall 3}] \quad \alpha = 0, \phi = 1 \quad \text{oder} \quad [\text{Fall 4}] \quad \alpha \neq 0, \phi < 1$$

Wieder lautet die Nullhypothese:

$$\phi = 1$$

⁵⁷ Es ergibt sich eine Verzerrung des Tests zugunsten der Nullhypothese, falls die Daten einen Trend aufweisen, aber die Regression dies nicht berücksichtigt (vgl. ELDER UND KENNEDY 2001, S.143). Weisen die Daten keinen Trend auf, wird dieser aber in die Regression integriert, reduziert dies die Mächtigkeit des Tests (diese Einschränkung ist hier jedoch nicht sehr relevant, da die Daten optisch klar positiv trenden).

Da die kritischen Werte dieses Signifikanztests nicht mit einer t-Verteilung korrespondieren, werden üblicherweise für die Entscheidung über die Annahme oder Ablehnung der Nullhypothese in diesem Kontext die von MACKINNON [1996] tabulierten einseitigen p-Werte verwendet.⁵⁸ Für die Festlegung der Laglänge der Differenzen werden oft Informationskriterien wie von AKAIKE [1974] oder SCHWARZ [1978] verwendet. Hier wurde vorwiegend das AIC verwendet, da dieses im Zusammenhang mit Einheitswurzeltests eher zu bevorzugen ist. Dieses wählt gegenüber dem BIC tendenziell mehr Lags aus, was in diesem Kontext eher einen Vorteil als einen Nachteil darstellt.⁵⁹

Wenn Variablen eine Einheitswurzel aufweisen, sollte in den Regressionen mit deren Differenzen gearbeitet werden oder es ist sinnvoll beim Vorliegen von Kointegrationsbeziehungen ein Fehlerkorrekturmodell zu schätzen. Fehlerkorrekturmodelle werden in Anhang A.5. vorgestellt und dort werden auch Kointegrationstests durchgeführt. Zunächst ist es aber sinnvoll, die verwendeten Datenreihen Einheitswurzeltests zu unterziehen. In TABELLE 7 sind die Testresultate dargestellt, aus denen geschlossen werden kann, dass alle Variablen integriert der ersten Ordnung sind, es sollten also keine herkömmlichen Modelle mit undifferenzierten Daten verwendet werden, sondern mit Differenzen oder der Berücksichtigung von eventuellen Kointegrationsstrukturen.

TABELLE 7: Einheitswurzeltests (ADF-Tests) auf das reale BIP

ADF-Tests	Konstante α	Trend t	Lags (AIC)	β (t-Wert / p-Wert)	I(d)
$\log[BIPFL_t]$	ja	ja	4	-0.3736 / 0.9848	I(1)
$\Delta\log[BIPFL_t]$	ja	nein	3	-4.3595 / 0.0015	
$\log[BIPA_t]$	ja	ja	1	-2.4910 / 0.3305	I(1)
$\Delta\log[BIPA_t]$	ja	ja	4	-4.1360 / 0.0132	
$\log[BIPCH_t]$	ja	ja	1	0.8322 / 0.9933	I(1)
$\Delta\log[BIPCH_t]$	ja	nein	4	-4.8892 / 0.0003	
$\log[BIPD_t]$	ja	ja	0	-1.6686 / 0.7456	I(1)
$\Delta\log[BIPD_t]$	ja	ja	0	-5.0759 / 0.0011	

Weitere gebräuchliche Tests zur Überprüfung der Stationaritätseigenschaften von Datenreihen sind der Test von KWIATKOWSKI ET AL. [1992] sowie PHILLIPS UND PERRON [1988]. Diese wurden für die vorliegenden Reihen auch durchgeführt, wobei die Rückschlüsse auf die Integrationsordnungen dieselben waren.

Auch die durch die Anwendung des HP-Trends nach HODRICK UND PRESCOTT [1997] ermittelten BIP-Zyklen sollten hier noch der erweiterten Variante des Einheitswurzeltests von DICKY UND FULLER [1979] unterzogen werden, wieder nach der Teststrategie von ELDER UND KENNEDY [2001, S.140–144]. Da die ermittelten Zyklen per Konstruktion einen konstanten Mittelwert von näherungsweise 0 aufweisen, werden die Einheitswurzeltests ohne Trend und Konstante durchgeführt.

⁵⁸ Ein zweiseitiger Test ist hier nicht notwendig, da der Koeffizient ϕ nicht grösser als 1 ist. Ein Koeffizient grösser als 1 würde einen explosiven, also einen sehr ungewöhnlichen Prozess beschreiben.

⁵⁹ Einen Überblick über Test auf Einheitswurzeln und Stationarität sowie damit verbundene Teststrategien bietet NEUSSER [2011, S. 119-131].

TABELLE 8: Einheitswurzeltests (ADF-Tests) auf den realen BIP-Zyklus

ADF-Tests	Konstante α	Trend t	Lags (AIC)	β (t-Value / p-Value)	I(d)
HP-Zyklus($BIPFL_t$)	nein	nein	3	-5.9029 / 0.0000	I(0)
HP-Zyklus($BIPA_t$)	nein	nein	1	-4.4444 / 0.0000	I(0)
HP-Zyklus($BIPCH_t$)	nein	nein	1	-5.2360 / 0.0000	I(0)
HP-Zyklus($BIPD_t$)	nein	nein	1	-4.6229 / 0.0000	I(0)

Die konjunkturellen Zyklen verfügen über keine Einheitswurzel und sind I(0), müssen also nicht differenziert werden. Die Ergebnisse werden auch hier durch die Tests nach KWIATKOWSKI ET AL. [1992] sowie PHILLIPS UND PERRON [1988] bestätigt. Die Zyklen können also im Niveau verwendet werden und weisen also auch keine Kointegration auf, das kann hier schon nach den Einheitswurzeltests gefolgert werden. Im Gegensatz zu den realen Wachstumsraten kommen für die Konjunkturzyklen, gemessen als Trendabweichungen, keine Fehlerkorrekturmodelle in Frage. Ob für die Wachstumsraten ein Fehlerkorrekturmodell passend ist, muss per Kointegrationstests entschieden werden, auf die in Kapitel A.5. eingegangen wird.

A.3. REGRESSIONEN ZU KAPITEL 3

Um die Bedeutung der Bruttobetriebsüberschüsse, speziell der Bruttobetriebsüberschüsse des Finanzdienstleistungssektors, auf andere Weise zu zeigen, wird eine multiple Regressionsgleichung mit Jahresdaten von 1972 bis 2011 eingepasst mit den Wachstumsraten des BIP als abhängige Variable und den BIP-Komponenten als unabhängige Variablen (nominale Werte in der Regression, ohne Regressionskonstante). Dabei wird das Bestimmtheitsmass R^2 berechnet. Das R^2 misst die Anpassungsgüte eines Regressionsmodells, also den Anteil der Variation in der unabhängigen Variablen, welcher durch das Modell erklärt werden kann. Es entspricht dem Korrelationskoeffizienten zwischen den durch die Regressionsgleichung (unabhängige Variablen und deren geschätzte Parameter) prognostizierten Werten und den jeweiligen Werten der tatsächlich beobachteten unabhängigen Variablen über den gesamten Beobachtungszeitraum. Es nimmt also Werte zwischen 0 und 1 an; je höher der Wert, desto höher die Modellanpassung. Das Bestimmtheitsmass ist in diesem Beispiel logischerweise nahe 1 bei der Berücksichtigung aller Komponenten, da die Komponenten sich zum BIP aufsummieren. Dabei wird jeweils geprüft, um wie viel das Bestimmtheitsmass abnimmt, wenn eine einzelne Komponente aus der Gleichung ausgeschlossen wird. Je stärker der Rückgang des R^2 ausfällt, umso grösser ist der jeweilige Beitrag dieser Komponente an der Variation der realen BIP-Wachstumsraten. TABELLE 9 listet den Beitrag der verschiedenen BIP-Komponenten auf. Dabei wird ersichtlich, dass sich die in Kapitel 3.2. getätigten Aussagen bestätigen lassen und die Bruttobetriebsüberschüsse und dabei der Anteil der Finanzdienstleistungen somit einen gewichtigen Anteil der BIP-Wachstumsraten erklären.

TABELLE 9: Bestimmtheitsmasse unter der Exklusion von verschiedenen BIP-Komponenten

Exkludierte Variable	Nominale Wachstumsraten BIP		Nominale Wachstumsraten BBÜ		Nominale Wachstumsraten BIP	
	R ²	Änderung	R ²	Änderung	R ²	Änderung
Keine	0.9984		0.9724		0.9851	
AE	0.8493	0.1492			0.8424	0.1427
PIA	0.9850	0.0135			0.9628	0.0223
SUB	0.9975	0.0009			0.9847	0.0004
BBÜ	0.6257	0.3728				
BBÜFDL			0.7811	0.1912	0.9122	0.0729
BBÜIND			0.4987	0.4737	0.7966	0.1885
BBÜADL			0.9604	0.0120	0.9816	0.0036
BBÜLW			0.9718	0.0006	0.9851	0.0000

AE: Arbeitnehmerinkommen; PIA: Produktions- und Importabgaben; SUB: Subventionen; BBÜ: Bruttobetriebsüberschüsse; BBÜFDL: Bruttobetriebsüberschüsse Finanzdienstleistungen; BBÜIND: Bruttobetriebsüberschüsse Industrie; BBÜADL: Bruttobetriebsüberschüsse allgemeine Dienstleistungen; BBÜLW: Bruttobetriebsüberschüsse Landwirtschaft und private Haushalte

Wie man sieht, fällt das Bestimmtheitsmass beträchtlich, wenn die totalen Bruttobetriebsüberschüsse oder die Bruttobetriebsüberschüsse des Sektors Finanzdienstleistungen unberücksichtigt bleiben. Es muss dazu gesagt werden, dass hier die Anteile gemittelt über den gesamten Zeitraum der letzten vier Jahrzehnte berücksichtigt werden. Die anteilmässige Bedeutung der Finanzdienstleistungen (siehe ABBILDUNG 14) sowie deren Volatilität der Wachstumsbeiträge (siehe ABBILDUNG 15) haben jedoch über den betrachteten Zeitraum stetig zugenommen. Die Änderung des Bestimmtheitsmasses würde für ein Sub-Sample aktueller Jahre also noch stärker ausfallen.

A.4. MULTIPLE/MULTIVARIATE REGRESSIONEN ZU KAPITEL 5

Die in Kapitel 5 erwähnten Regressionsmodelle sowie deren Spezifizierung und Resultate werden in diesem Kapitel ausführlich dargestellt. Es kommen dabei univariate und multivariate Verfahren zu Einsatz. Eventuelle Kointegrationsbeziehungen und damit verbundene Fehlerkorrekturmodelle werden in Kapitel A.5. betrachtet.

Einheitswurzeltests zeigen, dass alle vier Variablen (reales BIP der vier betrachteten Staaten), auch in logarithmierter Form, nicht stationär sind. Genauer gesagt sind sie integriert der Ordnung 1 und werden durch das Bilden von absoluten oder relativen Veränderungswerten der Ursprungsvariable stationär (das theoretische Konzept und Definitionen zu Stationarität und Einheitswurzeltests und deren konkrete Resultate sind in Anhang A.2. zu finden). Sie sind also Differenzen-stationär und es sollten vor dem Gebrauch in Regressionsmodellen Differenzen gebildet werden, um die Gefahr von „spurious regression“ zu umgehen (auch der Begriff „spurious regression“ ist im Anhang A.2. erläutert). Es werden hier also die absoluten Vorjahresänderungen der logarithmierten realen Bruttoinlandsprodukte der vier Länder verwendet, diese

entsprechen annäherungsweise den Wachstumsraten der Ursprungsvariablen, sprich den realen Bruttoinlandsprodukten.⁶⁰

In einem ersten Schritt werden die realen BIP-Wachstumsraten der vier Staaten in ein multiples (univariates) Regressionsmodell eingepasst, in ein sogenanntes „Autoregressive Distributed Lag“-Modell (ARDL-Modell), hier allerdings ohne kontemporäre Variablen. Später werden dann multivariate VAR-Typen („Vektorautoregressionen“) angewandt.

TABELLE 10: Schätzergebnisse (mit $\Delta\log[\text{CH}_i]$ als Abhängige) in verschiedenen ARDL-Modellen

OLS (1975-2011)	Abhängige Variable: $\Delta\log[\text{BIPCH}_i]$						
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]
Lin. Zeitrend	0.0007***	0.0008***	0.0008***	0.0007***	0.0007***	0.0007***	0.0005***
$\Delta\log[\text{BIPCH}_{t-1}]$	-0.0618	0.0411	0.0501	-0.0411		-0.0243	
$\Delta\log[\text{BIPFL}_{t-1}]$	0.2911**	0.2409**	0.2468**	0.2866**	0.2974***	0.3039**	0.1469**
$\Delta\log[\text{BIPA}_{t-1}]$	-0.6598**	-0.6698**	-0.6323**	-0.6413*	-0.4852*	-0.4864*	
$\Delta\log[\text{BIPD}_{t-1}]$	0.2478	0.2465	0.2454	0.2470			
$\Delta\log[\text{BIPCH}_{t-2}]$		-0.3248	-0.2311				
$\Delta\log[\text{BIPFL}_{t-2}]$		0.0628		-0.0239			
R ²	0.2806	0.3372	0.3259	0.2833	0.2614	0.2617	0.1746
Korrigiertes R ²	0.1907	0.2046	0.2172	0.1677	0.2179	0.1946	0.1510
AIC	-4.8351	-4.8089	-4.8461	-4.7848	-4.9168	-4.8632	-4.8598
AIC _c	-176.963	-174.066	-176.505	-174.238	-181.195	-178.690	-179.459
BIC	-4.6174	-4.5041	-4.5849	-4.5236	-4.7862	-4.6891	-4.7727
Die Höhe der p-Werte ist mit Sternen markiert und beschreibt demzufolge die Signifikanz der betreffenden Schätzparameter (*: p-Wert ≤ 0.10 und > 0.05; **: p-Wert ≤ 0.05 und > 0.01; ***: p-Wert ≤ 0.01). Der p-Wert repräsentiert das niedrigste Signifikanzniveau, zu dem die Nullhypothese (der Insignifikanz des Parameters in diesem Fall) verworfen werden kann und ist eine reziproke Funktion des t-Wertes (welcher sich aus dem Quotienten des Schätzparameters und dessen Standardfehler ergibt). AIC: Informationskriterium nach AKAIKE [1974]. AIC_c (korrigiertes AIC): Informationskriterium nach HURVICH UND TSAI [1989]. BIC: Informationskriterium nach SCHWARZ [1978].							

Beim ARDL-Modell werden nun einzelne Lags (und eventuell auch einzelne Länder) als erklärende Variable entfernt.⁶¹ Da in diesem Zusammenhang vor allem der Vorlauf der liechtensteinischen gegenüber der schweizerischen Volkswirtschaft im Zentrum steht, fungiert die BIP-Wachstumsrate der Schweiz als abhängige Variable als Funktion der

⁶⁰ Das Bilden des Logarithmus der Jahreswerte hat zwei Hauptvorteile: Erstens verfügen viele ökonomische Zeitreihen eher über ein exponentielles Wachstums, welches per Logarithmierung in „linearere“ Form gebracht werden kann. Zweitens kann dadurch auch eine gewisse Stauchung der Varianz über die Zeit erzielt werden, was für die Verwendung der Daten in Regressionen nützlich sein kann. Durch das Bilden der Jahresdifferenzen der Logarithmen werden die Zeitreihen stationär gemacht, wie in diesem Kapitel und im Anhang A.2. diskutiert. Es ergibt sich dabei die nützliche Eigenschaft, dass die Differenz von zwei logarithmierten Jahreswerten näherungsweise der Wachstumsrate entspricht (zumindest für nicht allzu grosse Veränderungsrate). In diesem Papier wird der Logarithmus Naturalis verwendet, dabei wird die Differenz aus den logarithmierten Werten in den Tabellen und im Text als $\Delta\log$ bezeichnet.

⁶¹ Es wurde zunächst eine maximale Lag-Länge von 4 festgelegt. Wie sich aber schnell gezeigt hat, bringen Lag-Längen über 2 keine Verbesserungen. Deshalb wurde mit Lag-Längen von höchstens 2 und für die Evaluation der Modellgüte mit dem fixen Sample 1975–2011 gearbeitet. Komplette VAR-Modelle werden dann, wie bereits erwähnt, später in diesem Kapitel behandelt. Gleichlaufende/kontemporäre Variablen wurden weggelassen, da ja nur die Kreuzkorrelationen hier von Interesse sind und die Modelle in Anbetracht der geringen Anzahl Beobachtungen auch so einfach wie möglich gehalten wurden.

Vorjahreswerte der eigenen Wachstumsrate und derjenigen der anderen drei Staaten. Andere Vorlaufstrukturen mit anderen Ländern als Abhängige werden später im multivariaten Fall zusätzlich betrachtet. TABELLE 10 listet sieben verschiedene Modelle, welche in die engere Auswahl gekommen sind, auf. Unter Berücksichtigung der in Fussnote 62 genannten Kriterien wird gefolgert, dass Modell [5] in TABELLE 10, dessen Koeffizienten fett gedruckt sind, das beste der betrachteten Modelle darstellt. Eine signifikante Konstante würde in diesem Fall ein durchschnittliches Wachstum reflektieren, was a priori zu erwarten war bei der Betrachtung des durchschnittlichen positiven Wachstums in ABBILDUNG 2. Allerdings wurde bei den univariaten Schätzungen hier ein linearer Trend berücksichtigt, da dadurch eine bessere Modellspezifizierung gegenüber nur einer Konstante oder einer Kombination von Konstante und Trend erreicht werden konnte.⁶²

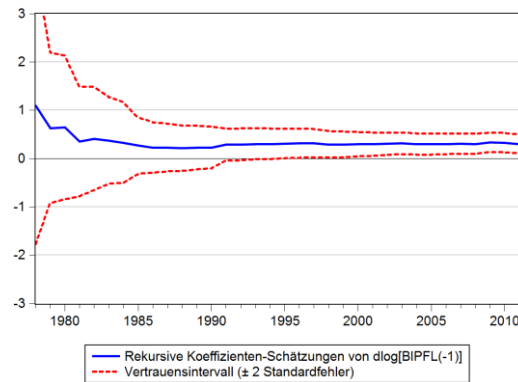
Von besonderem Interesse ist nun natürlich der grau unterlegte Schätzkoeffizient von $\Delta \log[BIPFL_{t-1}]$, welcher den Koeffizienten des liechtensteinischen realen Bruttoinlandsproduktes (Differenz der Logarithmen) im Vorjahr darstellt und somit den volkswirtschaftlichen Vorlauf gegenüber der Schweiz abbildet. Dieser ist unabhängig von der Modellspezifikation robust signifikant. Im optimalen Modell [5] ist der positive Koeffizient von 0.2974 hoch signifikant von Null verschieden, bei einem p-Wert von 0.0042; das 95%-Vertrauensintervall reicht dabei von 0.1002 bis 0.4946, was den Eindruck positiver Korrelation weiter festigt.⁶³ Auch unter Verwendung von gegenüber Heteroskedastizität (Änderung der Fehlervarianz über die Zeit) robusten Standardfehlern mit den Methoden nach WHITE [1980] oder nach NEWKEY UND WEST [1987] bleiben die p-Werte im selben Bereich: Der p-Wert von $\Delta \log[BIPFL_{t-1}]$ ist bei beiden Methoden unter 0.01.

Betrachtet man die rekursive Kleinstquadrateschätzung von Modell [5] grafisch (siehe ABBILDUNG 21), stellt man fest, dass der hauptsächlich interessierende Schätzkoeffizient von $\Delta \log[BIPFL_{t-1}]$ unabhängig von der Wahl der Länge des Stützzeitraumes stabil positiv ist, auch die Vertrauensintervalle verlaufen kontinuierlich und sind sehr schmal. Dies stärkt den Eindruck eines robusten Vorlaufs ökonometrisch weiter.

⁶² Als Kriterien dienten das korrigierte R^2 (Bestimmtheitsmass) und verschiedene im Anhang A.1. genannte und erklärte Informationskriterien. Das Modell sollte auch über unkorrelierte Residuen verfügen. Des Weiteren spielten verschiedene Erwägungen bezüglich der Signifikanz der Koeffizienten eine Rolle.

⁶³ Bei den fünf anderen Modellspezifikationen, welche in TABELLE 10 dargestellt sind, schwankt der p-Wert zwischen 0.0102 und 0.0468, während auch Höhe und Vorzeichen des Schätzparameters vergleichbar sind. Wenn man das „beste“ Modell aus TABELLE 10 für den vollen Beobachtungszeitraum (1974–2011 anstatt 1975–2011) schätzt, ändert sich nichts Gravierendes: Der Koeffizient von $\Delta \log[BIPFL_{t-1}]$ beträgt 0.2648, bei einem p-Wert von 0.0080.

ABBILDUNG 21: Rekursive Koeffizientenschätzung von Modell [5] (Koeffizient von $\Delta\log[BIPFL_{t-1}]$, Abhängige $\Delta\log[BIPCH_t]$)



Der Koeffizient von $\Delta\log[BIPFL_{t-1}]$ ist schwach signifikant, die ökonomische Interpretation für dieses negative Vorzeichen ist jedoch a priori unklar. Der Grund für das positive Vorzeichen des linearen Trends ist in den teils extrem schwachen Wachstumsraten der schweizerischen Wirtschaft in den 1970er-Jahren zu suchen, was auch ersichtlich wird, wenn man sich den schweizerischen Trenddrift in ABBILDUNG 2 und ABBILDUNG 3 anschaut.

Führt man klassische bivariate Kausalitätstests nach GRANGER [1969], welche nur die beiden Länder Schweiz und Liechtenstein beinhalten, als Ergänzung zu den Modellen [1] bis [7] durch, werden die vorherigen Resultate im Wesentlichen bestätigt: Die realen Wachstumsraten des Bruttoinlandsprodukts Liechtensteins erscheinen auch hier als Granger-kausal gegenüber den schweizerischen.⁶⁴

Nach den univariaten Betrachtungen wird nun überprüft, ob die Schlussfolgerung eines robusten Vorlaufes der liechtensteinischen gegenüber der schweizerischen Volkswirtschaft auch in einem multivariaten Rahmen gezogen werden kann. Dies geschieht mit dem Instrument eines VAR-Modells, welches zunächst kurz erklärt werden soll. Der vektorautoregressive Prozess (VAR-Modell) ist in der reduzierten Form⁶⁵ in Gleichung [1] in Matrizenschreibweise beschrieben:

$$[1] \quad Y_t = A_1 \cdot Y_{t-1} + A_2 \cdot Y_{t-2} + \dots + A_p \cdot Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

⁶⁴ Der multiple Granger-Test mit Lag-Länge 1 weist einen statistisch signifikanten, positiven Vorlauf von $\Delta\log[BIPFL_{t-1}]$ gegenüber $\Delta\log[BIPCH_t]$ aus, mit einem p-Wert von 0.0795. Dieser Test entspricht dem Modell [7] plus $\Delta\log[BIPCH_t]$ als Regressoren. Dabei ist es für die Modellanpassung besser, einen linearen Trend anstatt der Konstante zu verwenden. Der Test ohne zusätzlichen deterministischen Regressoren (ohne Konstante und/oder linearen Trend) liefert einen p-Wert von 0.0115.

⁶⁵ Auch wenn sich auf den ersten Blick nicht erkennen lässt, dass dabei auch die gleichzeitigen Abhängigkeiten (also zum Beispiel nicht nur zwischen $\Delta\log[BIPFL_t]$ und $\Delta\log[BIPCH_{t-1}]$, sondern auch zwischen $\Delta\log[BIPFL_t]$ und $\Delta\log[BIPCH_t]$) berücksichtigt sind, kann gezeigt werden, dass sich diese reduzierte Form in die allgemeinere, sogenannte strukturelle Form (auch Standardform genannt) umformen lässt (vgl. ASTERIOU UND HALL [2011, S.320-321]). In Ergänzung zu den explizit berücksichtigten vor-/nachlaufenden Kreuzkorrelationen (in den Koeffizienten von $A_1, \dots, A_p$) sind die gleichlaufenden Korrelationen implizit in den Fehlern ε_t modelliert.

Dabei ist Y_{t-i} (wobei $i = 0, 1, \dots, p$) jeweils der Vektor, welcher die Variablen berücksichtigt, dies sind die realen Bruttoinlandsprodukte der vier Länder. Da die vier verwendeten Variablen (die logarithmierten Werte des realen Bruttoinlandsproduktes der vier betrachteten Länder), wie bereits in den Einheitswurzeltests festgestellt wurde, nicht stationär sind, werden hier Differenzen betrachtet, wie in Gleichung [2] mit Δ gekennzeichnet. Dabei wird auch die Inklusion einer Konstante (μ) und/oder eines linearen Trends (δt) für jede individuelle Gleichung des Systems generell zugelassen:

$$[2] \quad \Delta Y_t = \mu + \delta \cdot t + A_1 \cdot \Delta Y_{t-1} + A_2 \cdot \Delta Y_{t-2} + \dots + A_p \cdot \Delta Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$\Delta Y_t = \begin{bmatrix} \Delta \log[BIPFL_t] \\ \Delta \log[BIPA_t] \\ \Delta \log[BIPCH_t] \\ \Delta \log[BIPD_t] \end{bmatrix}, \Delta Y_{t-1} = \begin{bmatrix} \Delta \log[BIPFL_{t-1}] \\ \Delta \log[BIPA_{t-1}] \\ \Delta \log[BIPCH_{t-1}] \\ \Delta \log[BIPD_{t-1}] \end{bmatrix}, \dots, \Delta Y_{t-p} = \begin{bmatrix} \Delta \log[BIPFL_{t-p}] \\ \Delta \log[BIPA_{t-p}] \\ \Delta \log[BIPCH_{t-p}] \\ \Delta \log[BIPD_{t-p}] \end{bmatrix}$$

Mit anderen Worten: Das Gleichungssystem besteht aus vier Schätzgleichungen und modelliert per Kleinstquadrateschätzung das BIP für jeden der vier Staaten in Abhängigkeit der vergangenen BIP-Werte der eigenen Volkswirtschaft und der drei anderen.

Die Matrizen $A_1, \dots, A_p$ mit der Dimension 4×4 (da es ja vier Variablen sind) beinhalten die Schätzkoeffizienten:

$$A_1 = \begin{bmatrix} a_{11,1} & a_{12,1} & a_{13,1} & a_{14,1} \\ a_{21,1} & a_{22,1} & a_{23,1} & a_{24,1} \\ a_{31,1} & a_{32,1} & a_{33,1} & a_{34,1} \\ a_{41,1} & a_{42,1} & a_{43,1} & a_{44,1} \end{bmatrix}, \dots, A_p = \begin{bmatrix} a_{11,p} & a_{12,p} & a_{13,p} & a_{14,p} \\ a_{21,p} & a_{22,p} & a_{23,p} & a_{24,p} \\ a_{31,p} & a_{32,p} & a_{33,p} & a_{34,p} \\ a_{41,p} & a_{42,p} & a_{43,p} & a_{44,p} \end{bmatrix}$$

Dabei ist in diesem Kapitel der statistische Vorlauf der liechtensteinischen Wirtschaft gegenüber der schweizerischen von zentralem Interesse, also die Koeffizienten $a_{33,1}, a_{33,2}, \dots, a_{33,p}$ (in erster Linie aber $a_{33,1}$). Die folgenden Vektoren bilden die Konstanten (μ), die linearen Trends (δt) und die Fehler (ε_t):

$$\mu = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \mu_3 \\ \mu_4 \end{bmatrix} \quad \delta t = \begin{bmatrix} \delta_1 t \\ \delta_2 t \\ \delta_3 t \\ \delta_4 t \end{bmatrix} \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t} \\ \varepsilon_{4,t} \end{bmatrix}$$

Die Anzahl Verzögerungen, sprich Lag-Länge p , kann dabei unter der Berücksichtigung verschiedener Gesichtspunkte festgelegt werden: Zum Beispiel auf Grund ökonomischer oder plausibler Überlegungen, unter der Verwendung von Informationskriterien oder mit Hilfe von sogenannten „Lag Exclusion Tests“ (F-Test oder Likelihood-Ratio-Test auf das Weglassen von bestimmten Verzögerungen).

Da für den Datensatz die Differenzen der Logarithmen der Originaldaten gebildet wurden, verringert sich die Anzahl der Daten um eine Beobachtung auf 39 Beobachtungen (1973–2011). Durch die Inkorporation von Lags, wie in Vektorautoregressionen üblich, verringert sich abhängig von der Anzahl Lags die Anzahl Freiheitsgrade für die Regression zusätzlich. Für die Festlegung der optimalen Lag-Länge wurde eine einheitliche Beobachtungsperiode festgelegt (1976–2011) mit der festgelegten Lag-Obergrenze von 3. Die Lag-Länge und auch die Entscheidung über zusätzliche deterministische Regressoren wie Konstante, Zeittrend und Zeitdummys im VAR(p)-Modell wurden unter anderem anhand der Konsultation von Informationskriterien⁶⁶ (siehe dazu Anhang A.1.) und dem korrigierten R^2 festgelegt. Höhere Lag-Längen als $p = 1$ haben sich dabei als unvorteilhaft herausgestellt.

Wie die obere Hälfte von TABELLE 11 zeigt, ist der Koeffizient $\Delta \log[BIPFL_{t-1}]$ gegenüber der abhängigen Variable $\Delta \log[BIPCH_t]$ unabhängig von den angewandten Spezifikationen robust signifikant⁶⁷: Die p-Werte sind durchgängig niedrig (mit einer Ausnahme sogar unter 0.01) und die Koeffizienten sind klar Granger-kausal, überprüft per Chi-Quadrat-Test mit der betreffenden Lag-Ordnung p (zu Granger-Kausalität siehe Fussnote 38). Der Eindruck eines statistisch signifikanten Vorlaufes scheint sich also auch hier zu erhärten. Dies ist auch der Fall, wenn nur die beiden auf Vorlauf untersuchten Länder Liechtenstein und Schweiz in ein VAR-Modell eingebettet werden, doch dazu später.⁶⁸

⁶⁶ Berücksichtigt wurden dabei folgende Informationskriterien: Das AIC nach AKAIKE [1974], das korrigierte AIC nach HURVICH UND TSAI [1989] und das BIC nach SCHWARZ [1978]. Informationskriterien sind im Kapitel A.1. erläutert. Auch wenn das BIC und das HQ-Informationskriterium nach HANNAN UND QUINN [1979] für VAR-Modelle im Gegensatz zum AIC asymptotisch konsistente Lag-Ordnungen liefern, sind sie nicht zwangsläufig dem AIC und auch nicht dem korrigierten AIC überlegen. Das AIC kann in kleinen Stichproben bessere Eigenschaften haben als das BIC und das HQ (vgl. LÜTKEPOHL [2005, S.151]) und wird in diesem Kontext generell in der Praxis am häufigsten verwendet (vgl. NEUSSER [2011, S.195]).

Das (unkorrigierte) Bestimmtheitsmass R^2 wurde bereits in Anhang A.3. erläutert. Das korrigierte R^2 stellt in diesem Zusammenhang eine bessere Alternative dar, weil es sich (im Gegensatz zum herkömmlichen R^2) nur dann vergrößert, wenn eine zusätzliche Variable die Erklärungskraft der Regressionsgleichung in genügend hohem Masse steigert. Das korrigierte R^2 ist immer kleiner oder gleich dem unkorrigierten R^2 und kann auch negative Werte annehmen.

⁶⁷ Für alle möglichen Konstellationen Konstante/linearer Trend wurde die optimale Laglänge ermittelt und in TABELLE 11 dargestellt. Für die sinnvollste Kombination einer Konstante ohne linearen Trend, wurden auch die Laglängen 2 und 3 exemplarisch dargestellt. Das am besten passende Modell wurde zudem auch für den gesamten Zeitraum (1974–2011) geschätzt und in der Tabelle abgebildet. Zudem wurde dieses Modell, welches auch in TABELLE 12 präsentiert ist, noch mit zwei Zeitdummys für die Jahre 1975 und 2009 verfeinert.

⁶⁸ Auch hier sollte, wie vorhin schon im univariaten Fall, der Möglichkeit von Heteroskedastizität in den Modellfehlern Beachtung geschenkt werden. Zu diesem Zweck werden die beiden adäquatesten Modelle (fett gedruckt in TABELLE 11) des Sample mit allen vier Staaten und des Sample mit nur der Schweiz und Liechtenstein betrachtet: Mit Tests nach WHITE [1980] kann für das Modell mit allen vier Ländern nicht auf Heteroskedastizität geschlossen werden, für das Modell mit Schweiz und Liechtenstein allerdings schon. Führt man für das zweitgenannte Modell eine robuste Schätzung durch, welche den Standardfehler für das Vorliegen von Heteroskedastizität mit dem Methoden nach WHITE [1980] und NEWEY UND WEST [1987] anpasst, betragen die p-Werte 0.06 und 0.04 (während sich durch diese Modifikation die Schätzkoeffizienten selbst natürlich nicht ändern). Im Vier-Länder-Modell bleiben die p-Werte bei der Verwendung von robusten Standardfehlern unter 0.01.

TABELLE 11: Koeffizienten von $\Delta\log[FL_{t-1}]$ (mit $\Delta\log[CH_t]$ als Abhängige) in verschiedenen VAR-Modellen

Modell: $\Delta\log[BIPCH_t]$	Stützraum	Lag-Länge	Spezifikation		Koeffizient: $\Delta\log[BIPFL_{t-1}]$	p-Wert	Granger-Test: p-Wert (Anzahl Lags) ²⁾
			μ	δ			
VAR: CH, FL, A, D	1976-2011	1	ja	nein	0.2554	0.0029	0.0012 (1)
	1976-2011	2	ja	nein	0.2355	0.0093	0.0165 (2)
	1976-2011	3	ja	nein	0.2712	0.0064	0.0122 (3)
	1976-2011	1	ja	ja	0.2606	0.0034	0.0015 (1)
	1976-2011	1	nein	ja	0.2693	0.0034	0.0015 (1)
	1974-2011	1	ja	nein	0.2331	0.0402	0.0327 (1)
	1974-2011	1	μ, Dummies¹⁾		0.1964	0.0139	0.0092 (1)
VAR: CH, FL	1976-2011	1	ja	nein	0.1450	0.0281	0.0216 (1)
	1976-2011	2	ja	nein	0.1291	0.0797	0.1332 (2)
	1976-2011	3	ja	nein	0.1303	0.0886	0.2430 (3)
	1976-2011	1	ja	ja	0.1620	0.0229	0.0169 (1)
	1976-2011	1	nein	ja	0.1922	0.0030	0.0014 (1)
	1974-2011	1	nein	ja	0.1469	0.0795	0.0709 (1)
	1974-2011	1	δ, Dummies¹⁾		0.1511	0.0151	0.0104 (1)
Linearer Trend: μ . Konstante: δ . Die Regressionsergebnisse von $\Delta\log[BIPFL_{t-1}]$ und p-Werte der entsprechenden Granger-Tests entstammen jener Gleichung des vektorautoregressiven Systems, welche $\Delta\log[BIPCH_t]$ als Unabhängige hat. ¹⁾ Die Dummies sind zwei Zeitdummys (Impuls- und nicht Strukturdummies), jeweils für das Jahr 1975 und 2009 ²⁾ Bei Lag-Ordnung > 1: Granger-Test als F-Test aller gelagten Variablen $\Delta\log[BIPFL_{t-1}]$ bis $\Delta\log[BIPFL_{t-p}]$							

Schätzt man das optimale VAR-Modell für die vier Staaten für den vollen Zeitraum 1974–2011 (also nicht nur für den für die Evaluation verwendeten Zeitraum 1976–2011), erhält man den Regressionsoutput von TABELLE 12.⁶⁹ Neben den bereits gezogenen Schlüssen bezüglich des statistisch signifikanten Vorlaufes Liechtensteins gegenüber der Schweiz (der betreffende Koeffizient von 0.1964 verfügt über einen p-Wert von 0.0139) lassen sich weitere Erkenntnisse erzielen. Einerseits ist ersichtlich, dass die Vorlaufstrukturen untereinander nicht sehr ausgeprägt sind, was die Differenz der logarithmierten realen Bruttoinlandsprodukte der vier Volkswirtschaften betrifft.⁷⁰ Auch Autokorrelationen sind praktisch nicht existent. Eine Ausnahme, welche aus der reinen Betrachtung der Kreuzkorrelationen noch nicht ersichtlich war, bildet der (schwach signifikante) Vorlauf des VAR-Koeffizienten der deutschen Wirtschaft gegenüber Österreich. Jener Koeffizient von 0.3664 weist einen p-Wert von 0.0559 auf, zudem ist er Granger-kausal bei einem p-Wert von 0.0470. Das 95%-Vertrauensintervall reicht dabei von 0.0427 bis 0.3502. Diese

⁶⁹ In den VAR-Schätzungen wurde ein „Small-Sample-Adjustment“ vorgenommen, welches für kleine Stichproben sinnvoll sein kann und die geschätzten Standardfehler der Koeffizienten und dementsprechend auch den p-Wert beeinflusst. Dabei wird im Zuge dieser Freiheitsgradkorrektur bei der Ermittlung der Fehler $1/(T - m)$ anstatt $1/T$ verwendet, wobei m die durchschnittliche Anzahl Parameter über die (in unserem Fall vier) Einzelgleichungen darstellt. Zudem wurden in diesem Papier durchgehend t-Werte und nicht normalverteilte z-Werte berechnet. Schätzt man das VAR-Modell aus TABELLE 12 mit und ohne Freiheitsgrad-Korrektur und berechnet sowohl z- als auch t-Werte, ändern sich die p-Werte des Vorlaufs Liechtensteins gegenüber der Schweiz (schwankt zwischen 0.009 und 0.014) und Deutschlands gegenüber Österreich (schwankt zwischen 0.028 und 0.056) nicht sonderlich.

⁷⁰ Während in den VAR-Modellen ohne die zwei Zeitdummies noch mehrere, wenn auch wenige, Granger-Kausalitäten vorliegen, reduzieren sich diese auf nur zwei, wenn die Zeitdummies, welche den Model-Fit klar verbessern, ins Modell inkludiert werden. Übrig bleiben dann nur noch die sehr plausiblen Vorläufe Deutschlands gegenüber Österreich (schwach signifikant) und den hier schon oft angesprochenen Vorlauf Liechtensteins gegenüber der Schweiz (hoch signifikant). Die Motivation der zwei Dummies kann so geartet sein, dass sie grosse exogene Schocks wie die Erdölkrise ausgelöst durch die OPEC Mitte der 70er-Jahre und die Finanzkrise aus den USA erfassen. Beide hatten ihren Ursprung ausserhalb der vier hier betrachteten Staaten.

Erkenntnis ist ökonomisch intuitiv und lässt sich gut mit dem Beitrag von PRETTNER UND KUNST [2012] vereinbaren, die in einem strukturellen Fehlerkorrekturmodell folgern, dass sich gesamtwirtschaftliche Schocks in Deutschland in starkem Masse auf die Volkswirtschaft des kleineren Nachbarn Österreich übertragen, während die gegenteilige Laufrichtung nicht sehr ausgeprägt ist.

TABELLE 12: Adäquatestes VAR(1)-Modell der vier Staaten (reales BIP in $\Delta\log$ s)

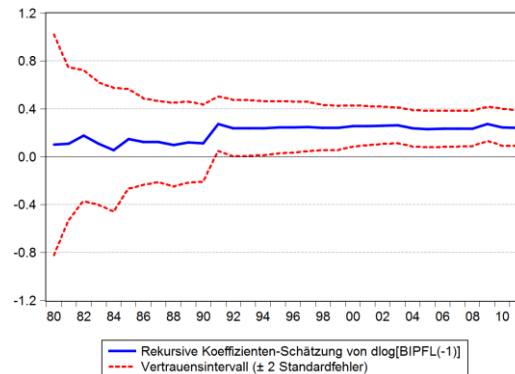
OLS (1972-2011, N=38)	Abhängige Variable				
	$\Delta\log[BIPCH_t]$	$\Delta\log[BIPFL_t]$	$\Delta\log[BIPA_t]$	$\Delta\log[BIPD_t]$	
Konstante	0.0160***	0.0152***	0.0472***	0.0258***	0.0224***
$\Delta\log[BIPCH_{t-1}]$	0.1717	0.1161	-0.6282	-0.2041	-0.1366
$\Delta\log[BIPFL_{t-1}]$	0.1964**	0.2409***	0.2042	0.0128	0.0183
$\Delta\log[BIPA_{t-1}]$	-0.1817	-0.2142	-0.4192	-0.2385	-0.1985
$\Delta\log[BIPD_{t-1}]$	-0.2024	-0.2019	0.3213	0.3664*	0.2540
Zeitdummy: 1975	-0.0961***	-0.0958***	-0.1014**	-0.0212	-0.0247
Zeitdummy: 2009	-0.0284*		-0.1354***	-0.0602***	-0.0714***
R ²	0.6782	0.6401	0.4276	0.5036	0.4544
Korrigiertes R ²	0.6160	0.5838	0.3168	0.4075	0.3488
F-Test	10.8906***	11.3805***	3.8600***	5.2420***	4.3033***
Die Höhe der p-Werte ist mit Sternen markiert und beschreibt demzufolge die Signifikanz der betreffenden Schätzparameter (*: p-Wert ≤ 0.10 und > 0.05 ; **: p-Wert ≤ 0.05 und > 0.01 ; ***: p-Wert ≤ 0.01). Der p-Wert repräsentiert das niedrigste Signifikanzniveau, zu dem die Nullhypothese (der Insignifikanz des Parameters in diesem Fall) verworfen werden kann und ist eine reziproke Funktion des t-Wertes (welcher sich aus dem Quotienten des Schätzparameters und dessen Standardfehler ergibt).					

Der gesamte Regressionsoutput zum VAR-Modell, welches nur die Schweiz und Liechtenstein berücksichtigt, ist in TABELLE 16 abgebildet. Auch hier ist, wie bereits in TABELLE 11 ersichtlich, Liechtenstein der Schweiz signifikant vorlaufend, bei einem Koeffizienten von 0.1511 und einem hoch signifikanten p-Wert von 0.015. Dies wird auch durch den Granger-Test bestätigt (Qhi-Quadrat-Test liefert p-Wert von 0.0104).⁷¹ Die grau dargestellten Werte in TABELLE 11, welche die Koeffizienten in den Modellen für die Schweiz und Liechtenstein mit zwei oder drei Lags darstellen, sind nicht sehr aussagekräftig, da diese Modelle in ihrer Anpassungsgüte den anderen aufgelisteten deutlich unterlegen sind (schlechter in Bezug auf die in Fussnote 66 genannten Informationskriterien und das korrigierte R²). Wie ABBILDUNG 22 zeigt, ist der Koeffizient von $\Delta\log[BIPFL_{t-1}]$, mit $\Delta\log[BIPCH_t]$ als abhängiger Variable, sehr stabil in der rekursiven Regression (von 1974–1980 schrittweise bis 1974–2011). Der signifikante Vorlauf Liechtensteins gegenüber der Schweiz ist also weitestgehend unabhängig vom gewählten Stützraum. Das Vertrauensintervall liegt dabei ab einer im Kontext von VAR-

⁷¹ Dieses reduzierte VAR(1)-Modell nur mit der Schweiz und Liechtenstein liefert auch einen p-Wert von 0.0996 für den „gelagten“ Term der Schweiz gegenüber Liechtenstein. Dieser Feedback-Vorlauf kann jedoch in den vorherigen Analysen und dem grösseren Modell nicht bestätigt werden.

Modellen minimal vertretbaren Anzahl von Beobachtungen konstant im positiven Bereich.⁷²

ABBILDUNG 22: Rekursive Schätzung des Koeffizienten im VAR(1) mit allen vier Staaten (Koeffizient von $\Delta \log[BIPFL_{t-1}]$, Abhängige $\Delta \log[BIPCH_t]$)



Als zusätzliche Spezifikation hat noch das Modell ohne den Zeitdummy 2009 besondere Beachtung verdient, welches ebenfalls in TABELLE 12 aufgelistet ist. Die Motivation dahinter ist eine ökonomische: Während, wie schon zu Beginn von Kapitel 5.1. angesprochen, der Erdölchock von 1975 sich ausserhalb der hier modellierten Regionen ereignete und sich zu gleicher Zeit auf jene auswirkte, konnte für die Finanzkrise ein schleichendes Voranschreiten beobachtet werden, welches auch wellenartig war und auch in verschiedenen Regionen unterschiedlich stark und früh ankam. Betrachtet man in diesem Zusammenhang ABBILDUNG 4, sieht man in der Tat im Jahr 2008 den gegenüber den anderen drei Staaten frühzeitigen Rückgang des volkswirtschaftlichen Outputs in Liechtenstein. Es kann also ökonomisch durchaus mehr Sinn ergeben, nur für den externen synchron verlaufenden Schock von 1975 zu kontrollieren. Tut man dies, stellt man fest, dass auch in diesem Setting die liechtensteinische Volkswirtschaft der schweizerischen statistisch vorlaufend ist, mit einem hoch signifikanten Koeffizienten von 0.2409 (p-Wert: 0.0029).

Auch ein VAR-Modell mit der Schweiz und deren angrenzenden Staaten (Italien, Frankreich, Deutschland, Österreich, Liechtenstein) unterstreicht die vorhergehenden Ergebnisse: Liechtenstein ist die einzige angrenzende Volkswirtschaft mit einem klar signifikanten Vorlauf gegenüber der Schweiz (der Regressionsoutput findet sich in TABELLE 17).

Nachdem die realen BIP-Wachstumsraten betrachtet wurden, werden in Kapitel 5 als zweiter Schritt die Produktionslücken der betrachteten Volkswirtschaften berechnet (als prozentuale Abweichung des realen BIP vom HP-Trend), um neben der klassischen Konjunkturdefinition auch die des Wachstumszyklus untersuchen zu können. Diese realen

⁷² Für den Plot in ABBILDUNG 22 konnte der Dummy für das Jahr 2009 nicht berücksichtigt werden, weil dann eine Evaluation der rekursiven Schätzkoeffizienten nur für die Zeiträume 1974–2011, 1974–2010 und 1974–2009 möglich gewesen wäre. Hier wird aber eine Evaluation von 1974–2011 bis 1974–1980 durchgeführt. Die Grafik entstammt also dem zweiten Modell (von links) in TABELLE 12.

BIP-Zyklen werden dann in VAR-Modelle eingepasst, welche in TABELLE 13 aufgeführt sind. Da die BIP-Zyklen aller vier Staaten stationär sind (dies wird durch Einheitswurzeltests in Anhang A.2. bestätigt), müssen die Variablen für die Modellierung nicht differenziert werden. Das methodische Vorgehen in der Modellspezifizierung ist analog zu den VAR-Modellen, welche bereits früher in diesem Kapitel präsentiert wurden und in TABELLE 11 und TABELLE 12 dargestellt sind.

TABELLE 13: Koeffizienten des liechtensteinischen BIP-Zyklus (mit dem schweizerischen als Abhängige) in verschiedenen VAR-Modellen

Modell: BIP-Zyklus	Stützraum	Lag- Länge	Spezifikation		Koeffizient: FL _{t-1}	p-Wert: FL _{t-1}	Granger-Test: p-Wert (Anzahl Lags)
			μ	δ			
VAR: CH, FL, A, D	1973-2011	1	nein	nein	0.3142	0.0007	0.0002 (1)
VAR: CH, FL	1973-2011	1	nein	nein	0.1999	0.0131	0.0089 (1)
Die Regressionsergebnisse des liechtensteinischen BIP-Zyklus (Koeffizienten und p-Werte) und die entsprechenden Granger-Tests entstammen jener Gleichung des vektorautoregressiven Systems, welche den schweizerischen BIP-Zyklus als Unabhängige hat. Die BIP-Zyklen entsprechen der prozentualen Abweichung des realen Bruttoinlandsproduktes vom langfristigen Wachstumstrend, der per Filter nach HODRICK UND PRESCOTT [1997] geschätzt worden ist.							

Das VAR-Modell, welches die Zyklen aller vier betrachteten Volkswirtschaften berücksichtigt, liefert folgende Ergebnisse: Die optimale Lag-Länge 1 (konstanter Evaluierungszeitraum 1975-2011) liefert einen hoch signifikanten p-Wert von 0.0007 für den Koeffizienten des gelagten BIP-Zyklus Liechtensteins in der Gleichung mit dem schweizerischen BIP-Zyklus als abhängige Variable.⁷³ Das 95%-Konfidenzintervall des geschätzten Koeffizienten 0.3142 weist dabei die Grenzen von 0.1431 und 0.4853 auf. Auch das VAR-Modell, das nur die beiden Staaten Schweiz und Liechtenstein beinhaltet, lässt den Schluss zu, dass die liechtensteinische Volkswirtschaft gegenüber der schweizerischen einen hoch signifikanten Granger-kausalen Vorlauf aufweist, der p-Wert des geschätzten Koeffizienten von 0.1999 beträgt 0.0131.

A.5. KOINTEGRATIONSANALYSEN ZU KAPITEL 5

In diesem Kapitel sollen die im Haupttext und vorhergehenden Kapiteln des Anhangs erwähnten Kointegrationsanalysen ausführlich erläutert werden.⁷⁴ Um die in Kapitel 5 erwähnten analytischen und statistischen Ergebnisse detailliert darzustellen und Konzept und Theorie der Kointegration plastischer diskutieren zu können, sollen auch die in diesem Papier durchgeführten und auf Kointegration bezogenen Modelle, Tests und deren Resultate verknüpft mit den theoretischen Ausführungen präsentiert werden.

⁷³ Dies gilt auch dann, wenn die BIP-Zyklen logarithmiert werden. Im Gegensatz zu den realen BIP-Wachstumsraten sind Konstante und/oder Trend im Modell konzeptuell nicht sinnvoll, da die Zyklen ja um den Mittelwert von null schwanken.

⁷⁴ Ein Standardwerk auf dem Gebiet der multivariaten Zeitreihenanalyse ist LÜTKEPOHL [2005], in dem auch Kointegration und Vektor-Fehlerkorrekturmodelle behandelt werden. Weitere Einführungen in diese Thematik (in univariatem und multivariatem Rahmen) finden sich zum Beispiel in ASTERIOU UND HALL [2007], KIRCHGÄSSNER UND WOLTERS [2006] oder NEUSSER [2011].

In Kapitel A.2. wurde auf die Gefahren von nicht-stationären Variablen in Regressionen und auf Tests der Integrationsordnung detailliert eingegangen. Vor allem die Problematik der „spurious regression“ und der Inkonsistenz der Schätzungen bei Verwendung von nicht-stationären, integrierten Variablen kam dabei zur Sprache. Stellt man mit Einheitswurzeltests fest, dass einzelne Variablen integriert sind, ist eine Option, diese einfach zu differenzieren (erste Differenzen $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$ zu bilden). Allerdings können dadurch eventuell existierende Langfristbeziehungen verloren gehen, da diese langfristigen Gleichgewichte nicht explizit modelliert werden in einem einfachen Modell mit Differenzen (hier ein herkömmliches VAR-Modell). Wenn zum Beispiel eine Kointegrationsbeziehung zwischen den Variablen besteht, ist es besser, ein Fehlerkorrekturmodell (univariat nach ENGLE UND GRANGER [1987] oder multivariat in der Tradition von JOHANSEN [1988]) zu schätzen, welches sowohl kurzfristige als auch langfristige Relationen zwischen den Variablen berücksichtigt. Die geschätzten Parameter sind dann zum einen wie auch in einem Modell in Differenzen nicht mehr inkonsistent, zum anderen werden in einem Fehlerkorrekturmodell durch die explizite Modellierung der langfristigen Gleichgewichte und Anpassungsmechanismen die ökonometrischen Analysemöglichkeiten inhaltlich erweitert.

A.5.1. Univariate Kointegrationsanalyse

Um die Methodik der Kointegrationstests und das Konzept der Fehlerkorrekturmodelle zu erläutern, soll hier zunächst der zwei-Variablen-Fall (das auf Vorlauf untersuchte reale BIP Liechtensteins und der Schweiz) betrachtet werden, bevor zu einem späteren Zeitpunkt dann alle vier Variablen (also das BIP aller vier betrachteten Staaten) synchron in die Analyse integriert werden. Zuerst wird hier also in einem univariaten Modellrahmen nach ENGLE UND GRANGER [1987] vorgegangen. Führt man die homogene Regression wie in Gleichung [8] durch, kann wie bereits gesagt das Problem der „spurious regression“ auftreten, wenn involvierte Variablen nicht $I(0)$ sind. Man könnte nun einfach ΔX_t und ΔY_t für die Regression verwenden oder man überprüft zunächst, ob die beiden Größen kointegriert sind.

$$[8] \quad Y_t = c + b \cdot X_t + u_t$$

X_t und Y_t sind kointegriert, wenn und nur wenn beide nicht-stationär (in unserem Fall integriert der Ordnung 1) sind und eine lineare Kombination der beiden Variablen existiert, die stationär, also $I(0)$, ist (vgl. ENGLE UND GRANGER [1987, S.253]). Diese lineare Kombination beschreibt dann die Kointegrationsbeziehung.

Dass die beiden Variablen, in dieser Anwendung das reale Bruttoinlandsprodukt der Schweiz ($\log[BIPCH_t]$) und Liechtensteins ($\log[BIPFL_t]$), $I(1)$ sind, wurde bereits in Anhang A.2. gefolgert. Überprüft wird die Stationarität der Linearkombination der beiden Variablen nun, indem man die Residuen (u_t) der folgenden Regressionsgleichung [9] auf unseren konkreten Fall überträgt und auf Stationarität testet:

$$[9] \quad \log[BIPCH_t] = c + b \cdot \log[BIPFL_t] + u_t$$

Üblicherweise wird eine Konstante c berücksichtigt. Wenn vermutet wird, dass sich der Kointegrationszusammenhang im Zeitverlauf kontinuierlich ändert, kann zudem ein linearer Trendkoeffizient d inkludiert werden. Den allgemeinen Fall kann man also folgendermassen beschreiben:

$$[10] \quad \log[BIPCH_t] = c + b \cdot \log[BIPFL_t] + d \cdot t + u_t$$

Der nach der Schätzung der Regressionsgleichung erfolgende Einheitswurzeltest auf u_t wird ohne Konstante durchgeführt, da das Residuum einen Mittelwert gleich Null haben sollte. Die üblicherweise bei Einheitswurzeltest konsultierten Signifikanzpunkte verlieren in der Anwendung bei Kointegrationstests ihre Gültigkeit, deshalb werden hier die in MACKINNON [1996] für Kointegrationstests tabellierten verwendet. Kann die Nullhypothese des Vorliegens einer Einheitswurzel verworfen werden, wird auf die Existenz von Kointegration geschlossen. Man beachte, dass es in der empirischen Anwendung durchaus eine Rolle spielen kann, welche der beiden Variablen als Unabhängige verwendet wird, während dies in der Theorie eigentlich keinen Unterschied ergeben dürfte. Dies ist auch eine oft hervorgebrachte Kritik an dem univariaten Set-up von Kointegrationstests. Auch lässt der univariate Rahmen lediglich eine einzige Kointegrationsbeziehung zu, während theoretisch bei mehr als zwei Variablen mehrere (Anzahl Variablen minus 1) Kointegrationsbeziehungen existieren können. Die Methode nach ENGLE UND GRANGER [1987] ist zudem verzerrt, auch wenn sie effiziente Schätzer liefert, vor allem bei kleineren Stichproben. Trotzdem wird sie vor allem wegen ihrer Einfachheit in der anwendungsorientierten Ökonometrie oft verwendet, zum Beispiel als simpler Benchmark-Ansatz (vgl. KUNST [2011b, S.20]).

Die hier ebenfalls angewandte Methode nach PHILLIPS UND OULIARIS [1990] unterscheidet sich von jener von ENGLE UND GRANGER [1987] nur dahingehend, dass die aus Regressionsgleichung [9] oder [10] erhaltenen Residuen nicht einem Einheitswurzeltest in der Tradition von DICKEY UND FULLER [1979] unterzogen werden, sondern dem von PHILLIPS UND PERRON [1988] vorgeschlagenen.

Stellt sich heraus, dass eine Kointegrationsbeziehung vorliegt, kann man diese in das univariate Fehlerkorrekturmodell der folgenden Form integrieren, indem man die geschätzte Beziehung aus [9] respektive [10] direkt in das Fehlerkorrekturmodell in [11] als Teil der neuen Regressionsgleichung modelliert oder einfach die geschätzten Residuen aus [9] als Variable hineinnimmt:⁷⁵

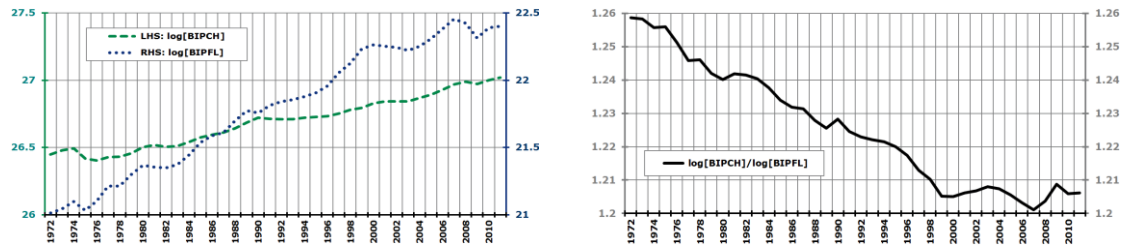
⁷⁵ Im Repräsentationstheorem von GRANGER [1983] wurde zum ersten Mal der Zusammenhang von kointegrierten Zeitreihen und deren (im Kointegrationsfall möglichen) Repräsentation als Fehlerkorrekturmodell postuliert (siehe auch JERGER [1993] für einen Überblick zu dieser Thematik).

$$\begin{aligned}
[11] \quad \Delta \log[BIPCH_t] = & \alpha \cdot \{\log[BIPCH_{t-1}] - \beta \cdot \Delta \log[BIPFL_{t-1}] - \nu - \delta \cdot t\} + \gamma_{1,1} \cdot \\
& \Delta \log[BIPCH_{t-1}] + \dots + \gamma_{1,p} \cdot \Delta \log[BIPCH_{t-p}] + \gamma_{2,1} \cdot \\
& \Delta \log[BIPFL_{t-1}] + \dots + \gamma_{2,q} \cdot \Delta \log[BIPFL_{t-q}] + \mu + \varepsilon_t
\end{aligned}$$

Der Term in der geschwungenen Klammer ist die Abweichung von der langfristig geschätzten Kointegrationsbeziehung und der Koeffizient α beschreibt dabei die Anpassungsgeschwindigkeit. Diese Fehlerkorrekturmodelle sieht man in der Praxis, je nach Verwendungszweck, vereinzelt auch zusätzlich mit der kontemporären Variable $\Delta \log[BIPFL_t]$.⁷⁶

In Kapitel 5 interessiert vor allem der statistische Vorlauf des liechtensteinischen BIP gegenüber dem schweizerischen. Innerhalb des Fehlerkorrekturmodells in [11] ist deshalb $\gamma_{2,1}$ von besonderer Relevanz. Ist dieser Koeffizient signifikant, kann auf einen statistischen Vorlauf, also Granger-Kausalität (siehe dazu auch Fussnote 38), geschlossen werden. Um erste Hinweise auf die genaue Spezifizierung der Kointegrationsbeziehung zu generieren, ist es sinnvoll, den zeitlichen Verlauf des liechtensteinischen und schweizerischen realen BIP und das Verhältnis der beiden Grössen zu betrachten, beides ist in der folgenden ABBILDUNG 23 abgetragen:

ABBILDUNG 23: Das reale BIP (logarithmiert) der Schweiz und Liechtensteins im Vergleich



Es fällt auf, dass die Gleichgewichtsbeziehung sich stetig ändert über die Zeit. Ein linearer Trend in der Kointegrationsbeziehung scheint deshalb sinnvoll. Es entsteht auch der Eindruck eines Strukturbruchs in der Beziehung, die ab 1999 relativ stabil scheint. In einem ersten Schritt wird also der lineare Trend in der Testgleichung [10] berücksichtigt (univariates Pendant zu der später als Modell {4} bezeichneten multivariaten Spezifikation). In einem nächsten Schritt wird dann die Testgleichung so modifiziert, dass auch der Strukturbruch modelliert ist. Trend und Trendbruch werden in dem letztgenannten Spezialfall folgendermassen spezifiziert:

$$[12] \quad \log(BIPCH_t) = c + b_1 \cdot \log(BIPFL_t) + d_1 \cdot t + d_2(z_{0011} \cdot t) + u_t$$

⁷⁶ Es gilt zu beachten, dass für die Kointegrationsbeziehung (z. B. in Gleichung [9]) auch Lags der Niveaus der Variablen berücksichtigt werden können. Die Lag-Länge der differenzierten Variablen in der Fehlerkorrekturgleichung (z. B. in Gleichung [11]) wäre dann genau um eins kürzer als in der Kointegrationsbeziehung. Dies wird aber oft auch auf Basis von Informationskriterien entschieden. Hier wurden, wie es meistens in der Praxis üblich ist, keine Lags in der Kointegrationsbeziehung eingeführt.

Dabei stellen d_1 und d_2 die Koeffizienten der linearen Trend- und Trendbruchspezifikation dar und z_{0011} einen binären Zeitdummy, der für die Jahre 2000 bis und mit 2011 den Wert eins annimmt und sonst null beträgt.⁷⁷

In TABELLE 14 sind nun die Ergebnisse der univariaten Kointegrationstests der realen (logarithmierten) Bruttoinlandsprodukte dargestellt. Trotz der Tatsache, dass in den verschiedenen Modellspezifikationen einmal ein tiefer p-Wert (0,0358, Trendmodell nach ENGLE UND GRANGER [1987] mit $\log[BIPCH_t]$ als abhängige Variable) festgestellt werden kann, lässt sich nicht überzeugend folgern, dass Kointegration vorliegt. Der umgekehrte Test mit $\log[BIPFL_t]$ als abhängige Variable widerspricht dem Vorliegen einer Kointegrationsbeziehung und auch der Test nach PHILLIPS UND OULIARIS [1990] kann die Nullhypothese nicht verwerfen, egal welche der beiden Größen als Unabhängige benutzt wird. Für die anderen zwei betrachteten Fälle (ohne Trend und mit Trend plus Trendbruch) kann die Nullhypothese auch nicht überzeugend verworfen werden. Die p-Werte der Spezifikation mit Trend und Trendbruch sollte man mit etwas Vorsicht genießen. Allerdings, auch wenn die etwas aktuelleren Quantile von MACKINNON [2010] anstatt jene aus MACKINNON [1996] angewendet werden, ändert sich am Bild nichts Entscheidendes. Der Eindruck, dass eine Kointegrationsbeziehung vorliegt, lässt sich auch dann nicht wirklich erhärten. Obwohl mit den angewandten Signifikanzpunkten für die Ermittlung der p-Werte bereits die zusätzlichen deterministischen Regressoren Konstante und Trend adäquat berücksichtigt wurden, müsste im Modell mit dem Trendbruch der p-Wert noch etwas für den zusätzlichen deterministischen Regressoren (Strukturbruch-Dummy) angepasst werden. An der Testentscheidung würde sich aber letztlich nichts ändern: Da die Freiheitsgrade durch weitere Regressoren reduziert werden, würde sich der p-Wert noch weiter verschlechtern; die Nullhypothese auf Einheitswurzel in den Residuen kann also „noch weniger“ verworfen werden.

TABELLE 14: Univariate Kointegrationstests mit Schweiz und Liechtenstein (reales BIP in logs)

Kointegrationsgleichung	Abhängige Variable	ENGLE UND GRANGER [1987]		PHILLIPS UND OULIARIS [1990]
		p-Wert	Lags	p-Wert
Ohne Trend	$\log[BIPFL_t]$	p=0.7901	0	p=0.6153
	$\log[BIPCH_t]$	p=0.9082	0	p=0.7535
Mit Trend	$\log[BIPFL_t]$	p=0.7714	1	p=0.8407
	$\log[BIPCH_t]$	p=0.0358	1	p=0.4165
Mit Trend und Trendbruch	$\log[BIPFL_t]$	(p=0.7543)	1	(p=0.8371)
	$\log[BIPCH_t]$	(p=0.1295)	1	(p=0.6810)

Wie sich im nächsten Abschnitt, in dem multivariate Kointegrationsanalysen betrachtet werden, zeigt, werden die Ergebnisse hier von den in diesem Kontext zuverlässigeren multivariaten Kointegrationstests untermauert. Die Resultate der multivariaten

⁷⁷ Die multiplikative Verknüpfung mit t zu einem Interaktionsterm ist notwendig, um die Änderung der Steigung des Trends abzubilden. Die einfache Berücksichtigung des Dummy (ohne Multiplikation mit t) würde lediglich eine Verschiebung der Kurve im betroffenen Zeitbereich bedeuten, ohne Änderung der Steigung.

Kointegrationstests der beiden Variablen (reales BIP der Schweiz und Liechtensteins) befinden sich in TABELLE 18 neben den Resultaten für das 4-Länder-Sample.

Es sollte noch gesagt werden, dass für die p-Werte in TABELLE 14 eine Freiheitsgradkorrektur für kleine Stichproben vorgenommen wurde, die Testergebnisse ändern sich jedoch nicht beachtenswert als Folge dieses Vorgehens. Die p-Werte beziehen sich dabei auch hier auf t-Werte und nicht auf normalverteilte z-Werte. Bei der Durchführung der Tests wurden etwas modifizierte Versionen der beiden Prozeduren (ENGLE UND GRANGER [1987] sowie PHILLIPS UND OULIARIS [1990]) angewandt, welche sich beide in den Spezifikationsrahmen von HANSEN [1992] und PHILLIPS UND HANSEN [1990] einbetten lassen, wodurch es möglich wird, deterministische Regressoren wie z. B. Konstante und Trend explizit für die Kointegrationsbeziehung (wie in Gleichung [10]) zu berücksichtigen, separiert von der Trendannahme in den Datenserien selbst (ähnlich wie später im multivariaten Rahmen).

Da keine Kointegrationsbeziehung vorzuliegen scheint, wird kein Fehlerkorrekturmodell geschätzt. Die Schlüsse in Bezug auf Granger-Kausalität der liechtensteinischen Volkswirtschaft gegenüber der Schweiz beruhen also lediglich auf herkömmlichen (univariaten und multivariaten) Modellen, welche in Kapitel 5 angesprochen und im Anhang A.4. präsentiert werden.

A.4.2. Multivariate Kointegrationsanalyse

Obwohl in der Praxis auch oft univariate Methoden angewendet werden, sollte das Hauptaugenmerk im Kontext von Kointegration eher auf multivariaten Verfahren liegen. Allerdings kann die Einfachheit der univariaten Modelle gerade bei kleinen Stichproben ein Vorteil sein. Zudem war die Fokussierung auf den univariaten Fall zu Beginn geeigneter, um in diesem Anhang in die Theorie der Kointegration einzuführen. Wie im letzten Abschnitt schon angedeutet, bietet der multivariate Rahmen verschiedene Vorteile, wie zum Beispiel die Unverzerrtheit der Schätzer, dass mehr als nur eine Kointegrationsbeziehung möglich ist und die Reihenfolge keine Rolle mehr spielt, da die involvierten Variablen explizit sowohl als Abhängige wie auch Unabhängige modelliert werden.

Das multivariate Konzept der Kointegration geht zwar schon auf Clive Granger und Robert Engle zurück, die methodische Erarbeitung (genauer Modellrahmen, Teststrategie, Signifikanzpunkte) beruht aber zu einem grossen Teil auf Arbeiten von Søren Johansen. Liegt Kointegration vor, ist es sinnvoll, ein multivariates Fehlerkorrekturmodell (Vector Error Correction Model, abgekürzt VECM) wie in Gleichung [13], welche auch die Testgleichung darstellt, zu schätzen. Das VECM berücksichtigt im Gegensatz zu einem VAR-Modell in Differenzen auch Langfristbeziehungen und nicht nur kurzfristige Zusammenhänge zwischen den Variablen und stellt das multivariate Pendant zu Gleichung [11] dar.

Um die Methode am besten veranschaulichen zu können, wird hier das Sample mit dem BIP von allen vier Ländern angewandt. Generell gesagt ist die Abfolge der Schritte ähnlich dem univariaten Fall. Man kann in der multivariaten Kointegrationsanalyse vier grundsätzliche Schritte abgrenzen:

[1.] *Untersuchung der Integrationsordnung*: In einem ersten Schritt wird festgestellt, ob die untersuchten Variablen überhaupt integriert sind, also differenziert werden müssen, um stationär zu werden. Es sollten alle Variablen für die Kointegrationsanalyse in $I(1)$ -Form berücksichtigt werden.⁷⁸ Diese werden mit Einheitswurzeltests, wie sie in Anhang A.2. vorgestellt wurden, vorgenommen.

[2.] *Festlegung der Lag-Länge im VAR-Modell der Originaldaten*: Die Daten werden nun in ihrer nicht-differenzierten Form, also in $I(1)$ -Form, in einem VAR-Modell modelliert.⁷⁹ Die Lag-Länge p kann nun per Informationskriterium festgelegt werden, hier wurde das korrigierte AIC verwendet.⁸⁰

[3.] *Auswahl eines Test-Modells*: Die Lag-Länge im VECM wurde hier so festgelegt, dass sie eins weniger als jene im VAR-Modell der Niveaus in Schritt [2] festgelegte Lag-Länge beträgt (also $p - 1$ anstatt p), weil diese aus theoretischer Sicht korrespondieren (vgl. LÜTKEPOHL [2005, S.327]). Dies ist explizit in der Notation im integrierten VAR-Teil in der Fehlerkorrekturdarstellung in Gleichung [13] ersichtlich. Allerdings werden oft auch andere Erwägungen für die Festlegung der Lag-Länge herangezogen. Neben der Lag-Länge ist auch die adäquate Spezifikation des Modells bezüglich Konstante und Trend sehr wichtig, weil diese die Testentscheidung massgeblich beeinflussen können. Die fünf verschiedenen Fälle {1}-{5}, welche die in der Anwendung verwendeten Spezifikationen darstellen, sind im weiteren Verlauf dieses Kapitels angeführt. Oft können mittels ökonomischer und analytischer Erwägungen einzelne Fälle der fünf Modellspezifikationen ausgeschlossen oder gar auf ein einziges geschlossen werden. In der Regel sind die Fälle {1} und {5} nicht sehr passende Modellierungen. Es können aber auch Informationskriterien in diesem Kontext zum Einsatz kommen. Eine verbreitet angewendete und auch von JOHANSEN [1992] vorgeschlagene Heuristik stellt das „Pantula-Prinzip“ (nach PANTULA [1989]) dar, welches dann eine Verbindung mit dem nächsten Testschritt [4.] darstellt.⁸¹

⁷⁸ Variablen, welche $I(2)$ sind, werden hier als seltener Fall ausgeklammert.

⁷⁹ VAR-Modelle wurden in Anhang A.4. bereits vorgestellt.

⁸⁰ Dabei wird der Beobachtungszeitraum für den Vergleich der Informationskriterien konstant gehalten, weil es sonst bei geringer Beobachtungszahl zu Abweichungen in Abhängigkeit der maximal gewählten Lag-Länge kommen kann.

⁸¹ Beim Vorgehen nach dem Pantula-Prinzip geht man von der restriktivsten Variante der realistischen genesteten Modelle (Modell {2}) aus und testet mit der Maximum Eigenvalue Statistic oder der Trace Statistic zunächst die Nullhypothese des Vorliegens von null Kointegrationsbeziehungen ($\text{Rang}=0$). Dies macht man bis zu Modell {4}, solange bis die Nullhypothese zum ersten Mal nicht verworfen werden kann. Wird die Nullhypothese $\text{Rang}=0$ in keinem Modell verworfen, wird die Prozedur fortgesetzt für $\text{Rang}=1$ und so weiter, so lange, bis zum ersten Mal eine Konstellation auftritt, bei dem nicht verworfen werden kann. Auf diese Weise kann der Rang (Anzahl Kointegrationsbeziehungen) und das passende Modell festgelegt werden. Das Pantula-Prinzip wird oft angewandt, allerdings stellen HJELM UND JOHANSSON [2005] in Monte-Carlo-Simulationen fest, dass das Pantula-Prinzip etwas verzerrt zum Modell {3} ist, wenn das wahre Modell {4} ist. Diese Verzerrung könnte hier auch der Fall sein, wenn man die a-priori-Wahl des Modells und die Informationskriterien in TABELLE 18 betrachtet. Dieser Verdacht ändert jedoch nichts an dem Schluss, dass in den hier untersuchten Zeitreihen keine Kointegration vorliegt.

[4.] *Ausführung Kointegrationstest*: Wenn das Testmodell festgelegt wurde, kann der eigentliche Kointegrationstest stattfinden. In diesem Zusammenhang ist die Matrix Π ($\Pi = \alpha\beta'$), welche die Kointegrationsbeziehungen beinhaltet, von besonderem Interesse. Der Rang dieser Matrix gibt nämlich Auskunft über die Anzahl vorhandener Kointegrationsbeziehungen. Dieser Rang kann entweder per „Maximum Eigenvalue Statistic“ oder per „Trace Statistic“ bestimmt werden. Die Teststatistiken der Rangbestimmung sind Likelihood-Ratio-Tests und werden in NEUSSER [2011, S. 240] und ASTERIOU UND HALL [2011, S. 373–374] erläutert. Hier wurden für die Tests die Signifikanzpunkte von MACKINNON, HAUG UND MICHELIS [1999] verwendet.

[5.] *Schätzen eines VECM (bei Vorliegen von Kointegration)*: Das Fehlerkorrekturmodell, welches im Kointegrationstest verwendet wurde, kann nun als VECM für die statistische Inferenz geschätzt werden (manchmal werden aber noch zusätzliche Lags oder exogene Regressoren nachträglich eingeführt). Das Modell, das in Schritt [3.] determiniert und in Schritt [4.] für den Test angewendet wurde, kann in derselben Form als Fehlerkorrekturmodell geschätzt werden, indem die gefundenen Kointegrationsbeziehungen nun explizit modelliert sind. Die damit geschätzten Koeffizienten lassen Rückschlüsse auf kurzfristige und langfristige Zusammenhänge zu. In dem Kontext von Kapitel 5 ist vor allem der Vorlauf Liechtensteins gegenüber der Schweiz von Interesse ($\Delta \log[BIPFL_{t-1}]$).

Nach der groben Beschreibung der notwendigen Arbeitsschritte soll nun das Vektor-Fehlerkorrekturmodell eingehender betrachtet werden. Das VEC-Modell ist nicht nur für die ökonometrische Analyse bei Vorliegen von Kointegration wichtig, weil es in diesem Fall einem VAR-Modell der Variablen in Differenzen vorzuziehen ist. Es bildet auch die gedankliche Basis in der Analyse und das methodische Grundgerüst für den Test, ob Kointegration überhaupt vorliegt oder nicht. Die richtige Spezifikation des VECM ist also die entscheidende Voraussetzung für einen geeigneten Kointegrationstest und die eventuell darauf aufbauenden Schätzungen.

$$[13] \quad \Delta Y_t = \alpha\beta'Y_{t-1}^* + \sum_{l=1}^{p-1} \Gamma_l \Delta Y_{t-l} + \mu + \delta t + \varepsilon_t$$

Der Vektor ΔY_t beinhaltet die abhängigen Variablen, in unserem Fall also das reale BIP aller vier betrachteten Staaten in logarithmierten Differenzen, also $\Delta \log[BIPCH_t]$, $\Delta \log[BIPFL_t]$, $\Delta \log[BIPA_t]$ und $\Delta \log[BIPD_t]$. Da vier Variablen berücksichtigt werden, ist $k = 4$. Also ist $y_{1,t}$ die Variable $\log[BIPCH_t]$, $y_{2,t}$ die Variable $\log[BIPFL_t]$, $y_{3,t}$ die Variable $\log[BIPA_t]$ und $y_{4,t}$ die Variable $\log[BIPD_t]$.

$$\Delta Y_t = \begin{bmatrix} \Delta y_{1,t} \\ \vdots \\ \Delta y_{k,t} \end{bmatrix}$$

Die Konstanten und deterministischen Trendterme des Fehlerkorrekturmodells (nicht zu verwechseln mit den Konstanten innerhalb der Kointegrationsbeziehung $\beta^{*'}$) finden Eingang in die Vektoren μ respektive δt , die Fehler des Modells sind in ε_t :

$$\mu = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \vdots \\ \mu_k \end{bmatrix}; \quad \delta t = \begin{bmatrix} \delta_1 t \\ \vdots \\ \delta_k t \end{bmatrix}; \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{k,t} \end{bmatrix}$$

Da es sich bei den unabhängigen Variablen um Differenzen handelt, korrespondiert die Konstante μ mit einem linearen Trend in den Daten im Niveau und δt mit einem quadratischen Trend. Die Variablen und Koeffizienten des VAR-Teils des Fehlerkorrekturmodells, der die Kurzfristedynamiken abbildet, können folgendermassen aufgeschlüsselt werden:

$$\begin{aligned} \sum_{l=1}^{p-1} \Gamma_l \Delta Y_{t-l} &= \begin{bmatrix} \gamma_{11,t-1} & \cdots & \gamma_{1k,t-1} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \gamma_{k1,t-1} & \cdots & \gamma_{kk,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta y_{1,t-1} \\ \vdots \\ \Delta y_{k,t-1} \end{bmatrix} + \cdots \\ &+ \begin{bmatrix} \gamma_{11,t-p-1} & \cdots & \gamma_{1k,t-p-1} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \gamma_{k1,t-p-1} & \cdots & \gamma_{kk,t-p-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta y_{1,t-p-1} \\ \vdots \\ \Delta y_{k,t-p-1} \end{bmatrix} \end{aligned}$$

Die Aufschlüsselung hier ist wichtig, da bei einem eventuellen Kausalitätstest nach GRANGER [1969] (siehe dazu Fussnote 38) der Koeffizient $\gamma_{12,t-1}$ von zentraler Bedeutung bei der statistischen Beurteilung ist, ob die liechtensteinische Wirtschaft der schweizerischen vorlaufend ist. Denkbar wäre in Gleichung [13] auch noch die Berücksichtigung von exogenen Variablen ΔX_t , welche zusätzliche Erklärungskraft für die unabhängigen Variablen besitzen, aber nicht Teil der gleichgewichtigen Kointegrationsbeziehung sind.

Von grosser Bedeutung sind die Matrizen α und $\beta^{*'}$, welche zusammen die Kointegrationsbeziehung, also das langfristige Gleichgewicht, abbilden. Die Matrix $\beta^{*'}$ beschreibt die Kointegrationsbeziehungen zwischen den Variablen, in unserem Fall die realen Wachstumsraten des BIP der betrachteten vier Länder. In $\beta^{*'}$ befinden sich die Parameter der geschätzten Kointegrationsbeziehung zwischen den Niveaus der Variablen (im Vektor Y_{t-1}), welche auch Konstanten v und deterministische Trends φ beinhalten kann:

$$\beta^{*'} = \begin{bmatrix} \beta_{11} & \cdots & \beta_{1k} & v_1 & \varphi_1 \\ \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \beta_{r1} & \cdots & \beta_{rk} & v_r & \varphi_r \end{bmatrix} = [\beta' \quad v \quad \varphi]; \quad Y_{t-1} = \begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ 1 \\ t-1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ \vdots \\ y_{k,t-1} \\ 1 \\ t-1 \end{bmatrix}$$

Die Matrix α bildet die Anpassungsgeschwindigkeit ab, mit der die Variablen auf Ungleichgewichte, also auf Abweichungen von den langfristigen Kointegrations-

beziehungen, reagieren, wobei die Vorzeichen der Ladungsparameter α üblicherweise als negativ angenommen werden können, um ein stabiles System zu gewährleisten:

$$\alpha = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \cdots & \alpha_{1r} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \alpha_{k1} & \cdots & \alpha_{kr} \end{bmatrix}$$

Die genaue Spezifizierung des Fehlerkorrekturmodells in Schritt [3.], welches für den Kointegrationstest in Schritt [4.] verwendet wird, bezieht sich zum einen auf die Anzahl Verzögerungen im vektorautoregressiven Teil ($\sum_{l=1}^{p-1} \Gamma_l \Delta Y_{t-l}$).⁸² Zum anderen differieren die fünf von JOHANSEN [1995] vorgeschlagenen Modelle (wobei in der Praxis vor allem die Modellvarianten {2} bis {4} relevant sind) in den Restriktionen bezüglich den Konstanten und den deterministischen Trends. Diese Unterscheidung ist wichtig, da sie zu unterschiedlichen Schlüssen in Bezug auf Ablehnung oder Nicht-Ablehnung der Nullhypothese (Existenz von Kointegration) führen kann (vgl. AHKING [2002]). Die Modellierung sollte deshalb bestmöglich dem unterliegenden Datenprozess angepasst sein. Die fünf Modelle sind folgendermassen spezifiziert:

- Die Niveaus der Variablen weisen keinen Trend auf, die Kointegrationsbeziehung beinhaltet keine Konstante und keinen linearen Trend (Modell {1}):

$$\nu = 0, \varphi = 0; \mu = 0, \delta = 0$$

- Die Niveaus der Variablen weisen keinen Trend auf, die Kointegrationsbeziehung beinhaltet eine Konstante und keinen linearen Trend (Modell {2}):

$$\nu \neq 0, \varphi = 0; \mu = 0, \delta = 0$$

- Die Niveaus der Variablen weisen einen linearen Trend auf, die Kointegrationsbeziehung beinhaltet eine Konstante und keinen linearen Trend (Modell {3}):

$$\nu \neq 0, \varphi = 0; \mu \neq 0, \delta = 0$$

- Die Niveaus der Variablen weisen einen linearen Trend auf, die Kointegrationsbeziehung beinhaltet eine Konstante und einen linearen Trend (Modell {4}):

$$\nu \neq 0, \varphi \neq 0; \mu \neq 0, \delta = 0$$

⁸² Und bei eventuellem Vorliegen von Kointegration wird dasselbe Fehlerkorrekturmodell auch für die eigentliche Inferenz zur Untersuchung ökonomischer Sachverhalte, wie hier der Granger-Kausalität der liechtensteinischen realen BIP-Wachstumsraten gegenüber der Schweiz, verwendet.

- Die Niveaus der Variablen weisen einen quadratischen Trend auf, die Kointegrationsbeziehung beinhaltet eine Konstante und einen linearen Trend (Modell {5}):

$$\nu \neq 0, \varphi \neq 0; \mu \neq 0, \delta \neq 0$$

Die Fehlerkorrekturrepräsentation wie in Gleichung [13] stellt eine multivariate Form eines erweiterten Dickey/Fuller-Tests dar (vgl. KUNST [2012, S.59]). In einem Einheitswurzeltest ergibt der quadratische Term Sinn (in der Darstellung in Differenzen als linearer Trend), obwohl dieser Prozess keine adäquate Darstellung für die untersuchte Zeitreihe ist. Diese Spezifikation ist eben die unwahrscheinliche Kombination zweier wahrscheinlicher Modelle und stellt somit ein gutes Testvehikel für genestete Spezialfälle dar. Im Kointegrationstest wie hier wird die quadratische Komponente üblicherweise nicht berücksichtigt (also Modell {5} nicht verwendet), da das Testmodell gleichzeitig das spätere Fehlerkorrekturmodell für die eigentliche statistische Inferenz darstellt und deshalb als meist unbrauchbares Modell in einem frühen Schritt ausgeschlossen wird.

Nachdem die fünf Schritte des Kointegrationstests [1.]-[5.] in der Theorie und die fünf möglichen Modellspezifikationen der Testgleichung {1}-{5} dargestellt wurden, soll dieses Vorgehen nun Schritt für Schritt anhand der vier vorliegenden Zeitreihen durchgeführt werden:

[1.] *Alle vier Variablen sind I(1):* Bereits in Anhang A.2. wurden Einheitswurzeltests erläutert und dort schon gefolgert, dass alle vier Variablen differenzen-stationär sind.

[2.] *Lag-Länge 2 im VAR-Modell der Niveaus:* Für das VAR-Modell der differenzen-stationären Niveaus der vier Variablen scheint ein Lag-Länge von zwei sinnvoll. Bei dieser Entscheidung kam das korrigierte AIC zum Einsatz, welches in Anhang A.1. bereits vorgestellt wurde. Es wurden nur die Lag-Längen 2 und 3 verglichen. Längere sind bei der geringen Anzahl Beobachtungen (Zeitraumen 1972–2011) nicht sehr sinnvoll. Auch der Fall von nur einem Lag wurde ausgeklammert, da sich in diesem Fall das korrespondierende VECM so reduziert, dass keine Lags der Differenzen mehr beinhaltet sind, wodurch Granger-Tests nicht mehr möglich wären ($p - 1 = 0$). Das VAR-Modell mit zwei Lags ist dem Modell mit dreien überlegen.

[3.] *Modelle {3} oder {4} kommen in Betracht, {4} wird gewählt:* Da alle vier Zeitreihen in ihrer Ursprungsform einen ganz klaren positiven Trend aufweisen, fallen Modell {1} und Modell {2} weg und es kommen nur Modell {3} oder Modell {4} in Betracht, da Modell {5} generell sehr unplausibel ist. Während nach dem Pantula-Prinzip, welches in Fussnote 81 erklärt ist, von beiden Modellen eher das Modell {3} favorisiert wird, schlägt das AIC Modell {4} vor (siehe die Testresultate in TABELLE 18).

[4.] *Es kann keine Kointegration nachgewiesen werden:* Wie schon im univariaten Rahmen liegt auch hier im multivariaten Kointegrationstest der Schluss nahe, dass

keine Kointegrationsbeziehung existiert. Die Ergebnisse des Kointegrationstest sind in TABELLE 18 im Anhang A.6. abgebildet, darin sind auch die Ergebnisse für den Test im Modell mit nur der Schweiz und Liechtenstein abgebildet. Dabei wurde der Modelltyp (also Modell {3} oder {4}) nach plausiblen a-priori-Überlegungen, nach Informationskriterien und nach dem Pantula-Prinzip festgelegt und die Resultate vergleichend dargestellt.

[5.] *Fehlerkorrekturmodell nicht notwendig:* Da keine Kointegration vorzuliegen scheint, kann auf die Schätzung eines Fehlerkorrekturmodells verzichtet werden. Die Analyse des VAR-Modells der differenzierten Logarithmen ist ausreichend.

A.6. WEITERE TABELLEN UND ABBILDUNGEN

ABBILDUNG 24: Reales BIP Liechtensteins (in Mio. CHF, Basisjahr 2011) und Wachstumsraten/Zyklus

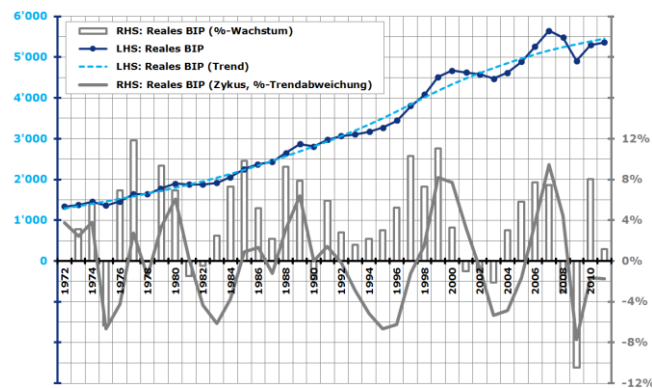


ABBILDUNG 25: Reales BIP Österreichs (in Mio. Euro, Basisjahr 2005) und Wachstumsraten/Zyklus

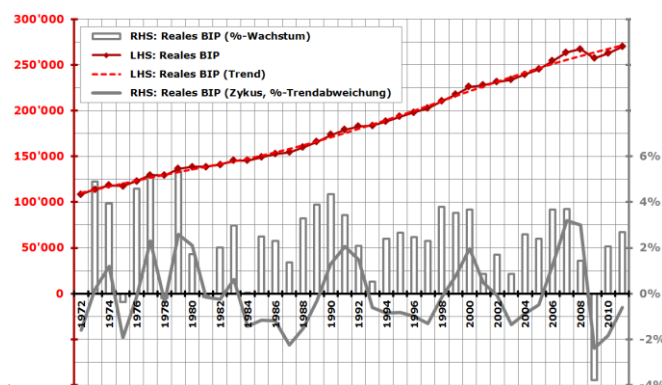


ABBILDUNG 26: Reales BIP der Schweiz (in Mio. CHF, Basisjahr 2005) und Wachstumsraten/Zyklus

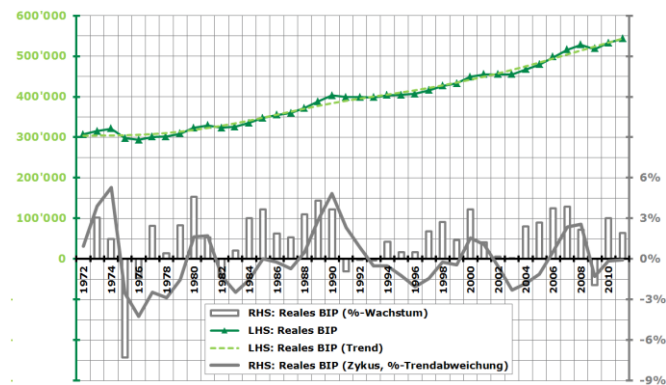


ABBILDUNG 27: Reales BIP Deutschlands (in Mio. Euro, Basisjahr 2005) und Wachstumsraten/Zyklus

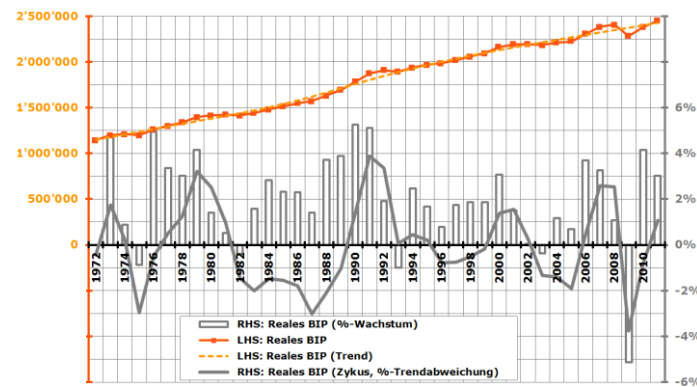


ABBILDUNG 28: Mittelwert und Volatilität des realen Volkseinkommens Liechtensteins über die Zeit

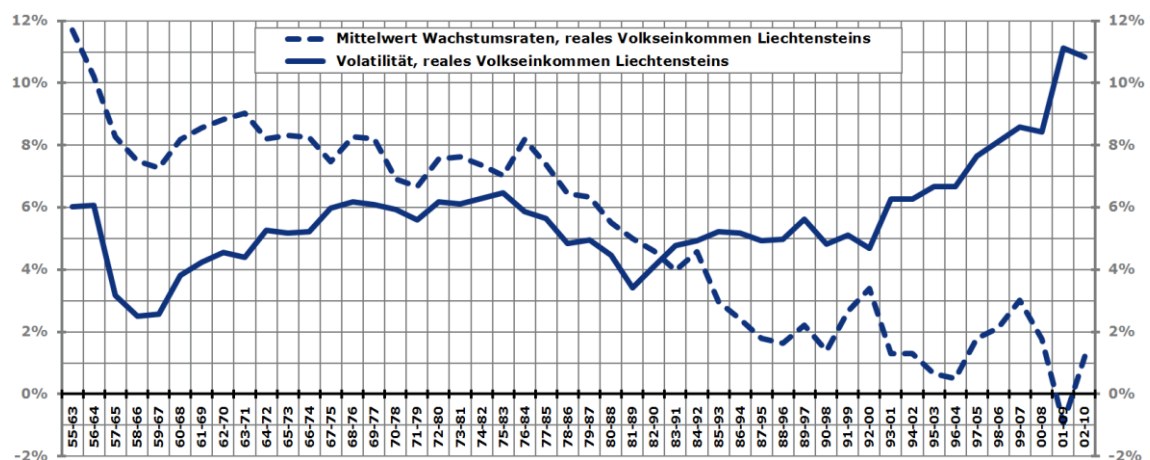


ABBILDUNG 29: Gleitende Standardabweichungen (9-Jahres-Fenster) liechtensteinischer Güterexportdaten

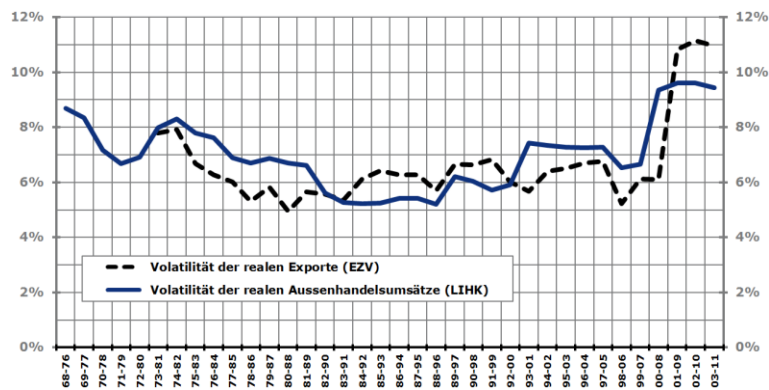


ABBILDUNG 30: Reale Bilanzgewinne und -summen der Banken in Liechtenstein

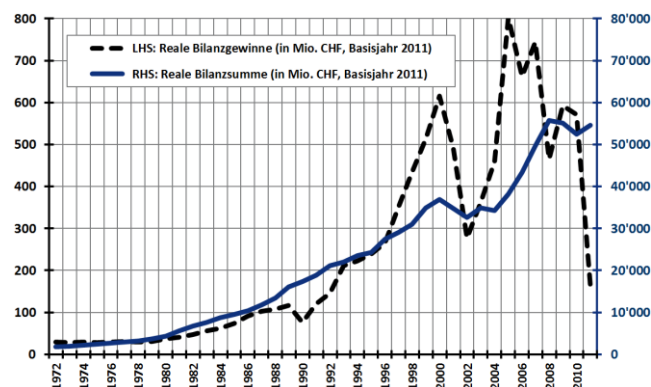


ABBILDUNG 31: Gleitende Standardabweichungen (9-Jahres-Fenster) liechtensteinischer Bankdaten

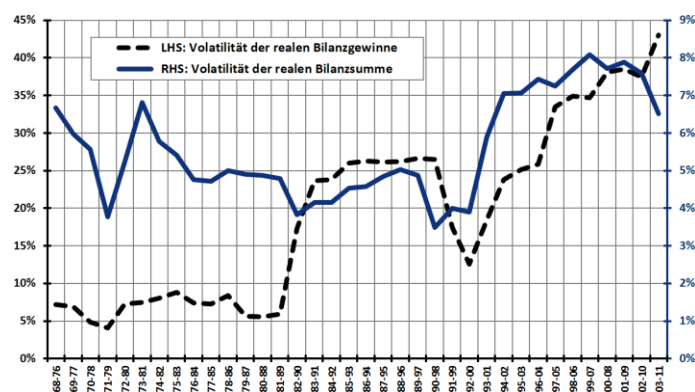


ABBILDUNG 32: Gleitende Standardabweichungen und Mittelwert (9-Jahres-Fenster) der Anzahl Beschäftigten (31.12.) in Liechtenstein

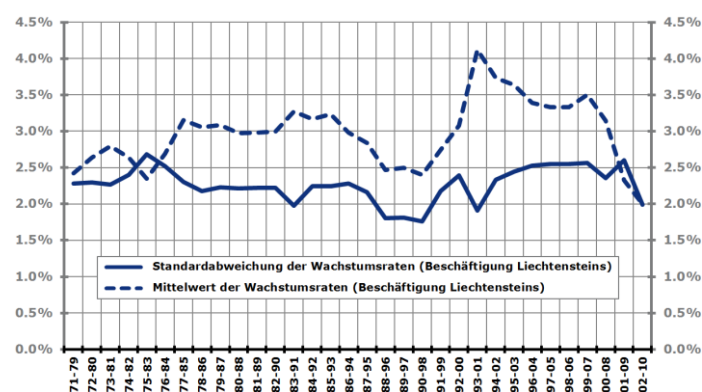


ABBILDUNG 33: Verschiedene Zeitfenster gleitender Standardabweichungen der realen BIP-Wachstumsraten in Liechtenstein

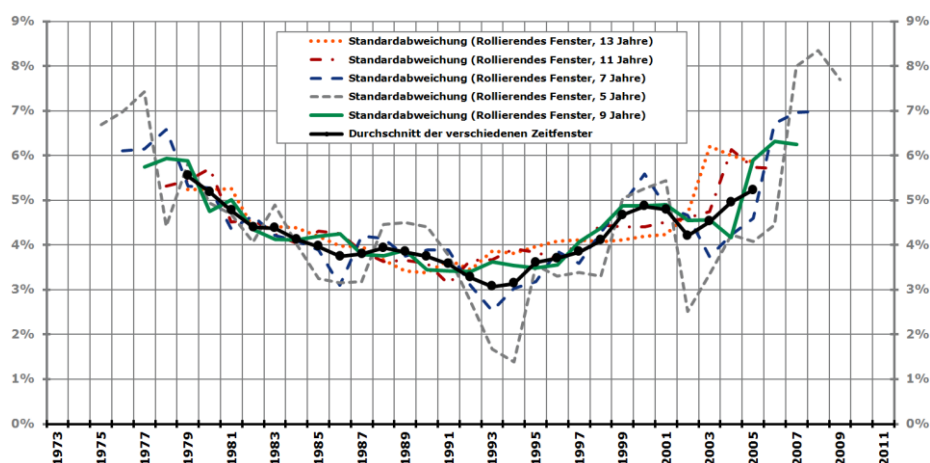


TABELLE 15: Datenquellen der verwendeten Zeitreihen

Land	Zeitreihe	Zeitraum	Datenquelle
Liechtenstein	Bruttoinlandsprodukt (nominal)	1972-1997	BRUNHART [2012b]
	Bruttoinlandsprodukt (nominal)	1998-2011	AMT FÜR STATISTIK [2012b, 2013a]
	Bruttoinlandsprodukt (real)	1972-2011	Eigene Berechnungen
	BIP-Komponenten Einkommensentstehungsseite (nominal)	1972-1997	BRUNHART [2012a]
	BIP-Komponenten Einkommensentstehungsseite (nominal)	1998-2011	AMT FÜR STATISTIK [2012b]
	BIP-Komponenten Einkommensentstehungsseite (real)	1972-2011	Eigene Berechnungen
	Bruttowertschöpfung total und nach Sektoren (nominal)	1998-2010	AMT FÜR STATISTIK [2012b]
	Volkseinkommen (nominal)	1954-2011	BRUNHART [2012b]
	Volkseinkommen (real)	1954-2011	Eigene Berechnungen
Schweiz	Bilanzsumme und -gewinn (real)	1954-2011	AMT FÜR STATISTIK [2013b] und frühere Statistische Jahrbücher
	Exportdaten (real)	1972-2011	EZV, LIHK, Amt für Statistik, eigene Berechnungen
Österreich	Bruttoinlandsprodukt (real)	1972-2011	SECO
Deutschland	Bruttoinlandsprodukt (real)	1972-2011	National Accounts Main Aggregates Data Base (United Nations)
EZV: Eidgenössische Zollverwaltung, LIHK: Liechtensteinische Industrie- und Handelskammer, SECO: Schweizerisches Staatssekretariat für Wirtschaft. Alle in diesem Papier verwendeten Daten und deren Quellen sind unter http://andreas.brunhart.com/publications abrufbar.			

ABBILDUNG 34: Abgrenzung der vier Sektoren nach NOGA 2008

Wirtschaftsbereiche	Kurzbeschreibung (nach Noga 2008 bzw. NACE Rev.2)
1. Industrie und warenproduzierendes Gewerbe	Alle Unternehmen, die in den Wirtschaftszweigen der Noga-Abschnitte B – F bzw. der Abteilungen 05 - 43 tätig sind. Hierzu zählen insbesondere die Herstellung von Nahrungsmitteln, das Druckgewerbe, die chemische Industrie, die Metallbearbeitung, der Maschinenbau, der Fahrzeugbau, die Energie- und Wasserversorgung sowie das Baugewerbe.
2. Allgemeine Dienstleistungen	Alle Einheiten der Noga-Abschnitte G – S bzw. der Abteilungen 45 - 96, jedoch ohne Finanz- und Versicherungsdienstleistungen sowie Rechts-, Steuerberatung, Wirtschaftsprüfung (Abschnitt K und Unterabschnitt MAA bzw. Abteilungen 64 - 66, 69). Typische Wirtschaftszweige im Wirtschaftsbereich Dienstleistungen sind der Handel, das Gastgewerbe, der Verkehr, die Informatik, die öffentliche Verwaltung, das Unterrichtswesen sowie das Gesundheits- und Sozialwesen.
3. Finanzdienstleistungen	Alle Unternehmen, die im Noga-Abschnitt K bzw. in den Abteilungen 64 - 66 oder im Unterabschnitt MAA bzw. in der Abteilung 69 tätig sind. Es handelt sich dabei insbesondere um die Finanz- und Versicherungsdienstleistungen, die Rechts- und Steuerberatung sowie Wirtschaftsprüfung.
4. Landwirtschaft und Haushalte	Alle Einheiten der Noga-Abschnitte A und T bzw. der Abteilungen 01 - 03 und 97 - 98. Dabei handelt es sich um die Land- und Forstwirtschaft sowie die privaten Haushalte. Zusätzlich kommen die privaten Organisationen ohne Erwerbszweck dazu, die als private sonstige Nichtmarktproduzenten den privaten Haushalten (Abschnitt T bzw. Abteilungen 97 und 98) dienen. Die erfassten Organisationen selbst sind aufgrund ihrer wirtschaftlichen Tätigkeit in den Noga-Abschnitten P bis S bzw. Noga-Abteilungen 85 - 94 klassiert.

Quelle: AMT FÜR STATISTIK [2012b, S.51]

ABBILDUNG 35: Bruttobetriebsüberschüsse und Bruttowertschöpfung Liechtensteins

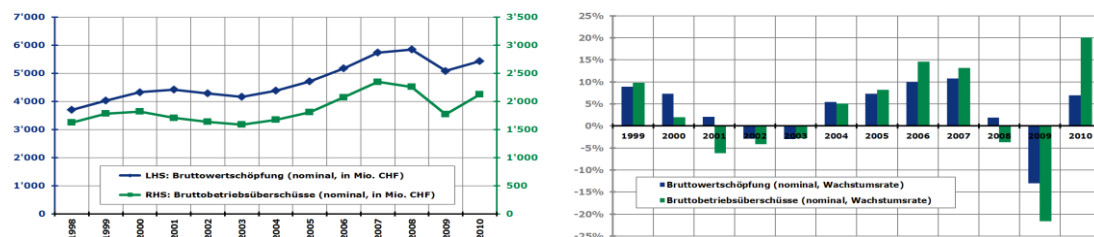


ABBILDUNG 36: Sektorale Bruttobetriebsüberschüsse und Bruttowertschöpfung Liechtensteins

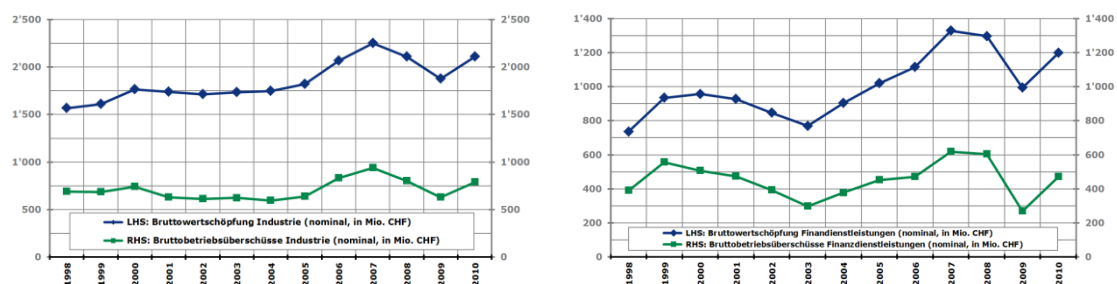
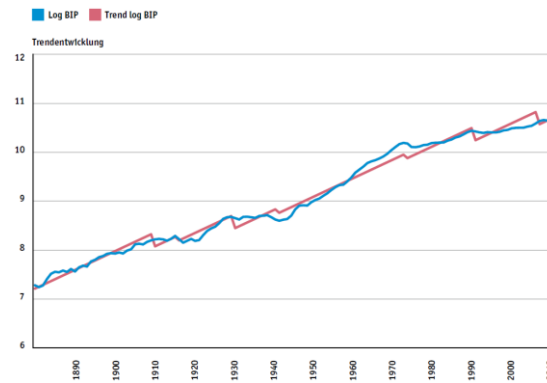
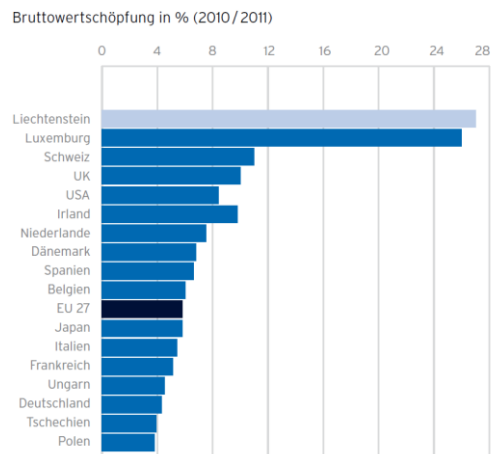


ABBILDUNG 37: Effekte von grossen Krisen auf das reale BIP der Schweiz



Quelle: JUNGE UND KUGLER [2012, S.14]

ABBILDUNG 38: Anteil des Finanzdienstleistungssektors in Prozent der Gesamtwirtschaft im internationalen Vergleich



Quelle: LIECHTENSTEINISCHER BANKENVERBAND [2012, S.7]

TABELLE 16: VAR(1)-Modell mit Schweiz und Liechtenstein (reales BIP in Δ logs)

OLS (1972-2011, N=38)	Abhängige Variable	
	$\Delta\log[BIPCH_t]$	$\Delta\log[BIPFL_t]$
Linearer Trend	0.0005***	0.0014***
$\Delta\log[BIPCH_{t-1}]$	0.0583	-0.7416*
$\Delta\log[BIPFL_{t-1}]$	0.1511**	0.3845**
Zeitdummy: 1975	-0.0863***	-0.0801*
Zeitdummy: 2009	-0.0343**	-0.1361***
R ²	0.6326	0.2315
Korrigiertes R ²	0.5881	0.1383
F-Test	14.2054***	2.4847**
Die Höhe der p-Werte ist mit Sternen markiert und beschreibt demzufolge die Signifikanz der betreffenden Schätzparameter (*: p-Wert ≤ 0.10 und > 0.05 ; **: p-Wert ≤ 0.05 und > 0.01 ; ***: p-Wert ≤ 0.01). Der p-Wert repräsentiert das niedrigste Signifikanzniveau, zu dem die Nullhypothese (der Insignifikanz des Parameters in diesem Fall) verworfen werden kann und ist eine reziproke Funktion des t-Wertes (welcher sich aus dem Quotienten des Schätzparameters und dessen Standardfehler ergibt).		

TABELLE 17: VAR(1)-Modell mit Schweiz und ihren fünf Nachbarstaaten (reales BIP in Δ logs)

VAR (1972-2011, N=38)						
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
Unabhängige Variable: $\Delta\log[BIPCH_t]$						
Konstante				0.0152***		
Linearer Zeittrend	0.0005**	0.0004***	0.0006***		0.0006***	0.0006***
$\Delta\log[BIPCH_{t-1}]$	0.0091	0.0038	-0.0210	0.1161	-0.0491	-0.0653
$\Delta\log[BIPFL_{t-1}]$	0.1469*	0.1904***	0.2482**	0.2409***	0.2515**	0.2256***
$\Delta\log[BIPA_{t-1}]$			-0.5633*	-0.2142	-0.7029*	-0.3836
$\Delta\log[BIPD_{t-1}]$			0.2743	-0.2019	0.2249	-0.4564**
$\Delta\log[BIPJ_{t-1}]$					-0.0022	0.4239
$\Delta\log[BIPF_{t-1}]$					0.2231	0.3306
Zeitdummy: 1975		-0.0874***		-0.0957***		-0.1078***
R ²	0.1702	0.5781	0.2518	0.6401	0.2631	0.7094
Korrigiertes R ²	0.1228	0.5409	0.1611	0.5838	0.1204	0.6416
AIC	-4.8314	-5.4551	-4.8296	-5.5087	-4.7395	-5.6175
AIC _c	-182.8857	-206.0829	-181.6498	-206.6209	-176.3678	-208.4991
BIC	-4.7021	-5.2828	-4.6141	-5.2501	-4.4378	-5.2727
Ganzes VAR-System						
AIC	-8.3631	-9.0222	-19.8222	-20.6856	-33.0537	-34.3526
AIC _c	-11.7926	-12.4925	-26.0834	-27.0147	-20.9762	-20.4062
BIC	-8.1045	-8.6774	-18.9603	-19.6514	-31.2437	-32.2840
Die Höhe der p-Werte ist mit Sternen markiert und beschreibt demzufolge die Signifikanz der betreffenden Schätzparameter (*: p-Wert ≤ 0.10 und > 0.05 ; **: p-Wert ≤ 0.05 und > 0.01 ; ***: p-Wert ≤ 0.01).						

TABELLE 18: Ergebnisse der multivariaten Kointegrationstests

Johansen-Prozedur	Zeit-raum	VAR-Lags ($p - 1$)	Vorgeschlagenes Modell			Anzahl Kointegrationsbeziehungen		
			A-priori	Info-Kriterien: AIC/SIC	Pantula-Prinzip: Trace/Max	A-priori	Info-Kriterien: AIC/BIC	Pantula-Prinzip: Trace/Max
FL, CH	74-11	1	{4}	{4}/{4}	{3}/{3}	0	1/1	0/0
FL, A, CH, D	74-11	1	{3} und {4}	{4}/{4}	{3}/{3}	0 und 0	1/0	0/0

TABELLE 19: Tests auf Strukturbruch nach CHOW [1960] und nach FISHER [1970]

OLS (1972-2011, N=38)	Abhängige Variable	
	$\Delta \log[BIPFL_t]$	
Konstante	0.0349***	0.0357***
AR(1)	-0.5116*	
MA(1)	0.8200***	0.1970
MA(2)		-0.4470**
Modellanpassungsgüte		
R ²	0.1131	0.1146
Korrigiertes R ²	0.0624	0.0654
AIC _c	-120.0899	-124.4946
p-Werte (F-Test/LR-Test)		
Chow-Test	0.0000/0.0000	0.0010/0.0003
Chow-Forecast-Test	0.0542/0.0022	(0.0067/0.0001)
Die Höhe der p-Werte ist mit Sternen markiert und beschreibt demzufolge die Signifikanz der betreffenden Schätzparameter (*: p-Wert ≤ 0.10 und > 0.05; **: p-Wert ≤ 0.05 und > 0.01; ***: p-Wert ≤ 0.01). Der p-Wert repräsentiert das niedrigste Signifikanzniveau, zu dem die Nullhypothese (der Insignifikanz des Parameters in diesem Fall) verworfen werden kann und ist eine reziproke Funktion des t-Wertes (welcher sich aus dem Quotienten des Schätzparameters und dessen Standardfehler ergibt). AIC_c (korrigiertes AIC): Informationskriterium nach HURVICH UND TSAI [1989]. Chow-Test, Chow-Forecast-Test: Nullhypothese „Kein Strukturbruch im Jahr 1998“		

LITERATURVERZEICHNIS

- AHKING, F. K. [2002]: „Model mis-specification and Johansen’s co-integration analysis: an application to the US money demand“, *Journal of Macroeconomics* [24]; S. 51–66.
- AKAIKE, H. [1974]: „A New Look at the Statistical Model Identification“, *IEEE Transactions on Automatic Control* [Vol. 19, Iss. 6]; S. 716–723.
- AMSTAD, M. [2000]: „Chronologie der konjunkturellen Wendepunkte der Schweiz“, *KOF-Arbeitspapier* [Nr. 52], Konjunkturforschungsstelle ETH Zürich.
- AMT FÜR STATISTIK [2012a]: „Beschäftigungsstatistik 2011“.
- AMT FÜR STATISTIK [2012b]: „Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung 2010“.
- AMT FÜR STATISTIK [2013a]: „Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung – Schätzrechnung Bruttoinlandsprodukt 2011“.
- AMT FÜR STATISTIK [2013b]: „Statistisches Jahrbuch Liechtensteins 2013“.
- ASTERIOU, D. UND S. G. HALL [2011]: „Applied Econometrics“, Palgrave Macmillan (New York, 2. Auflage).
- BAK BASEL [2013]: „The financial sector and the economy: A pillar or a burden?“, Strukturberichterstattung im Auftrag des Staatssekretariats für Wirtschaft (SECO).
- BARLEVY, G. [2004]: „The Cost of Business Cycles and the Benefits of Stabilization: A Survey“, *NBER Working Paper Series* [10926], National Bureau of Economic Research.
- BERNANKE, B. [2004]: „The Great Moderation“, Rede vor der Eastern Economic Association, Washington, 20. Februar 2004.
- BILEK-STEINDL, S. [2012]: „On the Change in the Austrian Business Cycle“, *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis* [Vol. 2012/1]; S. 1–18.
- BLANCHARD, O. UND J. SIMON [2001]: „The Long and Large Decline in U.S. Output Volatility“, *Brookings Papers on Economic Activity* [1]; S. 135–164.
- BROCKWELL, P. J. UND R. A. DAVIS [2002]: „Introduction into Time Series and Forecasting“, Springer (New York, 2. Auflage).
- BRUNHART, A. [2012a]: „Identification of Liechtenstein’s Historic Economic Growth and Business Cycles by Econometric Extensions of Economic Data Series“, *KOFL Working Papers* [No. 14], Konjunkturforschungsstelle Liechtenstein.
- BRUNHART, A. [2012b]: „Liechtensteins neuere Wirtschaftshistorie: Ergebnisse der ökonometrischen Verlängerung ökonomischer Zeitreihen“, *KOFL Economic Focus* [No. 4], Konjunkturforschungsstelle Liechtenstein.
- BRUNHART, A. [2012c]: „Liechtensteins neuere Wirtschaftshistorie: Erste Einsichten und Interpretationen der neu geschätzten Zeitreihen“, *KOFL Economic Focus* [No. 5], Konjunkturforschungsstelle Liechtenstein.

- BRUNHART, A. [2012d]: „Stock Market's Reactions to the Revelation of Tax Evasion: An Empirical Assessment“, *KOFL Working Papers* [No. 9], Konjunkturforschungsstelle Liechtenstein.
- BRUNHART, A. [2013]: „Economic Growth and Business Cycles in Liechtenstein – Econometric Investigations Considering the Past, Present, and Future“, Dissertation (Universität Wien), Winter-Industries GmbH (Berlin).
- BRUNHART, A., KELLERMANN, K. UND C.-H. SCHLAG [2012]: „Drei Phasen des Potentialwachstums in Liechtenstein“, *KOFL Working Papers* [No. 11], Konjunkturforschungsstelle Liechtenstein.
- BUNDESAMT FÜR STATISTIK [2003]: „Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung: Eine Einführung in Theorie und Praxis, Methoden und Konzepte des ESGV“.
- BURNHAM, K. P. UND D. R. ANDERSON [2004]: „Multimodel Inference. Understanding AIC and BIC in Model Selection“, *Sociological Methods & Research* [Vol. 33, No. 2]; S. 261–304.
- BURREN, D. UND K. NEUSSER [2010]: „The decline in volatility of US GDP growth“, *Applied Economic Letters* [Vol. 17]; S. 1625–1631.
- CABANILLAS, L. G. UND E. RUSCHER [2008]: „The Great Moderation in the euro area: What role have macroeconomic policies played“, *Economic Papers* [331], European Commission.
- CHATFIELD, C. [2004]: „The Analysis of Time Series: An Introduction“, Chapman & Hall (London, 6. Auflage).
- CHOW, G. [1960]: „Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions“, *Econometrica* [28]; S. 591–605.
- CLARK, T. E. [2009]: „Is the Great Moderation Over? An Empirical Analysis“, *Economic Review* [fourth quarter 2009], Federal Reserve Bank of Kansas City; S. 5–42.
- DEUTSCHE BUNDESBANK [2013]: „Bestandserhebung über Direktinvestitionen“, *Statistische Sonderveröffentlichung 10* [April 2013].
- DICKEY, D. UND W. A. FULLER [1979]: „Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root“, *Journal of the American Statistical Association* [74]; S. 427–431.
- DURBIN, J. UND G. WATSON [1950]: „Testing for serial correlation in least squares estimation, I“, *Biometrika* [Vol. 37, Iss. 3-4]; S. 409–428.
- EASTERLY, W. UND A. KRAAY [2000]: „Small States, Small Problems? Income, Growth, and Volatility in Small States“, *World Development* [Vol. 28, No. 11]; S. 2013–2027.
- EASTERLY, W., ISLAM, R. UND J. E. STIGLITZ [2001]: „Shaken and Stirred: Explaining Growth Volatility“, *Annual World Bank Conference on Development Economics* [Vol. 191].
- EICHLER, M., KÜNNEMANN, M. UND A. TORTI [2013]: „Finanzsektorgröße und Volkswirtschaft: Zu viel des Guten?“, *Die Volkswirtschaft* [5-2013]; S. 6–11.
- EISENHUT, P. [2004]: „Entwicklung und Perspektiven der Volkswirtschaft des Fürstentums Liechtenstein“, Studie im Auftrag der Regierung des Fürstentums Liechtenstein.

- ELDER, J. UND P. E. KENNEDY [2001]: „Testing for unit roots: What should students be taught?“, *Journal of Economic Education* [32]; S. 137–146.
- ENDERS, W. [1995]: „Applied Econometric Time Series“, John Wiley & Sons (Hoboken).
- ENGLE, R. F. UND C. W. J. GRANGER [1987]: „Co-integration and error-correction: Representation, estimation and testing“, *Econometrica* [Vol. 55(2)]; S. 251–276.
- FISHER, F. [1970]: „Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions: An Expository Note“, *Econometrica* [28]; S. 361–366.
- GEIER, A. [2011b]: „Konjunktur und Wachstum Teil II – Eine empirische Untersuchung für die Schweiz“, *Working Paper der Eidgenössischen Finanzverwaltung* [Nr. 17], Eidgenössische Finanzverwaltung.
- GRAFF, M. [2011]: „International business cycles: How do they relate to Switzerland?“, *KOF Working Paper* [Nr. 291], Konjunkturforschungsstelle ETH Zürich.
- GRANGER, C. W. J. [1969]: „Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods“, *Econometrica* [35]; S. 424–438.
- GRANGER, C. W. J. [1983]: „Co-Integrated Variables and Error-Correcting Models“, *UCSD Discussion Paper* [1983-13], University of California.
- GRANGER, C. W. J. UND P. NEWBOLD [1974]: „Spurious Regression in Econometrics“, *Journal of Econometrics* [2]; S. 111–120.
- HARTWIG, J. UND B. SCHIPS [2010]: „Konjunktur- und Wachstumszyklen“, *Reihe „Kompaktwissen CH“* [Band 10], Rüegger Verlage (Zürich/Chur).
- HANNAN, E. J. UND B. G. QUINN [1979]: „The Determination of the Order of an Autoregression“, *Journal of the Royal Statistical Society* [B, 41]; S. 190–195.
- HANSEN, B. E. [1992]: „Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes“, *Journal of Business and Economic Statistics* [10]; S. 321–335.
- HJELM, G. UND M. W. JOHANSSON [2005]: „A Monte Carlo study on the pitfalls in determining deterministic components in cointegrating models“, *Journal of Macroeconomics* [Vol. 27, Iss. 4]; S. 691–703.
- HODRICK, R. J. UND E. C. PRESCOTT [1997]: „Post-War Business Cycles: An Empirical Investigation“, *Journal of Money, Credit, and Banking* [Vol. 29]; S. 1–16.
- HURVICH, C. M. UND C. L. TSAI [1989]: „Regression and time series model selection in small samples“, *Biometrika* [76]; S. 297–307.
- INDERGAND, R., LEIST, S. UND K. MAHLSTEIN [2013]: „Wie konjunkturell abhängig ist die Schweiz vom Ausland?“, *Die Volkswirtschaft* [1/2-2013]; S. 4–9.
- JERGER, J. [1993]: „Das Granger-Repräsentationstheorem“, *WiSt – Wirtschaftliches Studium* [3]; S. 131–134.

- JOHANSEN, S. [1988]: „Statistical analysis of cointegration vectors“, *Journal of Economic Dynamics and Control* [12/2–3]; S. 231–254.
- JOHANSEN, S. [1992]: „Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend“, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* [54]; S. 383–397.
- JOHANSEN, S. [1995]: „Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models“, Clarendon Press (Oxford).
- JUNGE, G. UND P. KUGLER [2012]: „Die Auswirkungen der höheren Eigenkapitalanforderungen auf die Schweizer Wirtschaft“, *Die Volkswirtschaft* [10-2012]; S. 12–15.
- KELLERMANN, K. [2010]: „Too Big To Fail: Ein gordischer Knoten für die Finanzmarktaufsicht?“, *KOFL Working Papers* [No. 6], Konjunkturforschungsstelle Liechtenstein.
- KELLERMANN, K. [2011]: „Too big to fail: a thorn in the side of free markets“, *Empirica - Journal of European Economics* [38]; S. 331–349.
- KELLERMANN, K. UND C.-H. SCHLAG [2008a]: „Struktur und Dynamik der Kleinstvolkswirtschaft Liechtenstein“, *KOFL Working Papers* [No. 5], Konjunkturforschungsstelle Liechtenstein.
- KELLERMANN, K. UND C.-H. SCHLAG [2008b]: „Struktur und Dynamik der Kleinstvolkswirtschaft Liechtenstein“, *ifo Schnelldienst* [11/2008]; S. 41–46.
- KELLERMANN, K. UND C.-H. SCHLAG [2012]: „Small, Smart, Special: Der Mikrostaat Liechtenstein und sein Budget“, *KOFL Working Papers* [No. 13], Konjunkturforschungsstelle Liechtenstein.
- KELLERMANN, K. UND C.-H. SCHLAG [2013]: „Wird der Wertschöpfungsbeitrag des Finanzsektors zu hoch ausgewiesen?“, *Strukturberichterstattung, Studienreihe des Staatssekretariats für Wirtschaft (SECO) – Leistungsbereich Wirtschaftspolitische Grundlagen* [No. 50/2].
- KIM, C.-J. UND C. R. NELSON [1999]: „Has the U.S. Economy Become More Stable? A Bayesian Approach Based on a Markov-Switching Model of Business Cycle“, *Review of Economics and Statistics* [Vol. 81, No. 84]; S. 608–616.
- KIRCHGÄSSNER, G. UND J. WOLTERS [2006]: „Einführung in die moderne Zeitreihenanalyse“, Vahlen Verlag (München).
- KNOOP, T. A. [2004]: „Recessions and Depressions: Understanding Business Cycles“, Praeger Publishers (Westport).
- KOCHER, M. G. [2002]: „Very Small Countries: Economic Success Against All Odds“, *Liechtenstein Politische Schriften* [Band 35], Verlag der Liechtensteinischen Akademischen Gesellschaft (Vaduz).
- KOUTECKY, C. A. [2012]: „Einstimmiger Beweis der guten Reputation“, *Liechtensteiner Vaterland* [24.11.2012]; S.1.

- KRANZ, R. [1973]: „Beiträge zu einer liechtensteinischen Strukturpolitik unter besonderer Berücksichtigung des Fremdenverkehrs“, Dissertation (Hochschule für Welthandel, Wien).
- KUNST, R. M. [2007]: „Vector autoregressions“, Skript Universität Wien, <http://homepage.univie.ac.at/robert.kunst/var.pdf>.
- KUNST, R. M. [2009]: „Einführung in die empirische Wirtschaftsforschung“, Skript Universität Wien; <http://homepage.univie.ac.at/robert.kunst/emwi.pdf>.
- KUNST, R. M. [2011a]: „Applied Time Series Analysis – Part I“, Skript Universität Wien; <http://homepage.univie.ac.at/robert.kunst/ts1e.pdf>.
- KUNST, R. M. [2011b]: „Applied Time Series Analysis – Part II“, Skript Universität Wien; <http://homepage.univie.ac.at/robert.kunst/ts2e.pdf>.
- KUNST, R. M. [2012]: „Econometrics II – A lecture course for the Institute for Advanced Studies“, Skript Institut für Höhere Studien, Wien; <http://elaine.ihs.ac.at/~kunst/econ2.pdf>.
- KWIATKOWSKI, D. ET AL. [1992]: „Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?“, *Journal of Econometrics* [54]; S. 159-178.
- LIECHTENSTEINISCHER BANKENVERBAND [2012]: „Der Bankenplatz Liechtenstein – Ausgabe 2012“.
- LÜTKEPOHL, H. [2005]: „New Introduction to Multiple Time Series Analysis“, Springer (Berlin/Heidelberg).
- MACKINNON, J. G. [1996]: „Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests“, *Journal of Applied Econometrics* [Vol. 11]; S. 601-618.
- MACKINNON, J. G. [2010]: „Critical Values for Cointegration Tests“, *Queen's Economic Department Working Paper* [No. 1227], Queen's University.
- MACKINNON, J. G., HAUG A. A. UND L. MICHELIS [1999]: „Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration“, *Journal of Applied Economics* [14]; S. 563–577.
- MCCOLLEL, M. M. UND G. PEREZ-QUIROS [2000]: „Output Fluctuations in the United States: What Has Changed Since the Early 1980's?“, *American Economic Review* [Vol. 90, No. 5]; S. 1464–1476.
- MERKI, C. M. [2007a]: „Wirtschaftswunder Liechtenstein. Die rasche Modernisierung einer kleinen Volkswirtschaft im 20. Jahrhundert“, Chronos Verlag (Zürich).
- MERKI, C. M. [2007b]: „Kleine Staaten, grosser Erfolg? Überlegungen aus wirtschaftsgeschichtlicher Sicht“, in: LANGEWIESCHE, D. (Hrsg.), „Kleinstaaten in Europa“, *Liechtenstein Politische Schriften* [Band 42], Verlag der Liechtensteinischen Akademischen Gesellschaft (Vaduz); S. 205–222.

- MILLS, T. C. UND P. WANG [2003]: „Have Output Growth Rates Stabilised? Evidence from the G-7 Economies“, *Scottish Journal of Political Economy* [Vol. 50, No. 3]; S. 232–246.
- NELSON, C. R. UND C. I. PLOSSER [1982]: „Trends and random walks in macro-economic time series: Some evidence and implications“, *Journal of Monetary Economics* [10]; S. 139–162.
- NEUSSER, K. [2011]: „Zeitreihenanalyse in den Wirtschaftswissenschaften“, Vieweg+Teubner Verlag (Wiesbaden, 3. Auflage).
- NEWBY, W. UND K. WEST [1987]: „A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix“, *Econometrica* [55]; S. 703–708.
- NIERHAUS, N. UND J.-E. STURM [2003]: „Methoden der Konjunkturprognosen“, *ifo-Schnelldienst* [4]; S. 7–23.
- OEHRY, W. [2000]: „Der Aufbau einer Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung im Kleinstaat Liechtenstein“, Dissertation (Universität St. Gallen), GMG Verlag (Schaan).
- OKUN, A. M. [1962]: „Potential GNP: Its Measurement and its Significance“, *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section*, American Statistical Association; S. 98–103.
- PANTULA, S. G. [1989]: „Testing for Unit Roots in Time Series Data“, *Econometric Theory* [Vol. 5, No. 2]; S. 256–271.
- PHILLIPS, P. C. B. UND B. E. HANSEN [1990]: „Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes“, *Review of Economic Studies* [57]; S. 99–125.
- PHILLIPS, P. C. B. UND S. OULIARIS [1990]: „Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration“, *Econometrica* [Vol. 58, No. 1]; S. 165–193.
- PHILLIPS, P. C. B. UND P. PERRON [1988]: „Testing for a unit root in time series regression“, *Biometrika* [Vol. 75, Iss. 2]; S. 335–346.
- PRETTNER, K. UND R. M. KUNST [2012]: „The dynamic interrelations between unequal neighbors: an Austro-German case study“, *Empirical Economics* [43]; S. 741–761.
- SCHNETZLER, H. [1966]: „Beiträge zur Abklärung der Wirtschaftsstruktur des Fürstentums Liechtenstein“, Dissertation (Hochschule St. Gallen).
- SCHLAG, C.-H. [2004]: „Wachstum und Konjunktur im Fürstentum Liechtenstein - Ein internationaler Vergleich“, *KOFL Working Papers* [No. 1], Konjunkturforschungsstelle Liechtenstein.
- SCHLAG, C.-H. [2011]: „Verhaltene Dynamik der Liechtensteiner Wirtschaft“, *KOFL Konjunkturbericht 2011*, Konjunkturforschungsstelle Liechtenstein.
- SCHWARZ, G. [1978]: „Estimating the dimension of a model“, *Annals of Statistics* [6]; S. 461–464.
- SIMON, S. [2006a]: „Der Kleinstaat Liechtenstein im Zeitalter der Globalisierung – Bestandsaufnahme und Implikationen“, *Beiträge Liechtenstein-Institut* [34/2006].

- SIMON, S. [2006b]: „Zukunftsfähige Wirtschaftsentwicklung von Kleinstaaten“, *Beiträge Liechtenstein-Institut* [37/2006].
- SIMS, C. A. [1972]: „Money, Income and Causality“, *American Economic Review* [62]; S. 540–552.
- SIMS, C. A. [1980]: „Macroeconomics and Reality“, *Econometrica* [48(1)]; S. 1–48.
- STOCK, J. H. UND M. W. WATSON [2002]: „Has the business cycle changed and why?“, *NBER Macroeconomics Annual* [Vol. 17], National Bureau of Economic Research; S. 159–218.
- STOCK, J. H. UND M. W. WATSON [2005]: „Understanding changes in international business cycle dynamics“, *Journal of the Economic Association* [3(5)]; S. 968–1006.
- SUMMERS, P. M. [2005]: „What Caused The Great Moderation? Some Cross-Country Evidence“, *Economic Review* [Third Quarter 2005], Federal Reserve Bank of Kansas City.
- THORHALLSSON, B. [2010]: „The Icelandic Crash and its Consequences: A Small State without Economic and Political Shelter“, in: STEINMETZ, R. UND A. WIVEL (Hrsg.), „Small States in Europe, Challenges and Opportunities“; S. 199–214.
- TICHY, G. [1993]: „Konjunktur: Stilisierte Fakten, Theorie, Prognose“, Springer-Verlag (Berlin/Heidelberg).
- TILLE, C. [2010]: „Finanzplatz Schweiz: Eine makroökonomische Analyse“, *Die Volkswirtschaft* [4-2010]; S. 12–14.
- VOGELVANG, B. [2005]: „Econometrics: Theory and Applications With Eviews“, Financial Times Press (New Jersey).
- WHITE, H. [1980]: „A Heteroskedastic-Consistent Covariance Matrix and a Direct Test of Heteroskedasticity“, *Econometrica* [48]; S. 817–838.