

Brunhart, Andreas

Working Paper

Der neue Konjunkturindex "KonSens": Ein gleichlaufender, vierteljährlicher Sammelindikator für Liechtenstein

Arbeitspapiere Liechtenstein-Institut, No. 62 (2019)

Suggested Citation: Brunhart, Andreas (2019) : Der neue Konjunkturindex "KonSens": Ein gleichlaufender, vierteljährlicher Sammelindikator für Liechtenstein, Arbeitspapiere Liechtenstein-Institut, No. 62 (2019), Liechtenstein-Institut, Barend, Liechtenstein, <https://doi.org/10.13091/li-ap-62>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/225261>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

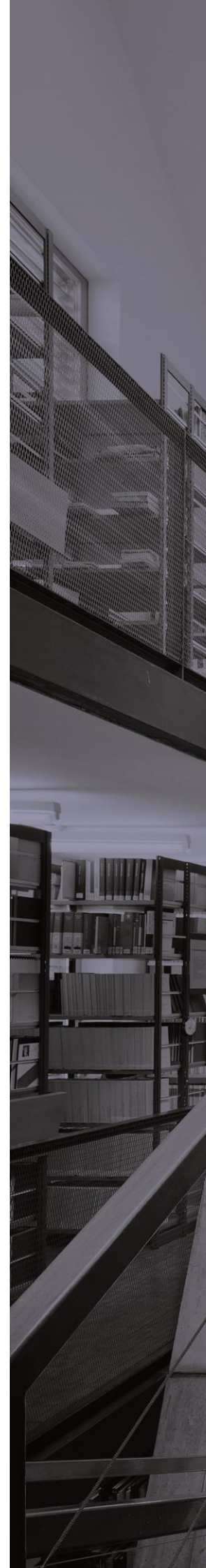
Andreas Brunhart

**DER NEUE KONJUNKTURINDEX
„KONSENS“:
EIN GLEICHLAUFENDER, VIERTELJÄHRLICHER
SAMMELINDIKATOR FÜR LIECHTENSTEIN**

Arbeitspapiere Liechtenstein-Institut Nr. 62 (2019)



LIECHTENSTEIN-INSTITUT



Autor:

Andreas Brunhart, PhD
Forschungsleiter (Wirtschaft) am Liechtenstein-Institut
andreas.brunhart@liechtenstein-institut.li

Mitarbeit:

Elias Hasler, BSc
Studentischer Mitarbeiter (Wirtschaft) am Liechtenstein-Institut

Arbeitspapiere Liechtenstein-Institut Nr. 62 (2019)

Fachbereich Wirtschaft

<http://dx.doi.org/10.13091/li-ap-62>

Die Verantwortung für die Arbeitspapiere liegt bei den jeweiligen Autoren.

© Liechtenstein-Institut 2019

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

ABSTRACT

Liechtenstein's business cycle data base is scarce, the frequency mostly low and the publication lag sometimes large: The GDP is only available on annual basis and with a lag of 15 months. The composite (coincident) business cycle index presented in this paper, the "KonSens" (short for "Konjunktur-Sensor", which is German for "business cycle sensor"), provides a quarterly common business cycle signal for Liechtenstein ("business cycle as a consensus") by applying a principal components aggregation of 16 individual business cycle indicators. This provides a valuable complement to the ordinary business cycle definition, which solely concentrates on the cyclical trend deviation of a single economic aggregate (typically GDP output gap). Additionally, the KonSens represents an aggregate economic business cycle signal with faster access, higher frequency, good reliability and easy interpretation. Besides extending Liechtenstein's business cycle analysis, it also improves the forecasting base – not only for Liechtenstein, but perhaps also for Switzerland (as Liechtenstein features a statistically significant business cycle lead to Switzerland). The KonSens could also serve as model for other (very) small countries that experience similar data restrictions or for autonomous territories, sub-national regions or even cities.

Keywords: Liechtenstein, Business Cycle Analysis, Business Cycle Index, Composite Indicator, Seasonal Adjustment, Principal Components Analysis

JEL classification: C01; C32; E32

Die Basis konjunkturell relevanter Daten ist für Liechtenstein spärlich, zudem ist die Publikationsverzögerung teilweise hoch und die Frequenz oft tief. Das BIP liegt nur auf Jahresbasis vor und weist eine Publikationsverzögerung von 15 Monaten auf. Im vorliegenden Papier wird durch die Erarbeitung eines vierteljährlichen Konjunkturindex „KonSens“ („Konjunktursensor“) ein gemeinsames konjunkturelles Signal („Business Cycle as a Consensus“) generiert. Dies geschieht per Hauptkomponentenanalysen-Aggregation von 16 liechtensteinischen, konjunkturellen Einzelindikatoren, die zeitnah und auf Quartalsbasis zur Verfügung stehen. Dadurch wird eine wertvolle Ergänzung zum üblichen Konjunkturbegriff bereitgestellt, der sich meistens nur auf die zyklische Trendabweichung einer einzelnen Wirtschaftsreihe stützt (üblicherweise der BIP-Produktionslücke). Der KonSens schafft ein gesamtwirtschaftliches Konjunktursignal mit schnellerer Verfügbarkeit, höherer Frequenz, guter Verlässlichkeit und einfacher Interpretation sowie eine breiter abgestützte konzeptionelle analytische Grundlage als bis anhin verfügbar. Er verbessert darauf aufbauend die liechtensteinische Konjunkturanalyse und damit auch die Prognosebasis, sowohl für Liechtenstein wie möglicherweise auch für die Schweiz (gegenüber der die liechtensteinische Volkswirtschaft einen signifikanten Konjunkturvorlauf aufweist). Der KonSens könnte auch für andere Klein(st)staaten, welche ähnliche Datenrestriktionen kennen, oder für autonome Gebiete, subnationale Regionen und gar Städte als Vorbild dienen.

Schlüsselwörter: Liechtenstein, Konjunkturanalyse, Konjunkturindex, Sammelindikator, Saisonbereinigung, Hauptkomponentenanalyse

JEL-Klassifikation: C01; C32; E32

INHALTSVERZEICHNIS

ABKÜRZUNGSVERZEICHNIS	5
1. VORBEMERKUNGEN: MOTIVATION UND NUTZEN DES KONSENS	6
2. EXKURS „KONJUNKTUR“: DEFINITION UND MESSUNG	9
2.1. Definitionen von Konjunktur	12
2.2. Konjunkturindikatoren	13
3. AUFBAU UND METHODIK DES KONSENS	16
4. ERSTE BERECHNUNG UND ERGEBNISSE	21
5. SCHLUSSFOLGERUNGEN UND AUSBLICK	24
ANHANG	27
A.1. TRANSFORMATIONEN DER DATENREIHEN	27
A.1.1. Quartalisierung	28
A.1.2. Deflationierung	28
A.1.3. Isolierung der konjunkturellen Komponente	29
A.1.3.1. <i>Saison-/Kalenderbereinigung</i>	31
A.1.3.2. <i>Trendbereinigung</i>	37
A.1.4. Aggregation	40
A.2. VERWENDETE INDIKATOREN	46
A.3. ZUSÄTZLICHE ABBILDUNGEN UND AUSWERTUNGEN	51
A.3.1. Revisionsanalyse KonSens	51
A.3.2. Grafische Vergleiche des KonSens	52
A.3.3. KonSens und dessen Einzelindikatoren	53
A.3.4. KonSens-Vergleich: Wachstumsraten vs. Trendabweichungen	54
LITERATURVERZEICHNIS	57

ABKÜRZUNGSVERZEICHNIS

AHV	Liechtensteinische Alters- und Hinterlassenenversicherung
AMS	Arbeitsmarktservice Liechtenstein
ARMA	Autoregressive Moving Average Model
ARIMA	Autoregressive Integrated Moving Average Model
AS	Liechtensteinisches Amt für Statistik
AHV	Alters- und Hinterlassenenversicherung
BfS	Schweizerisches Bundesamt für Statistik
BIP	Bruttoinlandsprodukt
CFNAI	Chicago FED National Activity Index
ESVG	Europäisches System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen
EUK	Europäische Kommission
EZV	Eidgenössische Zollverwaltung
FAK	Liechtensteinische Familienausgleichskasse
FED	Federal Reserve System (US-Zentralbank)
FL	Fürstentum Liechtenstein
HP	Filter/Zyklus/Trend nach HODRICK UND PRESCOTT [1997]
IV	Liechtensteinische Invalidenversicherung
KOF	Konjunkturforschungsstelle der ETH Zürich
KOFL	Konjunkturforschungsstelle Liechtenstein
KonSens	Konjunktur-Sensor
LIHK	Liechtensteinische Industrie- und Handelskammer
LIK	Landesindex für Konsumentenpreise (Schweiz)
LKW	Liechtensteinische Kraftwerke
LLB	Liechtensteinische Landesbank
NOGA	Allgemeine schweizerische Systematik der Wirtschaftszweige („Nomenclature Générale des Activités économiques“)
OECD	Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung („Organisation for Economic Co-operation and Development“)
RegARIMA	SARIMA-Modelle in Kombination mit zusätzlichen Regressoren
SARIMA	Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average Model
SEATS	Signal Extraction in ARIMA Time Series
SECO	Staatssekretariat für Wirtschaft („Secrétariat d’Etat à l’économie“)
SNB	Schweizerische Nationalbank
TRAMO	Time series Regression with ARIMA noise, Missing values and Outliers
UN	United Nations
VPB	Verwaltungs- und Privatbank AG

1. MOTIVATION UND NUTZEN DES KONSENS¹

Die Konjunktur- und die Wachstumsanalyse sind wichtige Bestandteile der volkswirtschaftlichen Forschung, deren Ergebnisse für Politik, Verwaltung und Unternehmen von unmittelbarer Relevanz sind. Ziel der Konjunkturanalyse ist es, den Konjunkturverlauf möglichst zutreffend und zeitnah zu beschreiben und zu erklären. Im Unterschied dazu widmet sich die Wachstumsanalyse der langfristigen volkswirtschaftlichen Entwicklung und macht so Veränderungen bezüglich des Wachstums der gesamten Volkswirtschaft oder einzelner Segmente sichtbar. Durch die Wachstumsanalyse lassen sich weitere Phänomene untersuchen, wie beispielsweise Strukturwandel innerhalb einer Volkswirtschaft. Für Wirtschaft, Wirtschaftspolitik und wissenschaftliche Konjunkturanalyse ist es von grosser Bedeutung, möglichst genau und früh zu wissen, an welchem Punkt eines Konjunkturzyklus sich die Wirtschaft gerade befindet. Ähnlich wie bei Wetterprognosen stellt die richtige Analyse der Vergangenheit und der aktuellen Lage eine essenzielle Voraussetzung für die Einschätzung der zukünftigen Entwicklung dar – eine Aufgabe, die aus verschiedenen Gründen schwieriger ist als in der öffentlichen Diskussion oft wahrgenommen.² Im Gegensatz zur vergleichsweise eindeutig bestimmbareren aktuellen Wettersituation ist es oft umstritten und nicht einfach festzustellen, in welcher konjunkturellen Phase die Wirtschaft sich gerade befindet (oder gerade befunden hat). Die momentan verfügbare Datenbasis in Liechtenstein erschwert dies noch; beispielsweise liegt das BIP erst mit über einem Jahr Verzögerung vor und zudem nicht unterjährig.³ Zudem ist die einseitige Abstützung auf schweizerische

¹ Der Autor dankt Elias Hasler (Liechtenstein-Institut) für die Mitarbeit am KonSens (Gegenrechnungen nach Vieraugenprinzip sowie weitere unterstützende Arbeiten, Datenerhebungen und Berechnungen). Für Datenlieferungen geht ein Dank an das Amt für Statistik (zudem für Feedback zur KonSens-Präsentation), die Steuerverwaltung und die Liechtensteinischen Kraftwerke. Dank geht auch an Martin Geiger (Liechtenstein-Institut) für wertvolle Kommentare zu diesem Manuskript. Zudem bedankt sich das Liechtenstein-Institut bei der Liechtensteinischen Regierung für die Anschubfinanzierung des KonSens-Projektes. Einige Textstellen und Ausführungen dieses Kapitels basieren auf BRUNHART [2013a, S. 119–172] (siehe hierzu auch Fussnote 4). Der Datenstand für dieses Papier ist das 1. Quartal 2019.

² Schlagworte für diese Probleme sind: Publikationsverzögerung („Lags“) von Daten, Datenrevisionen, Endpunktproblematik statistischer Verfahren, kurzfristig schwer erkennbare Strukturbrüche, Messfehler und Ausreisser wirtschaftlicher oder messtechnischer Natur, welche erst langfristig erkennbar werden.

³ Die wichtigsten konjunkturrelevanten Datenquellen werden vom Amt für Statistik (Statistisches Jahrbuch, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung, Bankstatistik, Steuerstatistik, Finanzstatistik, Lohnstatistik, Beschäftigungsstatistik, etc.), der Eidgenössischen Zollverwaltung (Güterexporte/-importe) und der Finanzmarktaufsicht Liechtenstein publiziert. Die Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung (VGR) für Liechtenstein liegt erst seit 1998 vor, in BRUNHART [2013a] wurden jedoch Rückschätzungen für das BIP (bis 1972 zurück) und das Volkseinkommen (bis 1954 zurück) durchgeführt, welche auch ins Statistische Jahrbuch aufgenommen wurden. Die VGR erscheint jeweils Anfang Dezember und weist also eine Publikationsverzögerung von 23 Monaten auf. Gründe für die hohe Publikationsverzögerung der liechtensteinischen VGR liegen einerseits in den sehr begrenzten finanziellen und personellen Ressourcen des Amtes für Statistik und andererseits darin, dass man sich auch deshalb nahvollziehbarerweise für eine „schlanke“ Erhebungs- und Berechnungsmethode via Steuerdaten entschieden hat, welche natürlich nur mit einer gewissen Verzögerung vorliegen können. Dabei wollte man auch die Belastung der Unternehmen mit Zusatzbefragungen tief halten. Im März publiziert das Amt für Statistik aber jeweils eine BIP-Schätzrechnung, wodurch die Publikationsverzögerung für die wichtigste VGR-Kennzahl auf 15 Monate reduziert wird. Bis zur Schliessung der Konjunkturforschungsstelle Liechtenstein (KOFL) Ende 2014 publizierte diese eine BIP-Schnellschätzung, welche eine Publikationsverzögerung von etwa zwei Monaten aufwies und eine BIP-Prognose. Auch das Liechtenstein-Institut publiziert immer wieder Daten

Indikatoren nicht optimal (u.a. wegen dem in BRUNHART [2017a und 2018] nachgewiesenen, statistisch signifikanten Konjunkturvorlauf Liechtensteins gegenüber der Schweiz). Vor diesem Hintergrund möchte das Liechtenstein-Institut die angewandte Wirtschaftsforschung ausbauen und eine unabhängige, systematische und nachhaltige Konjunktur- und Wachstumsanalyse für Liechtenstein etablieren. Eine Kombination verschiedener Instrumente soll dabei einen regelmässigen, breit abgestützten Output im Sinne einer auf Liechtenstein massgeschneiderten, wissenschaftlich fundierten Wachstums- und Konjunkturanalyse sichern (siehe Kapitel 5 zu den geplanten Aktivitäten).

Konjunkturindikatoren spielen in der Analyse und Prognose der konjunkturellen Entwicklung eine sehr wichtige Rolle. Dabei ist nicht nur die jeweilige Entwicklung der einzelnen Variablen, wie zum Beispiel des realen BIP oder der Arbeitslosigkeit, von Bedeutung. Es kann auch aufschlussreich sein zu untersuchen, in welche gemeinsame Richtung sich diese bewegen. Der Konjunkturindex KonSens, der im vorliegenden Papier vorgestellt wird⁴, stellt einen unterjährigen, gleichlaufenden, konjunkturellen Sammelindex für Liechtensteins Wirtschaft dar, der verschiedene einzelne Indikatoren sehr zeitnah in sich vereint und damit ein gänzlich neues Instrument für Liechtenstein darstellt. Er fasst 16 verschiedene Datenreihen mit konjunktureller Relevanz für Liechtenstein zusammen und bündelt empirisch verschiedene – teils auch widersprüchliche – Signale zu einem einheitlichen Bild. Der Name „KonSens“ spiegelt zum einen die Vorstellung des Konjunkturzyklus als Konsens aus verschiedenen einzelnen konjunkturellen Impulsen. Der von BURNS UND MITCHELL [1946] geprägte Ausdruck „Business Cycle as a Consensus“ beschreibt eine Sichtweise, welche sich schon früh bei Ökonomen, die sich mit Konjunktur beschäftigten, manifestierte. In der Tradition dieser Vorstellung, welche vor allem vom National Bureau of Economic Research (NBER) propagiert wurde und wird, merkte auch MOORE [1950, S. 13] als weiterer Pionier auf diesem Gebiet an: „Most economic activities, on any reasonable definition, expand and contract roughly in unison. This consensus can be demonstrated in various ways.“ Zum anderen ist der Name „KonSens“ die Abkürzung für „Konjunktur-Sensor“, also für einen Sammelindikator, der als Sensor für die konjunkturelle Lage der liechtensteinischen Volkswirtschaft dienen soll (ähnliche Sammelindikatoren werden in Kapitel 2.2. erläutert).

Durch den KonSens wird ein gesamtwirtschaftlicher Konjunkturindikator⁵ geschaffen, der früher, häufiger und zuverlässiger als sonst übliche Messzahlen für makroökonomische Aktivität zur Verfügung steht. Er erreicht eine Zusammenfassung von verschiedenen Konjunkturindikatoren aus verschiedenen Bereichen und in divergierenden Dimensionen

(Erhebungen/Schätzungen) mit volkswirtschaftlicher Relevanz; dies soll in Zukunft noch weiter intensiviert und institutionalisiert werden (siehe dazu Kapitel 5).

⁴ Viele Grundlagen des KonSens gehen auf das zweite Kapitel der Dissertation des Autors (BRUNHART [2013a]) zurück. Der KonSens wurde seit damals aber in Bezug auf Methodik und Zusammensetzung nochmals einmal grundlegend überarbeitet und aktualisiert.

⁵ Dabei steht die Messung der konjunkturellen Schwankungen frei vom langfristigen Wachstumstrend, von eventuellen Saisoneinflüssen und von kalenderbedingten Fluktuationen im Vordergrund, so wie dies in der Konjunkturforschung üblicherweise der Fall ist (siehe Kapitel 2).

oder Masseinheiten. Gegenüber der Fokussierung auf einzelne Konjunkturindikatoren hat die Verwendung eines Sammelindikators wie des KonSens aber auch direkte methodische und statistische Vorteile: Die Volatilität – die im Klein(st)staat Liechtenstein üblicherweise sehr hoch ist – wird reduziert, einander ergänzende Informationen werden kombiniert und es wird eine bessere Übertragung von konjunkturellen Impulsen erreicht.

Der KonSens liefert also wertvolle konjunkturrelevante Hinweise zur wirtschaftlichen Lage Liechtensteins, indem er das aufwendige Studium verschiedener Daten aus unterschiedlichen Quellen und Publikationen vereinfacht: Der KonSens bildet eine Zeitreihe, welche für jedes Quartal einen einzigen Datenpunkt als Indikator zur Konjunkturentwicklung generiert. Eine solche Quartalszeitreihe kann als konjunkturelle Kapazitätsauslastung (Boom/Rezession, Kontraktion/Expansion etc.) der Gesamtwirtschaft interpretiert werden. Er gibt damit für jedes Quartal Auskunft, wie sich die Konjunktur im Vergleich zu den vorherigen Quartalen (bis 1998 zurück) entwickelt hat und ob die Konjunktur im langfristigen Vergleich im entsprechenden Quartal über- oder unterdurchschnittlich ist. Der standardisierte Index (Mittelwert 0, Standardabweichung 1) und damit einfach zu interpretierende KonSens-Wert liefert den Medien, der öffentlichen Verwaltung, Aufsichtsbehörden, politischen Entscheidungsträgern, Verbänden, Unternehmungen, der ökonomischen Forschung und der breiten interessierten Öffentlichkeit zeitnah wichtige Informationen zum Konjunkturverlauf in Liechtenstein.⁶ In Form des KonSens entsteht zudem eine zentrale Referenzreihe für eine quantitative oder qualitative Prognose (siehe dazu Kapitel 5) und kann direkt für Monitorings und Untersuchungen über die Konjunkturanalyse im engeren Sinne hinaus verwendet werden (z. B. für makroprudenzielle Aufsicht der Finanzmarktaufsicht Liechtensteins). Der bereits angesprochene konjunkturelle Vorlauf Liechtensteins gegenüber der Schweiz kann den KonSens aber auch für die Prognose der schweizerischen Volkswirtschaft wertvoll machen. Zudem könnte er auch für andere Kleinstaaten, die ebenfalls über eine dünne Datenbasis verfügen oder eine hohe Publikationsverzögerung wichtiger Kennzahlen wie des BIP aufweisen, als Vorbild dienen. Dasselbe gilt für autonome Gebiete, sub-nationale Einheiten (Regionen, Kantone etc.) oder auch Städte.

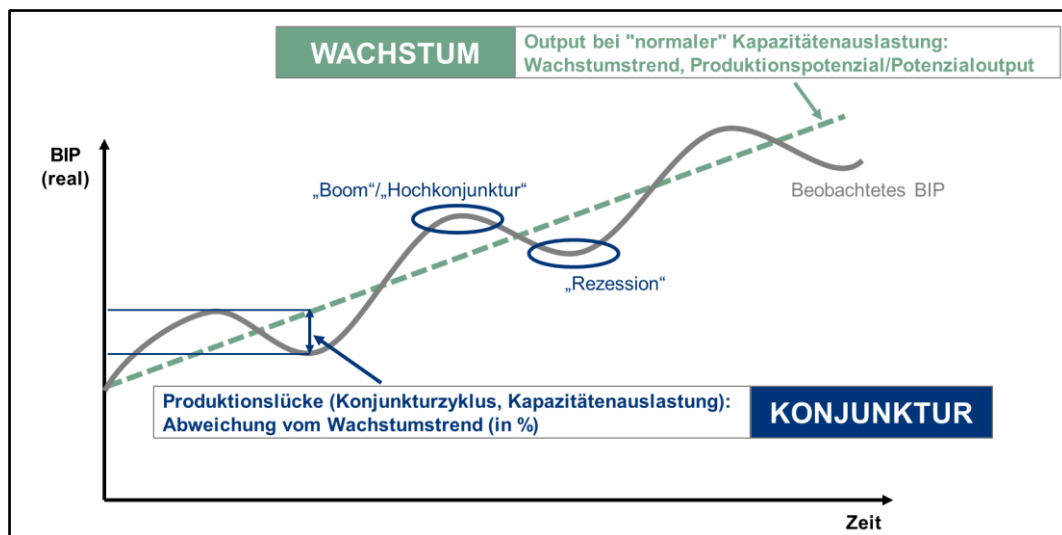
Im nächsten Kapitel wird zunächst der Begriff „Konjunktur“ behandelt und dann sollen verschiedene Definitionen und Begrifflichkeiten in diesem Zusammenhang beleuchtet werden. Das dritte Kapitel befasst sich mit den einzelnen Schritten für die Berechnung des KonSens. Im vierten Kapitel werden die ersten Resultate für den KonSens präsentiert und kommentiert. Nach der Conclusio werden im Anhang die relevanten statistischen und mathematischen Verfahren, welche für die Berechnung des KonSens verwendet werden, dargestellt. Zudem finden sich dort noch weiterführende Erläuterungen zu den Einzelindikatoren des KonSens und zusätzliche Auswertungen.

⁶ Die relevanten Informationen werden sowohl in deutscher als auch englischer Sprache publiziert und über www.liechtenstein-institut.li/konsens kostenlos zur Verfügung gestellt.

2. EXKURS: „KONJUNKTUR“ – DEFINITION UND MESSUNG

Für die Konjunkturanalyse und -prognose steht der mittel- und vor allem der kurzfristige Horizont, also die hochfrequente Schwingung, im Zentrum des Interesses. Langfristiges Wirtschaftswachstum wird von der Wachstumstheorie abgedeckt, nicht von der Konjunkturforschung. Zur vereinfachten grafischen Veranschaulichung dieser Trennung soll Abbildung 1 dienen: Darauf sieht man den stilisierten wirtschaftlichen Output einer Volkswirtschaft, der zwar kurvenartig schwankt, langfristig aber stetig ansteigt. Während die durchgezogene gerade Linie die langfristige Wachstumstendenz darstellt, bildet die geschwungene Kurve den tatsächlich beobachtbaren Output, üblicherweise durch das BIP gemessen. Die Differenz zwischen der Geraden und der Kurve kann als Konjunktur verstanden werden. Liegt die Kurve oberhalb der Geraden, ist man in einer konjunkturell aktiven Phase (Boom), im gegenteiligen Fall ist die wirtschaftliche Aktivität unterdurchschnittlich (Rezession). Während sich Wachstumsökonomien also mit den Ursachen für den langfristig wachsenden Trend (in diesem Zusammenhang kann man den Trend als Potenzialoutput⁷ – oft auch Produktionspotenzial genannt – verstehen) auseinandersetzen, befasst sich die Konjunkturforschung mit den Schwingungen um den langfristigen Trend, also mit dem Konjunkturzyklus.

Abbildung 1: Output (BIP), Konjunktur und langfristiger Wachstumstrend im Zeitverlauf



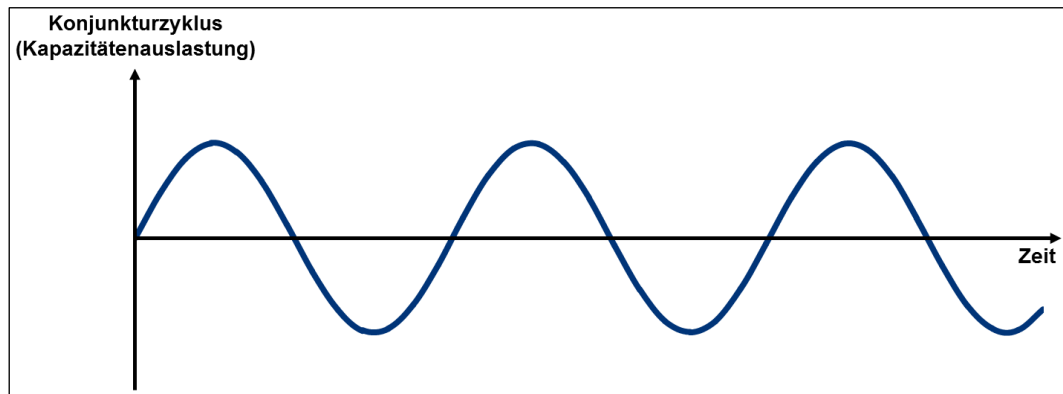
Quelle: Eigene Darstellung.

Ein Inhalt der Konjunkturforschung ist es also, die kurzfristige zyklische Bewegung von ihrem langfristigen Wachstumstrend zu trennen. Eliminiert man mit einem geeigneten

⁷ Als Hauptursache des langfristigen Wachstums des Potenzialoutputs werden in der Wachstumstheorie meistens der technologische Fortschritt und ein steigendes Bildungsniveau genannt. Diese Faktoren haben eine gesteigerte Produktivität (pro Kopf) zur Folge.

Verfahren den Trend, erhält man den Konjunkturzyklus als um den Potenzialoutput, welcher den normalen Output bei Vollbeschäftigung (Beschäftigung ohne konjunkturell bedingte Arbeitslosigkeit) repräsentiert, schwingende Amplitude. Die konjunkturelle Differenz zwischen der Kurve und der Gerade kann auch als Produktionslücke oder volkswirtschaftliche Kapazitätsauslastung bezeichnet werden.

Abbildung 2: Konjunkturelle Schwingung (Produktionslücke), nach Bereinigung des Wachstumstrends



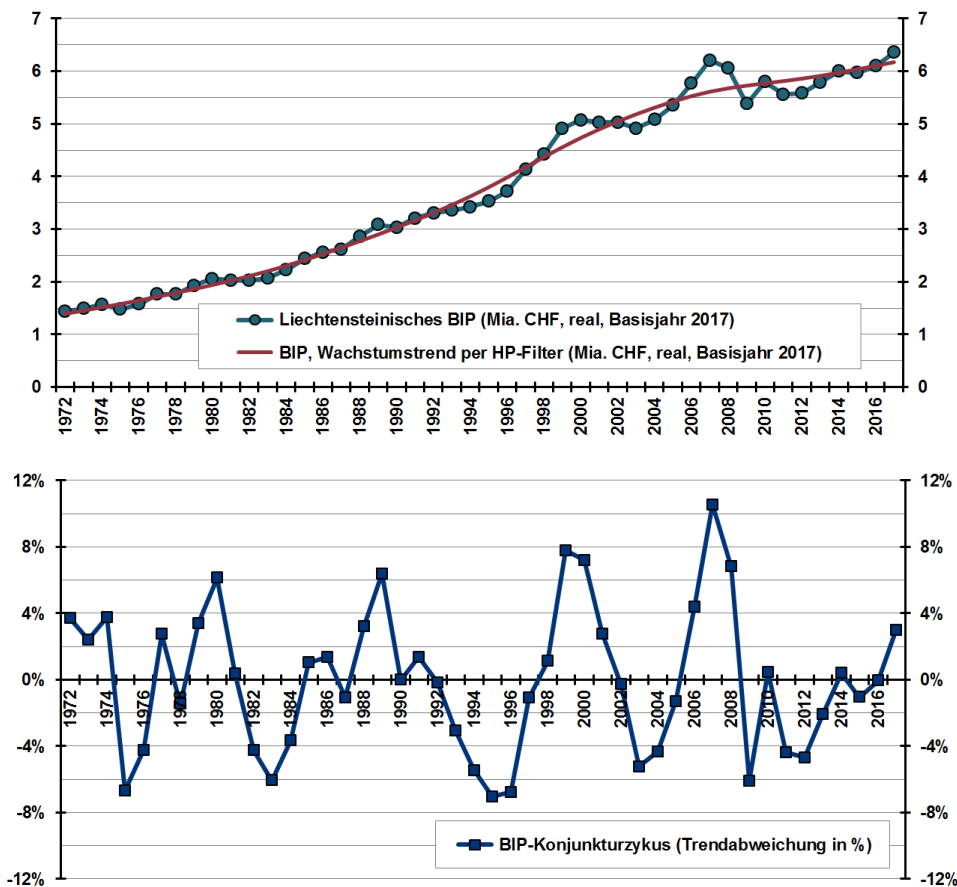
Quelle: Eigene Darstellung.

Um demzufolge überhaupt konjunkturelle Phänomene adäquat analysieren zu können, müssen alle untersuchten Reihen in ihre Komponenten⁸ zerlegt werden, um danach die zyklische Konjunkturkomponente⁹ isolieren zu können, wie auf Abbildung 2 stilisiert dargestellt. In Abbildung 3 ist die gerade erläuterte Trennung des Konjunkturzyklus vom langfristigen Wachstum, welche per Filter von HODRICK UND PRESCOTT [1997] (HP-Filter) vorgenommen wurde, anhand Liechtensteins Bruttoinlandsprodukt abgebildet.

⁸ In der Zeitreihenanalyse nimmt man häufig an, dass jede Reihe eine saisonale Komponente, eine kalenderbedingte Komponente, eine Trendkomponente, eine zyklische Komponente und eine residuale (irreguläre) Komponente aufweist (siehe hierzu Kapitel 1.3.1.).

⁹ Bei der maximalen positiven Schwingung kann man von einer Hochkonjunktur (Boom) sprechen, bei der negativen von einer Depression. Die Aufwärtsbewegung wird oft als Expansion bezeichnet, die Abwärtsbewegung als Rezession. Diese Terminologien werden aber nicht einheitlich definiert und deshalb oft unterschiedlich verwendet.

Abbildung 3: Reales BIP Liechtensteins und Wachstumstrend/Konjunkturzyklus mit HP-Filter



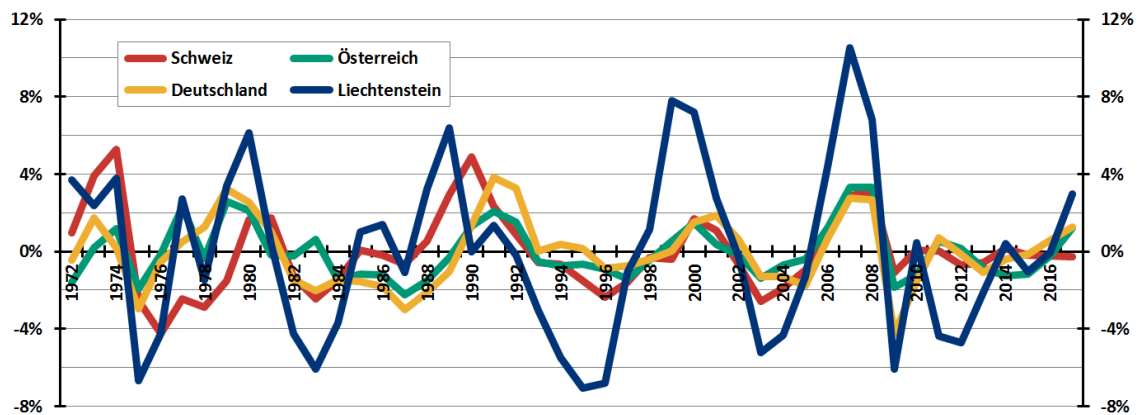
Quelle: Eigene Darstellung. Datenquelle: Eigene Berechnungen basierend auf Amt für Statistik (Statistisches Jahrbuch) und Bundesamt für Statistik (BIP-Deflator).

Mit dem Konjunkturkonzept der BIP-Trendabweichung und dem aktuellen Datenstand (Juli 2019) ist keine Beurteilung des liechtensteinischen Konjunkturzyklus am aktuellen Rand möglich, da sich der aktuellste Wert auf 2017 bezieht. Erst mit Publikation der BIP-Schätzrechnung für 2018 im März 2020 kann ein Wert für die BIP-Trendabweichung für 2018 berechnet werden (siehe hierzu auch Fussnote 3). Zudem ist wäre auch die unterjährige Entwicklung des Konjunkturzyklus interessant, mit Jahreszahlen aber nicht zu beurteilen.

Vergleicht man den Konjunkturzyklus der liechtensteinischen Volkswirtschaft mit dem anderer Länder, fällt die für sehr kleine Staaten typische, hohe Volatilität¹⁰ auf (siehe Abbildung 4).

¹⁰ Gründe für die höhere Volatilität von kleinen Staaten sind die geringere volkswirtschaftliche Diversifizierung, mangelnde geld- und fiskalpolitische Interventionsinstrumente, eine hohe Aussenhandelsorientierung und eine kaum vorhandene Pufferfunktion der Binnenwirtschaft bei internationalen Schocks. Auf die höhere Volatilität von Kleinstaaten weisen zum Beispiel EASTERLY UND KRAAY [2000] hin.

Abbildung 4: Reales BIP und Konjunkturzyklus



Quelle: Eigene Darstellung. Datenquelle: Eigene Berechnungen basierend auf Amt für Statistik (Statistisches Jahrbuch), Bundesamt für Statistik (Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung, BIP-Deflator), UN National Accounts Main Aggregates Database.

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

„Konjunkturanalyse und Konjunkturprognose sind für planende Wirtschaftssubjekte und für vorausschauende Politiker gleichermassen unverzichtbar für ihre Tagesarbeit“, so formuliert es OPPENLÄNDER [1996] im Vorwort zum von ihm herausgegebenen Buch „Konjunkturindikatoren“. Deshalb werde immer wieder versucht, neue Daten über den Konjunkturverlauf zu gewinnen und aufzuarbeiten, worauf sie in stilisierte Fakten übertragen werden können. Konjunkturindikatoren können in diesem Kontext einen wertvollen Beitrag leisten, indem sie Hinweise auf Wachstumsbeschleunigung oder Wachstumsverlangsamung liefern.

2.1. Definitionen von Konjunktur

Im Folgenden sollen gebräuchliche Definitionen des Begriffes „Konjunktur“¹¹ sowie die Grundlagen der Messung von der Lage der Konjunktur und deren Wendepunkte dargestellt werden:

- *Klassischer Konjunkturzyklus*: Der „klassische Konjunkturzyklus“ bezieht sich auf das prozentuale Wachstum des realen Bruttoinlandsprodukts. Wenn in den Medien von

¹¹ Eine gute Übersicht über die verschiedenen Konzepte der Konjunkturdefinition und deren Anwendung auf die schweizerische Volkswirtschaft findet sich in AMSTAD [2000]. Für eine leicht alternative Abgrenzung der Konzepte siehe ABBERGER ET AL. [2014]. Weiteren Einblick in Definition, Messung und Prognose von Konjunktur geben HARTWIG UND SCHIPS [2010], TICHY [1994], KNOOP [2004] oder NIERHAUS UND STURM [2003].

einer Rezession gesprochen wird, dann ist meistens eine „technische Rezession“ gemeint. Darunter versteht man zwei aufeinanderfolgende Rückgänge des realen, saisonbereinigten Bruttoinlandsprodukts im Vergleich zum Vorquartal.

- *Produktionslücke (Abweichung vom Produktionspotenzial)*: Der Begriff Produktionspotenzial wurde von OKUN [1962] geprägt. Darunter wird das „normale“ Produktionsniveau verstanden, bei dem die Produktionsfaktoren (Arbeit und Kapital) der Wirtschaft so ausgelastet sind, dass weder Überhitzung noch Unterkühlung eintreten. Die Differenz zwischen dem Produktionspotenzial und der effektiv erzielten Produktion kann als konjunkturelle Komponente verstanden werden (in Abbildung 1, 2 und 3 dargestellt). In der Okun'schen Definition entspricht Vollbeschäftigung nicht der Maximalauslastung, sondern jenem Faktoreinsatz, bei dem die betreffende Volkswirtschaft normal ausgelastet ist. Wird der konjunkturelle Zyklus per Abstützung auf die Trendabweichung (Produktionslücke) identifiziert, wird vom Konzept des „Wachstumszyklus“ gesprochen. Verschiedene Methoden zur Bestimmung des Produktionspotenzials sind in Anhang A.1.3. erläutert.
- *Mehrere Variablen („Business Cycle as a Consensus“)*: Die Konjunktur kann auch als gesamtwirtschaftliches Phänomen, das mehrere Variablen betrifft, verstanden werden. Auch hierbei werden üblicherweise die einzelnen berücksichtigten Variablen von ihrem Trend und von Saison-/Kalendereinflüssen bereinigt, um das konjunkturelle Signal zu extrahieren. Es kommen in diesem Kontext für die einzelnen Variablen ähnliche Methoden zum Einsatz wie bei der Ermittlung der Produktionslücke. Diese Variablen/Indikatoren werden dann zu einem einzigen Wert oder gemeinsamen Signal zusammengefasst (wie beim KonSens praktiziert). Relevante Aggregationsmethoden werden in Anhang A.1.4. vorgestellt.

2.2. Konjunkturindikatoren

Konjunkturindikatoren spielen eine wichtige Rolle bei der Bestimmung von Konjunkturzyklen und der Analyse und Voraussage von Wendepunkten, sei es in der direkten Verwendung als Referenzreihen wie dem BIP oder der Industrieproduktion, oder als zusätzlicher Indikator für die Prognose in einer anderen, korrelierten Reihe oder als aggregierte Form in einem konjunkturellen Sammelindikator. Sie gewannen im Verlauf der zweiten Hälfte des letzten Jahrhunderts zusehends an Bedeutung und haben sich bis heute als wichtige Stütze in der Konjunkturforschung, aber auch als pragmatisches Instrument zur kurzfristigen qualitativen und quantitativen Prognose der Wirtschaftsentwicklung etabliert. Vor allem auch dann, wenn amtliche Daten nur mit Verzögerung vorliegen und diese kurzfristig geschätzt werden müssen.

Arthur Burns und Wesley Mitchell vom US-amerikanischen National Bureau of Economic Research (NBER) identifizierten und untersuchten relevante Datenreihen, welche zu einer systematischeren Analyse und Voraussage der konjunkturellen Entwicklung beitragen konnten. Sie veröffentlichten 1938 die erste Liste mit Indikatoren, die immer wieder

angepasst wurde und bis heute Anwendung findet. Sie teilten dabei die Indikatoren in drei Gruppen ein: vorlaufende (leading), gleichlaufende (coinciding) und nachlaufende Indikatoren (lagging). Dem zugrunde liegt die Vorstellung, dass diese Indikatoren in der Regel das typische zyklische Muster des Konjunkturverlaufs (Abschwung, Erholung, Aufschwung) abbilden (vgl. HINZE [2003, S. 2]).

Konjunkturindikatoren können in einem regionalen Kontext von Bedeutung sein, nämlich vor allem dann, wenn für diese Regionen nur wenige konjunkturrelevante statistische Daten vorliegen oder wenn Daten nur ungenügend oft oder erst mit Verzögerung erhoben werden. Dies gilt auch für viele Kleinstaaten wie Liechtenstein, wo die statistische Datendecke üblicherweise dünn ist. So bemerkt auch KÖHLER [1996, S. 105] in diesem Zusammenhang: „Indikatoren können nicht nur zur Beobachtung und Analyse struktureller Veränderungen innerhalb einer Volkswirtschaft, sondern auch zur Untersuchung des Transformationsprozesses von Wirtschaftssystemen eingesetzt werden. Sie sind damit vor allem in Ländern, deren offizielle Statistik häufig noch unzureichend über die tatsächlichen wirtschaftlichen Gegebenheiten informiert, ein wertvolles Instrument der empirischen Wirtschaftsforschung.“

Die Vorzüge eines Sammelindikators/-indexes¹² gegenüber den jeweiligen Einzelindikatoren liegen wie bereits angesprochen in der geringeren Volatilität, wodurch ein klareres Bild ermöglicht wird: Der konjunkturelle Anteil des Signals gewinnt so an Gewicht gegenüber dem statistischen „Rauschen“ anderer Signale. Die Aggregation zu einem Sammelindex soll also einen Indikator generieren, der einen glatteren (stabileren) Verlauf als die einzelnen Variablen hat und dadurch die Zuverlässigkeit der Analyse erhöht. Oft werden verschiedene Einzelindikatoren mit Gleich- oder Vorlauf zu einem Sammelindikator zusammengefasst. Auch beim Konjunkturindex KonSens soll aus verschiedenen Einzelindikatoren ein gleichlaufender Sammelindikator entstehen. NILSSON [1987, S. 115] erwähnt in diesem Kontext, dass ein aus verschiedenen Indikatoren zusammengesetzter „Composite Indicator“ (Sammelindikator) verlässlicher ist als jede seiner Komponenten einzeln, was auch auf die Natur und Ursachen von Konjunkturzyklen zurückzuführen sei. Der konjunkturelle Verlauf jedes einzelnen Indikators habe verschiedene Charakteristiken und Ursachen, sodass je nach Art des Konjunkturzyklus oder der Ursache der aktuellen konjunkturellen Entwicklung die Rangierung nach Zuverlässigkeit unter den individuellen

¹² Auch wenn die Begriffe „Indikator“ und „Index“ nicht komplett deckungsgleich sind, werden diese üblicherweise synonym verwendet. „Indikator“ bezieht sich auf Variablen, welche Rückschlüsse zulassen (hier auf die Konjunktur) und für die Analyse sowie statistische Modellierung und Prognose verwendet werden können, während ein „Index“ eine konstruierte Grösse bezeichnet, die auf einen Bezugszeitpunkt indiziert und meist aus verschiedenen Einzeldaten aggregiert wurde. Natürlich kann dann ein Index immer auch als Indikator bezeichnet und für Analyse, Modellierung oder Prognose verwendet werden, demgegenüber aber nicht jeder verwendete Indikator ein Index sein muss. Der KonSens ist sowohl ein Konjunkturindikator wie auch ein Konjunkturindex. Er wird aus standardisierten Indikatoren aggregiert und zu einem Index transformiert und kann danach natürlich auch wieder für viele andere Anwendungen als Indikator dienen. Weil der KonSens aus verschiedenen Indikatoren und Indizes zusammengesetzt ist, kann er auch als konjunktureller Sammelindikator oder -index bezeichnet werden. Von den konjunkturellen Einzelvariablen/-indikatoren des KonSens sind einige selbst auch Indizes (beispielsweise der Landesindex für Konsumentenpreise).

Indikatoren unterschiedlich sein kann und sich ändern kann. Deshalb sei es sinnvoll, Signale für alle möglichen Ursachen für konjunkturelle Entwicklungen zu haben, also so viele Indikatoren wie möglich zu sammeln und sie als Gruppe zu beobachten oder sie in einem Sammelindikator zu verwenden.

Ein Beispiel für einen gleichlaufenden Sammelindikator ist der kürzlich eingeführte Swiss Business Cycle Index der Schweizerischen Nationalbank (vgl. GALLI [2018]), der CFNAI der Chicago FED für die USA oder der EuroCOIN des Conference Board, der für die Echtzeit-Analyse der gesamten europäischen Konjunktur verwendet wird (vgl. ALTISSIMO ET AL. [2010]). Das KOF Konjunkturbarometer (vgl. ABBERGER ET AL. [2014, 2018]) ist ebenfalls ein konjunktureller Sammelindikator, aber ein vorlaufender.¹³ Es liefert ein monatliches Konjunktursignal für die Schweiz, das allerdings zusätzlich noch vorlaufenden Charakter gegenüber dem BIP aufweist (siehe Anhang 3.2.3. für einen grafischen Vergleich des KonSens mit anderen Sammelindikatoren).¹⁴ Ein in der Region bekannter (gleichlaufender) Konjunkturindikator ist der Ostschweizer Konjunkturindex, den ecpol im Auftrag der St. Galler Kantonalbank erarbeitet. Dieser ist im Gegensatz zum KonSens ein reiner Umfrageindex, besteht also ausschliesslich aus qualitativen Daten: Er ergibt sich aus einem nach Branchen Industrie/Bau/Detailhandel gewichteten Saldowert der Beurteilung der Geschäftslage und der Produktionserwartungen durch die angefragten Firmen (Konjunkturmfrage der KOF für die Ostschweizer Kantone). Demgegenüber aggregiert der KonSens neben qualitativen Daten, wie beispielsweise den Ergebnissen der liechtensteinischen Konjunkturmfrage des Amtes für Statistik, auch quantitative Daten, wie zum Beispiel Güterimporte. Diese verschiedenen einzelnen aggregierter Daten verfügen zudem über verschiedene Dimensionen, Masseinheiten oder Frequenzen und werden verschiedenen zeitreihenanalytischen Verfahren (z. B. Saisonbereinigung) unterzogen. Ihre Gewichtung wird dabei nicht a-priori festgelegt, sondern anhand mathematischer/statistischer Kriterien bestimmt.

¹³ Neben den Präzisierungen „vorlaufende“ und „gleichlaufende“ Sammelindikatoren kann prinzipiell auch zwischen aus einzelnen Indikatoren bestehenden Frühindikatoren (Indikator soll Publikationsverzögerung von Daten überbrücken) oder Vorlaufindikatoren (Indikator soll unmittelbare konjunkturelle Zukunft prognostizieren) unterschieden werden. Der KonSens kann als gleichlaufender Sammelindikator bezeichnet werden. Ein Beispiel eines Frühindikators ist die Aggregation aus 12 Einzelvariablen mit einem Dynamischen Faktor-Modell von GLOCKER UND WEGMÜLLER [2017]. Damit kann das BIP in „Echtzeit“ (also ohne Publikationsverzögerung) geschätzt und die Rezessionswahrscheinlichkeit so früh wie möglich prognostiziert werden. Auch das Österreichische Institut für Wirtschaftsforschung (WIFO) verwendet seit einigen Jahren einen gleichlaufenden Sammelindikator (WIFO-Frühindikator) für Österreich.

¹⁴ OZYILDIRIM, SCHAITKIN UND ZARNOWITZ [2010] diskutieren verschiedene gleichlaufende und vorlaufende Sammelindikatoren. Der ifo-Geschäftsklimaindex findet ebenfalls grosses Echo in den Medien, ist aber eigentlich kein Sammelindikator, sondern ein Saldowert aus einer Unternehmensbefragung zu wirtschaftlicher Lage und Erwartungen. Ähnlich konstruiert ist der monatliche Business Climate Indicator der Europäischen Kommission, der umfragebasiert das Wirtschaftsklima der Eurostaaten erfassen soll. Ein paar Jahre lang publizierte das Thurgauer Wirtschaftsinstitut den Bodensee-Geschäftsklimaindex (basierend auf Unternehmensbefragungen). Die Credit Suisse verwendete in ihren Studien zu den Schweizer Regionen einen regionalen, konjunkturellen Sammelindikator (siehe CARNAZZI-WEBER [2007]), der in seiner Art dem KonSens ähnelt.

3. AUFBAU UND METHODIK DES KONSENS

Im Folgenden sollen die Arbeitsschritte des KonSens dokumentiert und die dafür relevanten statistischen Methoden kurz vorgestellt werden, bevor im nächsten Kapitel dann die ersten Resultate präsentiert werden.

Auch wenn die Datendecke der liechtensteinischen Wirtschaftsstatistik vor allem in unterjähriger Form recht dünn ist, gibt es einige vierteljährliche oder monatliche Datenreihen, welche von konjunktureller Relevanz sind. Dabei macht es Sinn, bei der Auswahl und finalen Selektion der für den KonSens berücksichtigten Variablen systematisch nach folgenden Kriterien¹⁵ vorzugehen:

- *Liechtenstein-Bezug*: Die berücksichtigten Indikatoren sollten sich alle entweder direkt auf Liechtenstein beziehen oder einen plausiblen Zusammenhang mit dem Fürstentum Liechtenstein haben. Beim KonSens sollen Indikatoren, welche eher die Wirkung der Konjunkturerwicklungen (also den konjunkturellen Zustand) als die Determinanten/Rahmenbedingungen dafür widerspiegeln, im Vordergrund stehen.
- *Komplette Verfügbarkeit*: Die Datenreihen der betreffenden Variablen sollten lückenlos und über den kompletten Zeitraum verfügbar sein. Für die Berechnung wurden Daten vom ersten Quartal 1998 an berücksichtigt.
- *Geringer Publikationslag*: Um eine rasche Berechnung des KonSens und dadurch eine zeitnah erfolgende Konjunkturanalyse zu ermöglichen, sollten die Daten über keine hohe Publikationsverzögerung verfügen, also rasch nach Ablauf des betreffenden Quartals verfügbar sein. Eine maximale Verzögerung von weniger als zwei Monaten wird angestrebt.
- *Geringe Revisionsanfälligkeit*: Die Werte des KonSens unterliegen unvermeidlich ökonomisch-bedingten Revisionen, vor allem durch die Verfahren der Saisonbereinigung der einzelnen Indikatoren. Um die Anzahl notwendiger Revisionen der Werte des Sammelindikators KonSens nicht noch weiter zu erhöhen, ist es wichtig, dass die einzelnen Indikatoren in den Rohdatenquellen selbst keine häufigen und grösseren Revisionen erfahren.
- *Konsistenz*: Die Daten sollten keine zu starken Ausreisser oder Strukturbrüche aufweisen. Vor allem nicht, wenn diese erhebungstechnischer Natur und nicht ökonomisch erklärbar sind.
- *Zyklisches Verhalten*: Die betreffenden einzelnen Indikatoren sollten ein erkennbares und stetiges zyklisches Verhalten im Konjunkturverlauf aufweisen. Um ein klareres Bild zu bekommen in der Identifizierung und Bewertung eines zyklischen Verhaltens, bietet es sich an, bei der Sichtung und Auswahl der Indikatoren diese schon einmal

¹⁵ Diese Kriterien sind an das Vorgehen der OECD (NILSSON [1987, S. 107–111]) angelehnt, wurden aber für den vorliegenden Anwendungsfall angepasst.

provisorisch unter Verwendung der im Anhang erläuterten zeitreihenanalytischen Methoden vom langfristigen Wachstumstrend und von saisonalen Einflüssen zu bereinigen und darauf aufbauend über die Aufnahme zu entscheiden.

- *Ökonomische Interpretation*: Der Verlauf der ermittelten zyklischen Komponente der einzelnen Variablen sollte grösstenteils ökonomisch interpretier- und erklärbar sein.
- *Dimensionsminimierung*: Eine zu hohe Anzahl von Variablen und/oder eine geringe Anzahl Beobachtungen kann für die gewählte Methode der Aggregation ein Problem darstellen. Um nicht zu viele Variablen in die Hauptkomponentenanalyse einfließen zu lassen, wird bei fast identischem Verlauf mehrerer Variablen nur eine der betreffenden Variablen berücksichtigt. Dies geschieht, damit die Dimension des statistischen Verfahrens (vor allem der Kovarianzmatrix) nicht unnötig erhöht wird.

Die unter Berücksichtigung der eben genannten Kriterien ausgewählten Indikatoren sind in Tabelle 1 aufgelistet. Sie liegen alle für den betrachteten Zeitraum, also vom ersten Quartal 1998 bis zum zweiten Quartal 2019, vor.

Tabelle 1: Auflistung der Einzelindikatoren des Konjunkturindexes KonSens

Einzelindikatoren KonSens		Quelle	Transformationen	Publikationsverzögerung
Güterexporte [CHF, nominal]	<i>EXP</i>	EZV	Q, D, K, S, T	3 Wochen
Güterimporte [CHF, nominal]	<i>IMP</i>	EZV	Q, D, K, S, T	3 Wochen
Beschäftigte [VZÄ]	<i>BESCH</i>	AS	F, S, T	0 Wochen
Zupendler [VZÄ]	<i>ZUP</i>	AS	F, S, T	0 Wochen
Arbeitslose	<i>AL</i>	AMS	F, Q, S, T	1 Woche
Offene Stellen	<i>OFFST</i>	AMS	F, Q, S, T	1 Woche
Konjunkturumfrage: Allgemeine Lage [indexiert]	<i>UALLG</i>	AS	B, S	6 Wochen
Konjunkturumfrage: Anlagenauslastung [indexiert]	<i>UAUSL</i>	AS	B, S	6 Wochen
Konjunkturumfrage: Auftragseingänge [indexiert]	<i>UAUFT</i>	AS	B, K, S	6 Wochen
Konjunkturumfrage: Erträge [indexiert]	<i>UERTR</i>	AS	B, K, S	6 Wochen
Konsumstimmung [indexiert, Durchschnitt CH/A]	<i>KONS</i>	SECO/EUK	Q, B, S	0 Wochen
Aktienkurse FL-Unternehmen [CHF, nominal]	<i>AKT</i>	LLB Quotes	Q, D, T	0 Wochen
Elektrizitätsverbrauch [kWh]	<i>ELV</i>	LKW	F, Q, K, S, T	3 Wochen
Logiernächte	<i>LOGI</i>	AS	F, Q, K, S, T	7 Wochen
Fahrzeugneuzulassungen [Anzahl Personenwagen]	<i>PKW</i>	AS	Q, K, S, T	3 Wochen
Preise (LIK) [indexiert]	<i>LIK</i>	BFS	Q, K, S, T	1 Woche

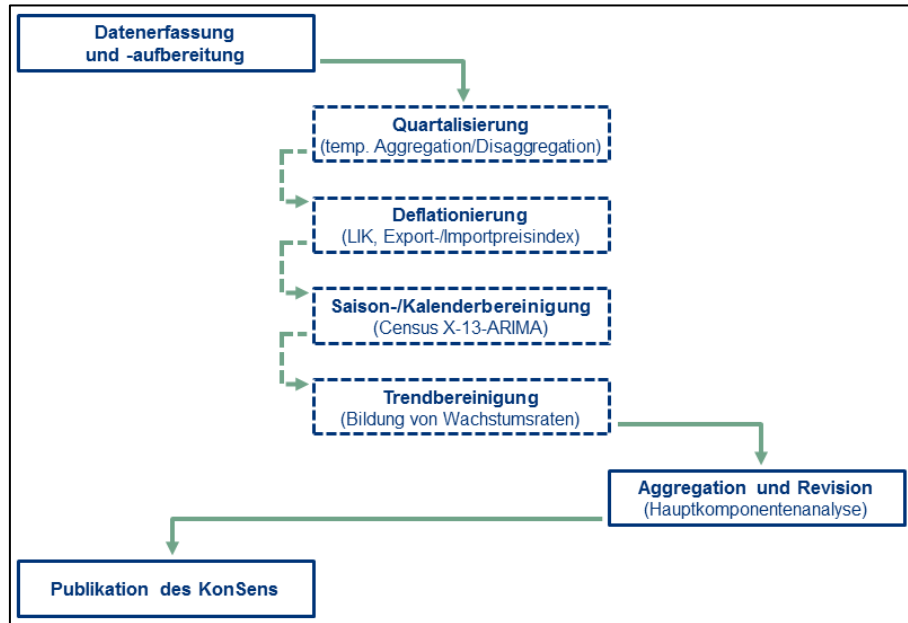
AS: Amt für Statistik (Liechtenstein); BFS: Bundesamt für Statistik (Schweiz); AMS: Arbeitsmarktservice (Liechtenstein); EUK: Europäische Kommission; EZV: Eidgenössische Zollverwaltung (Schweiz); LIK: Landesindex für Konsumentenpreise (Schweiz); LLB: Liechtensteinische Landesbank; LKW: Liechtensteinische Kraftwerke; SECO: Schweizerisches Staatssekretariat für Wirtschaft.

F: Füllung einzelner vergangener Datenlücken (Interpolation, temporale Disaggregation) und/oder Bereinigung von Strukturbrüchen; Q: Quartalisierung; D: Deflationierung; K: Kalenderbereinigung; S: Saisonbereinigung; T: Trendbereinigung per Wachstumsraten; B: Bandbreitenänderung (vor und nach Saisonbereinigung). Siehe Kapitel A.1. und A.2. für weitere methodischen Erläuterungen.

Viele der wichtigsten volkswirtschaftlichen Datenreihen für Liechtenstein beginnen erst in den 1990er-Jahren, oder viele sind erst gegen Ende jenes Jahrzehnts in unterjährlicher Form vorhanden. Fast alle hier verwendeten Zahlen sind auch in Quartalsform öffentlich zugänglich, die restlichen (Quartalszahlen Beschäftigte/Zupendler, monatlicher Elektrizitätsverbrauch) werden dem Liechtenstein-Institut vertraulich zur Verfügung

gestellt. Das liechtensteinische BIP liegt nicht auf Quartalsbasis vor, da im Zuge der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung das BIP nur jährlich berechnet wird.¹⁶

Abbildung 5: Durchgeführte Transformationen der verwendeten Datenreihen



Quelle: Eigene Darstellung.

Der genaue Ablauf der Datentransformationen der in Tabelle 1 aufgeführten Variablen und die statistischen und rechnerischen Methoden sind in Abbildung 5 illustriert und im Anhang A.2. detailliert dargestellt und erläutert, sollen hier aber kurz erwähnt werden:

- *Datenlücken- und Strukturbruchbereinigung, Quartalisierung*: Bei den verwendeten Einzelindikatoren liegen glücklicherweise nur wenige Datenlücken oder Strukturbrüche vor. Diese konnten bereinigt werden. Einerseits durch direkte Korrektur oder Niveaushiftungen im Fall von Strukturbrüchen. Andererseits per Interpolation oder per temporaler Disaggregation beim Vorliegen von Jahreszahlen. Bei Verfügbarkeit korrelierender Referenzreihen erfolgt die Disaggregation mit Verfahren in der Tradition von CHOW UND LIN [1971], sonst mit der von CHOLETTE [1984] vorgeschlagenen Variante der Methode von DENTON [1971].¹⁷ Erläuterungen dazu befinden sich

¹⁶ Dies ist hier aber nicht weiter schlimm, da mit dem KonSens ja eine konzeptionelle Alternative zur konjunkturanalytischen Fokussierung auf das BIP als zentrale Grösse geliefert werden soll. Der KonSens könnte allerdings in Zukunft als ein neuer, zusätzlicher Referenzindikator für die Schätzungen von BIP-Quartalszahlen für Liechtenstein dienen (nach der Methode, welche bereits in BRUNHART [2013a, S. 128–137] durchgeführt und diskutiert wurde).

¹⁷ Die temporale Disaggregation ist ein Spezialfall einer Interpolation, nämlich dann, wenn Datenlücken in einer Zeitreihe durch Erhöhung der Datenfrequenz geschlossen werden. Im Fall hier liegen bei einigen wenigen Einzelindikatoren nicht für alle Jahre auch Quartalszahlen vor, sondern nur Jahreswerte. Deshalb werden temporale Disaggregationsmethoden verwendet, um aus den Jahreswerten Quartalszahlen zu schätzen. Wenn eine oder mehrere Datenreihen mit hoher Korrelation mit der Zeitreihe, deren Frequenz

im Anhang A.2. bei den betreffenden Einzelindikatoren. Jene Daten, welche in Monats- oder Tagesfrequenz vorliegen, müssen in Quartalsform gebracht werden. Dies geschieht mittels einfacher zeitlicher Aggregation, je nach Natur der Daten durch die Bildung des arithmetischen Mittels oder der Summe der Beobachtungen innerhalb der Zeitperiode.

- *Deflationierung*: Einmal in die richtige Frequenz gebracht werden jene Variablen, welche in Geldeinheiten gemessen werden, von der Inflation bereinigt, um die mengenmässigen Änderungen adäquater zu erfassen. Nominale Variablen werden also zu realen Variablen deflationiert. Für die Preisbereinigung werden der Schweizerische Landesindex für Konsumentenpreise (LIK) und Deflatoren für Güterexporte und -importe (SECO) verwendet, Erläuterungen dazu finden sich im Anhang (A.1.2. und A.2.).
- *Saison- und Kalenderbereinigung*: Bevor man die interessierende konjunkturelle Komponente ermittelt, ist es üblich, die Reihe von saisonalen und kalenderbedingten Einflüssen zu befreien. Dies geschieht hier mit der Saisonbereinigungsmethode Census X-13, welche die betreffende Zeitreihe in eine saisonale und eine nicht-saisonale Komponente zerlegt. Die nicht-saisonale, saisonbereinigte Komponente beinhaltet die konjunkturelle Komponente und die Trendkomponente¹⁸, zweitgenannte wird im nächsten Schritt herausgefiltert.
- *Trendbereinigung*: Um die zyklische Konjunkturkomponente der Variablen zu generieren, wird für jede Datenreihe nach erfolgter Saison- und Kalenderbereinigung der Trend bereinigt. Dies passiert oft mittels Filterung nach HODRICK UND PRESCOTT [1997] oder anhand Differenzenbildung (relative Veränderung, Vorjahres- oder Vorquartalswachstumsraten, Differenz der Logarithmen). Für den KonSens wird die Trendbereinigung durch die Bildung von Wachstumsraten durchgeführt, weil dadurch die Wendepunkte tendenziell etwas früher angezeigt werden als bei der Trendbereinigung per Filterung und sich die mit der Endpunktproblematik verbundene Revisionsanfälligkeit reduziert (siehe Anhang A.1.3. und A.3.4. für eine ausführliche Begründung dieses Vorgehens).

Die nun passend transformierten Daten finden im nächsten Arbeitsschritt Verwendung für die Berechnung des KonSens-Wertes für jedes Quartal. Um das Hauptsignal, also die gemeinsame konjunkturelle Bewegung der einzelnen Variablen, zu ermitteln, werden die einzelnen Datenreihen mittels Hauptkomponentenanalyse nach PEARSON [1901] und HOTELLING [1933] zu einem einzelnen Sammelindikator-Wert zusammengefasst und dieser

erhöht werden soll, existieren, können Disaggregationsmethoden zur Anwendung kommen, welche diesen Zusammenhang in einem Regressionsmodell berücksichtigen. Für den Fall, dass keine korrelierende Datenreihe vorliegt, gibt es auch Disaggregationsmethoden ohne Referenzindikatoren. Die üblicherweise integrierte Benchmarkingbedingung stellt sicher, dass die geschätzten Quartale auch genau dem Jahrestotal entsprechen. Für die Erläuterung verschiedener temporaler Disaggregations- und Benchmarkingmethoden siehe BRUNHART [2013a, S. 128–137] oder DAGUM UND CHOLETTE [2006].

¹⁸ Zusätzlich beinhaltet die saisonbereinigte Komponente den irregulären Term.

auf Mittelwert 0 und Standardabweichung 1 standardisiert. Diese *Aggregation* und *Standardisierung* liefert den KonSens-Wert (siehe Anhang A.1.4.). Im Verlauf der Berechnung des aktuellen KonSens wird auf diese Weise nicht nur der aktuelle Sammelindikatorwert, also der Wert der ersten Hauptkomponente im aktuellsten Quartal, berechnet, sondern auch revidierte Werte des gesamten Samples der Zeitreihen (also des gesamten berücksichtigten Zeitraumes). Diese neuen Werte können sich vor allem am aktuellen Rand etwas von bereits veröffentlichten KonSens-Werten unterscheiden.

Die zeitliche Berechnung und Publikation des KonSens sind in Tabelle 2 dargestellt. Nach der Datenselektion und -aufbereitung werden in jedem Quartal die Einzelvariablen den vorhin geschilderten Verfahrensschritten unterzogen, der KonSens-Wert berechnet (und gegebenenfalls revidiert) und publiziert. Die Berechnungsschritte werden dabei nach dem Vieraugenprinzip durchgeführt, durch den Autor dieses Papiers und Elias Hasler (studentischer Mitarbeiter am Liechtenstein-Institut). Dies trifft auch auf die jährlichen Evaluierungsarbeiten (siehe Fussnote 2 in Tabelle 2) der KonSens-Methodik zu.

Tabelle 2: Zeitlicher Ablauf der KonSens-Berechnung und -Publikation

KonSens	Monat											
	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	11	12
	Q1			Q2			Q3			Q4		
Datenabruf												
Datenaufbereitung												
Berechnung												
Publikation ^[1]		für Q4			für Q1			für Q2			für Q3	
Medienarbeit												
Evaluierung ^[2]												

^[1] Publikation: Ergebnisse/Kommentierung (Webpage, Medienmitteilung, Mail-Newsletter), Datenabruf/Archiv/Methodik (Webpage).
^[2] Evaluierung: Überprüfung bezüglich Spezifikation Saisonbereinigungsverfahren, Zusammensetzung Einzelindikatoren, methodische Anpassungen/Erweiterungen. Die Evaluierung findet jährlich nach KonSens-Berechnung für das 1. Quartal statt. Das Datenset beginnt nach Berechnung der Wachstumsraten mit dem 2. Quartal 1998 (v.a. für die Saisonbereinigungsspezifikation ist es nützlich, wenn für jedes Quartal gleich viele Jahre vorliegen). Die Methode wird dann aber frühestens in der KonSens-Berechnung für das 2. Quartal angepasst.

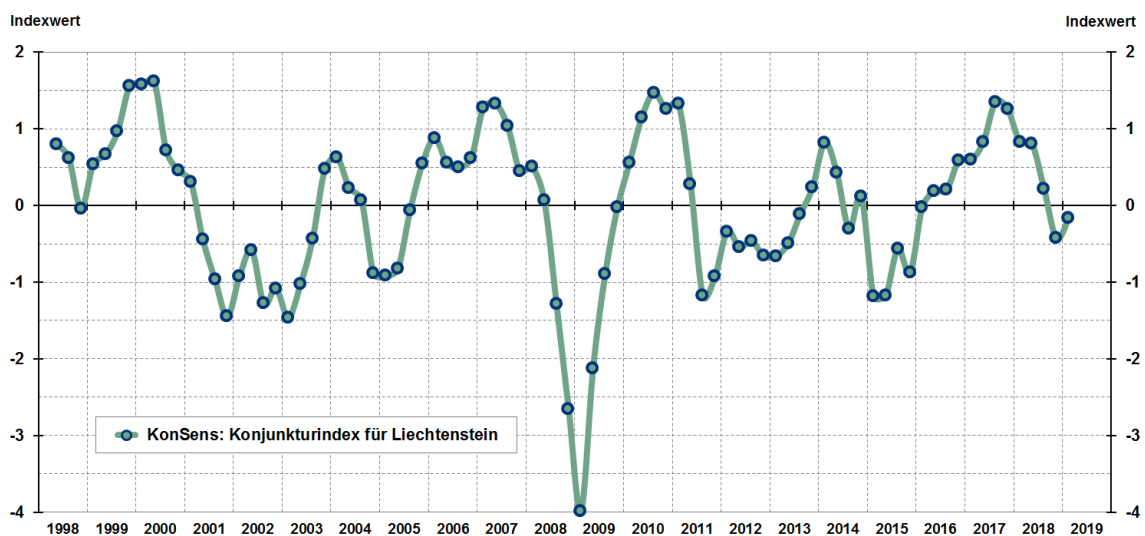
Die Veröffentlichung erfolgt auf der Website des Liechtenstein-Instituts in Form einer Kurzanalyse, welche jeweils die wichtigsten Erkenntnisse kommentiert. Auf der Website des Liechtenstein-Instituts sind dann auch alle Hintergrundinformationen zu Methodik und Daten des KonSens dauerhaft öffentlich zugänglich.

4. ERSTE BERECHNUNG UND ERGEBNISSE

Die Durchführung der einzelnen Arbeitsschritte, wie sie im vorherigen Kapitel dargestellt worden sind, wird hier nicht detailliert nachgezeichnet. Allerdings sind die einzelnen Schritte, welche für alle Einzelindikatoren durchgeführt werden, anhand von Beispielen im Anhang A.1. exemplarisch illustriert.

Erste Ergebnisse für den KonSens und dessen Verlauf über die Quartale der letzten 21 Jahre sind in untenstehender Abbildung 6 demonstriert.¹⁹ Das absolute Niveau des KonSens-Wertes ist nur qualitativ interpretierbar, allerdings ist ein quantitativer relativer Vergleich zwischen verschiedenen Zeitpunkten möglich. Also kann zum Beispiel die Rezession im Jahr 2009 (Wert von ca. -4) als viel ausgeprägter eingestuft werden als jene 2003 (Wert von ca. -1.5). Ein positiver Wert kann als überdurchschnittliche Konjunkturaktivität und ein negativer als rezessive Tendenzen eingestuft werden.

Abbildung 6: Verlauf des konjunkturellen Sammelindikators KonSens seit 1998



Quelle: Eigene Darstellung. Datenquelle: Eigene Berechnungen.

Zieht man die Einzelindikatoren heran, welche Eingang in den KonSens finden, stellt man über grafische Vergleiche fest, dass die einzelnen Impulse und Tendenzen gut erfasst und durch die erfolgte Hauptkomponentenanalyse geeignet zu einem konjunkturellen Gesamtbild gebündelt werden.

Man kann zudem festhalten, dass die Werte auch in ökonomisch engerem Sinne plausibel sind, wenn man die konjunkturelle Historie heranzieht: Nach dem Boom im Jahr 2000 und dem darauffolgenden Platzen der Börsenblase folgte eine länger anhaltende Rezession. Die

¹⁹ Der KonSens weist eine hohe Autokorrelation von 0.82 auf, ist aber stationär (Tests verwerfen die Nullhypothese des Vorliegens einer Einheitswurzel klar).

graduelle globale Belebung sowie der nachfolgende Aufschwung ufernten in die Überhitzung 2007. Schon gegen Ende 2007 machte sich die in den USA begonnene Sub-Prime-Krise bemerkbar. 2008 wirkte sich die weltweite Finanzkrise (vor allem ab dem Crash von Lehman Brothers im September 2008), verstärkt durch die darauf folgende Zumwinkel-Affäre (siehe dazu Online-Eintrag im Historischen Lexikon Liechtensteins²⁰), dramatisch auf die konjunkturelle Lage in Liechtenstein aus. Nach einem konjunkturellen Tief von historischem Ausmass Anfang 2009 setzte eine allmähliche Erholung ein. Einerseits drückten die nur langsam wieder steigenden liechtensteinischen Exporte und der anhaltende Transformationsprozess im liechtensteinischen Finanzdienstleistungssektor (verbunden mit den sehr tiefen Zinsen, welche das traditionellen Bankengeschäft belasteten) auf eine spürbarere Verbesserung der volkswirtschaftlichen Dynamik. Andererseits waren die internationale Schuldenkrise und die immer noch anhaltende Verunsicherung in der Realwirtschaft und vor allem an den Finanzmärkten dafür mitverantwortlich, dass eine gefestigte konjunkturelle Erholung so lange auf sich warten liess. In Liechtenstein war wie international auch eine „Double-Dip-Recession“ zu beobachten: Die Konjunktur tauchte 2011 nach kurzer Erholung ein zweites Mal in kürzester Zeit. Im Gegensatz zum Ausland hatte der Frankenraum (Schweiz und Liechtenstein) dann Anfang 2015 aber noch einen dritten Taucher zu verzeichnen, als die SNB das Mindestkursziel gegenüber dem Euro aufgab und der Franken erneut stark aufwertete. Die turbulente Zeit nach der Finanzkrise wird vom KonSens sehr adäquat abgebildet und auch die anschliessende breite Erholung ab 2016 sowie die Abschwächung des Booms Ende 2018 werden gut erfasst (zur Entwicklung der liechtensteinischen Konjunktur in den letzten Jahrzehnten siehe BRUNHART [2017b, 2019a und 2019b] sowie BRUNHART, MATT UND SELE [2019]).

Auch der grafische Vergleich (siehe Anhang A.3.2.) mit ausländischen konjunkturellen Sammelindikatoren verstärkt den Eindruck der Plausibilität des KonSens-Wertes und der starken Verbundenheit mit dem internationalen Konjunkturmuster (Wendepunkte, Aufschwung, Abschwung). Aggregiert man den vierteljährlichen KonSens zu Jahreswerten, fällt auch ein enger Zusammenhang zum liechtensteinischen Jahres-BIP auf (siehe Abbildung 15).

Es bleibt hier noch anzumerken, dass es wie oft im Kontext der Berechnung konjunktureller Grössen auch bei der Publikation des KonSens zu kontinuierlichen Revisionen kommt. Die betreffenden Datentransformationen und die damit verbundenen Revisionen sind in Anhang A.1. nochmals eingehender erläutert. Denkbare Gründe für spätere Anpassungen der Zeitreihenwerte des KonSens sind:

- *Externe Revision einzelner Rohdaten:* Die einzelnen Indikatoren werden manchmal von publizierenden Organen und Institutionen revidiert. Oder einzelne Indikatoren müssen durch das Liechtenstein-Institut geschätzt werden, weil sie zum Zeitpunkt der

²⁰ Eintrag zur Zumwinkel-Affäre im Historischen Lexikon des Fürstentums Liechtenstein online (eHLFL): <https://historisches-lexikon.li/Zumwinkel-Affäre>.

Berechnung des KonSens für das betrachtete Quartal ausnahmsweise noch nicht vorliegen. Diese provisorisch prognostizierten Werte werden dann später durch die tatsächlichen, eventuell abweichenden Werte ersetzt.

- *Saisonbereinigung*: Die unterliegenden Schätzmodelle werden in jedem Quartal neu für den ganzen Zeitraum geschätzt, es kann dadurch zu leichten Anpassungen der saisonbereinigten Daten kommen. Die Asymmetrie der gewichteten Durchschnitte am aktuellen Rand macht zudem spätere Revisionen notwendig. Prognosen durch die verwendeten saisonalen ARIMA-Modelle können diese reduzieren (siehe hierzu Kapitel A.1.3.1.).
- *Aggregation und Standardisierung*: Das Trimmen der Daten auf einen Mittelwert = 0 und Varianz = 1 im Zuge der Hauptkomponentenanalyse wird die vergangenen KonSens-Werte immer leicht ändern, vor allem wenn neue, extreme Beobachtungen dazu kommen. Zudem berechnet die Hauptkomponentenanalyse die Gewichtung der einzelnen Variablen und den Wert der für den KonSens massgeblichen ersten Hauptkomponente fortlaufend neu.

Generell lässt sich sagen, dass der methodisch bedingte Revisionsbedarf a priori als nicht gravierend beurteilt wird, was auch durch rekursive Evaluationsrechnungen gezeigt werden kann (in Anhang A.3.1. dargestellt).

5. SCHLUSSFOLGERUNGEN UND AUSBLICK

Mit dem Konjunkturindex KonSens, der als Sammelindikator 16 einzelne Indikatoren in sich vereint, ist die Basis der konjunkturellen Analyse und empirischen Forschung in Liechtenstein um ein wichtiges Instrument ergänzt worden, gerade im Kontext unterjähriger Daten. Der KonSens unterliegt zusammengefasst den folgenden Arbeitsschritten (siehe auch Kapitel 3): Nach der Selektion der geeigneten Daten und der Beseitigung von Datenlücken mit Interpolationsmethoden werden die Einzelindikatoren zeitreihenanalytischen Verfahren unterzogen. Die in Geld gemessenen Variablen werden preisbereinigt und jene, welche ein saisonales Muster aufweisen, saisonbereinigt. Auch Kalendereffekte werden herausgefiltert und bereinigt. Nach erfolgter Beseitigung des langfristigen Trends hat man schliesslich die konjunkturelle Komponente aller Einzelindikatoren isoliert; diese ist ja von Hauptinteresse für den KonSens. Die Gewichtung, Standardisierung und Aggregation zum gemeinsamen KonSens-Wert findet dann per Hauptkomponentenanalyse statt. Der KonSens liegt dann für das aktuelle und alle vorhergehende Quartale vor (momentan 1998–2019) und dessen Werte und Kommentierung sind auf der Homepage des Liechtenstein-Instituts verfügbar. Selbstverständlich wird der KonSens sowohl in Bezug auf die Zusammensetzung der Einzelindikatoren wie auch auf die Feinmethodik in Zukunft laufend überprüft werden.

Die Einführung dieses „Konjunktur-Sensors“ verbessert die im Falle Liechtensteins eher spärliche Basis konjunktureller Quartalsindikatoren und fasst die verschiedenen bereits vorhandenen Daten zu einem einheitlichen, konsensualen Hauptsignal („Business Cycle as a Consensus“) zur Bewertung der konjunkturellen Lage zusammen. Damit wird ein gesamtwirtschaftlicher Konjunkturindikator geschaffen, der früher, in höherer Frequenz, zuverlässig verfügbar sowie einfach interpretierbar ist und sich an Forschung, Medien, öffentliche Verwaltung, Aufsichtsbehörden (z. B. die FMA), politische Entscheidungsträger, Verbände, Unternehmungen und die breite interessierte Öffentlichkeit richtet.

Der KonSens vermag die konjunkturellen Fluktuationen in Liechtenstein gut abzubilden und dessen Verlauf ist ökonomisch plausibel. Dies zeigt einerseits der Vergleich mit einzelnen liechtensteinischen Wirtschaftsdatenreihen, andererseits sind die zyklischen Bewegungen ausgesprochen konform mit internationalen Konjunkturindikatoren. Er erfasst den konjunkturellen Zyklus Liechtensteins und dessen Wendepunkte sehr gut und bildet die wichtigsten Ausprägungen des konjunkturellen Musters adäquat ab, wie in Kapitel 4 diskutiert.

Der KonSens kann aber auch über die liechtensteinischen Grenzen hinaus interessant sein: Der nachgewiesene konjunkturelle Vorlauf Liechtensteins gegenüber der Schweiz (vgl. BRUNHART [2017a]) kann den KonSens auch für schweizerische Prognosen interessant

machen.²¹ Oder er könnte für andere Kleinstaaten, die üblicherweise über ähnliche Datenrestriktionen wie Liechtenstein verfügen (dünne Datenbasis, lange Publikationsverzögerung), als Vorbild dienen. Dies kann auch für autonome Gebiete, subnationale Einheiten (Regionen, Kantone etc.) oder auch Städte der Fall sein.

Nachdem die Zeitreihe der vierteljährlichen Werte des KonSens für den betrachteten Zeitraum (1. Quartal 1998 bis 2. Quartal 2019) ermittelt wurde, könnte in einem nächsten zukünftigen Arbeitsschritt ein ökonometrisches Prognosemodell erarbeitet werden, um mit dem KonSens nicht nur ein Instrument für die Analyse der aktuellen konjunkturellen Lage zu haben, sondern mittelfristig auch eine qualitative Prognose für die tendenzielle zukünftige Entwicklung in Liechtenstein zu testen. Viele vorlaufende Sammelindikatoren gehen insofern den direkten Weg, als dass sie aus vielen Einzelindikatoren jene mit statistischem Vorlauf identifizieren und diese erst dann zu einem Sammelindikator zusammenfassen. Demgegenüber wird der KonSens zunächst als Aggregation gleichlaufender Indikatoren berechnet und in einem zweiten Schritt könnte dann in Zukunft auch eine qualitative Prognose des KonSens-Wertes („Anstieg“, „keine starke Veränderung“, „Rückgang“) stattfinden. Die Berechnung und Publikation des KonSens liefern also einen direkten und indirekten Beitrag zur Konjunkturanalyse und -prognose, indem er gleichzeitig einen gleichlaufenden Sammelindikator darstellt und eine zukünftige Anwendung für die Ermittlung vorlaufender konjunktureller Signale ermöglicht.²²

Auch wenn das Liechtenstein-Institut – vor allem seit Schliessung der Konjunkturforschungsstelle Liechtenstein – zu Liechtensteins Konjunktur immer wieder einmal publiziert hat, ist beabsichtigt, neben den langfristigen, breiter angelegten Forschungsprojekten zu verschiedensten volkswirtschaftlichen Themenbereichen auch die angewandte Wirtschaftsanalyse zu institutionalisieren/auszubauen und eine unabhängige, systematische und nachhaltige Konjunktur- und Wachstumsanalyse für Liechtenstein auf regelmässiger Basis zu etablieren. Hierfür sind, ergänzend zum KonSens, weitere Tools

²¹ Wie in in BRUNHART [2017a] gezeigt, weist Liechtensteins Bruttoinlandsprodukt einen robusten Vorlauf gegenüber der Schweiz auf, wie auch die industrielle Wertschöpfung und die Güterexporte. Während das BIP und die sektorale Wertschöpfung nur auf Jahresbasis und mit einer längeren Publikationsverzögerung vorliegen, werden die Güterexporte auch in unterjähriger Frequenz und sehr zeitnah publiziert. Auch der KonSens zeigt leicht vorlaufende Tendenzen gegenüber der Schweiz, allerdings scheinen diese schwächer als bei den vorhin genannten Aggregaten. Zudem liegen die Güterexporte sogar in monatlicher Form vor, was ebenfalls für die Verwendung der liechtensteinischen Güterexportzahlen als Vorlaufindikator für die Schweiz spricht.

²² Eine qualitative Prognose trägt auch der Tatsache Rechnung, dass quantitative Punktprognosen (z. B. des BIP-Wachstums) oft nur schwer möglich und mit enormem Aufwand verbunden sind. Gerade in Liechtenstein ist eine genaue Prognose wegen der hohen Volatilität sehr schwierig: Die reale BIP-Wachstumsrate Liechtensteins beispielsweise schwankte in den vergangenen 20 Jahren zwischen etwa +12 und -11%. Die Volatilität wird einerseits durch die Kleinstaatlichkeit verursacht (siehe hierzu BRUNHART [2019b]), andererseits können einzelne grosse liechtensteinische Unternehmen das aggregierte Ergebnis beeinflussen. Dazu kommt die lange Publikationsverzögerung des BIP (siehe Kapitel 1 und v.a. Fussnote 3), so dass man vor einer BIP-Prognose zuerst die nähere Vergangenheit „prognostizieren“/schätzen muss, bevor man die eigentlichen Prognose durchführt, was die Unsicherheit erhöht. Beide Faktoren können also zu einem grossen Konfidenzintervall für die Prognosen führen. Auch werden Interessierte und Adressaten des KonSens aus einer qualitativen Einschätzung der zukünftigen generell-konjunkturellen Tendenz ähnlich viel Information gewinnen können wie aus einer Punktprognose des Bruttoinlandsprodukts.

(wie z. B. der fachbereichsübergreifende Datenpool des Liechtenstein-Instituts oder ein Wachstumsmonitor mit BIP-Nowcasting) geplant, die über hohe Synergien untereinander verfügen und einen regelmässigen Output liefern sollen. Der KonSens liefert aber schon einen ersten, wichtigen Beitrag dazu.

ANHANG

Die für die Berechnung des Konjunkturindex KonSens durchgeführten und im Haupttext jeweils kurz angesprochenen Verfahren sollen hier detailliert erklärt werden. Dabei beschäftigt sich Anhang A.1. mit den eigentlichen Berechnungen und Datentransformationen für den Sammelindikator, während sich in Anhang A.2. allgemeine und methodische Bemerkungen zu den verwendeten Einzelindikatoren finden.

Im Zuge dieser ökonometrischen/zeitreihenanalytischen Methoden kommen die Statistik-Programme EViews, R, JDemetra+ und Excel zum Einsatz (im früheren KonSens-Entwicklungsstadium auch Ecotrim und Gretl).²³ Eine gute praxis-orientierte Übersicht zu vielen der im Anhang erwähnten Methoden bieten INTERNATIONAL MONETARY FUND [2018], EUROPEAN UNION AND THE UNITED NATIONS [2017] und OECD [2008] sowie natürlich die zu den jeweiligen Methoden angegebenen spezifischen Quellen.

A.1. TRANSFORMATIONEN DER DATENREIHEN

Im Folgenden werden die wichtigsten Schritte der Datenbearbeitung detaillierter erläutert. Die Rohdaten müssen alle in dieselbe Form gebracht werden, bevor sie dann zum Sammelindikator zusammengefügt werden. Sie sollten inflationsbereinigt sein, in Quartalsform vorliegen, sowie um Saison- und Kalendereinflüsse und den langfristigen Wachstumstrend bereinigt sein. Anschliessend werden sie per Hauptkomponentenanalyse standardisiert und zum KonSens aggregiert. Von welchen Transformationen die einzelnen Indikatoren genau betroffen waren, ist in Tabelle 1 ersichtlich.

²³ EViews ist eine weit verbreitete Ökonometrie-/Statistik-Software (vor allem in der empirischen Praxis und angewandten ökonomischen Forschung). Es findet unter anderem Anwendung in der Zeitreihenanalyse, aber auch für Querschnitts- und Paneldaten. EViews wird von Quantitative Micro Software vertrieben: <http://www.eviews.com>.

R ist eine Programmiersprache, deren Software-Plattform frei zugänglich ist: <https://www.r-project.org>. Die Programmcodes für statistische, mathematische oder grafische Anwendungen können entweder selbst erstellt oder von anderen Usern weltweit kostenlos übernommen werden.

JDemetra+ ist eine kostenlose Software, welche verschiedene Module für die zeitreihenanalytische Saison- und Kalendereinigung beinhaltet. Es wurde von Eurostat (dem statistischen Amt der EU) entwickelt und ist online verfügbar: https://ec.europa.eu/eurostat/cros/content/software-jdemetra_en.

Ecotrim ist ein kostenloses Programm für die temporale Disaggregation und Interpolation von Daten, welches von Eurostat entwickelt wurde. Es beinhaltet verschiedene univariate und multivariate Methoden (mit oder ohne Indikatoren) für die Erhöhung der Frequenz von Zeitreihen. Die Verfahren von Ecotrim wurde in die neueren Versionen von JDemetra+ integriert und einige davon sind mittlerweile auch für R und EViews verfügbar.

Gretl ist eine statistische/ökonometrische Software, welche oft als gutes kostenloses Substitut zu EViews gesehen wird: <http://gretl.sourceforge.net>.

Excel ist eine Software für die Erfassung, Aufbereitung und Darstellung von Daten. Es stellt darüber hinaus viele mathematische und statistische Berechnungen und Methoden bereit. Excel ist Teil von Microsoft Office: <http://office.microsoft.com>.

A.1.1. Quartalisierung

Jene Daten, welche als Monatsdaten publiziert werden, müssen in Quartalsgrössen umgerechnet werden. Dabei wird je nach Typ der Daten das arithmetische Mittel über die drei Monate des jeweiligen Quartals, ein Stichtag oder die Summe aus den drei Monaten verwendet. Flussgrössen beziehen sich auf eine kumulierte Summe über einen bestimmten Zeitraum, während Bestandsgrössen einen bestimmten Stichtag betreffen oder auch als Durchschnitt über eine bestimmte Periode ausgewiesen werden. Für den KonSens werden nur Daten verwendet, welche in Monats- oder Quartalsform ausgewiesen werden. Es sind also prinzipiell keine temporalen Disaggregations- und Benchmarking-Methoden notwendig (siehe Fussnote 17 für die Erläuterung dieser Begriffe), ausser wenn ausnahmsweise für ein einzelnes Jahr keine unterjährigen Zahlen, sondern nur das Jahresaggregat verfügbar ist. Wenn eine geeignete unterjährige Referenzreihen vorliegt, wird mit dem Verfahren nach LITTERMAN [1983] (einer Variante nach CHOW UND LIN [1971]) gearbeitet, sonst mit der DENTON [1971]-Variante von CHOLETTE [1984]. Das diesbezügliche methodische Vorgehen ist im Anhang A.2. bei den betroffenen Einzelindikatoren erläutert.

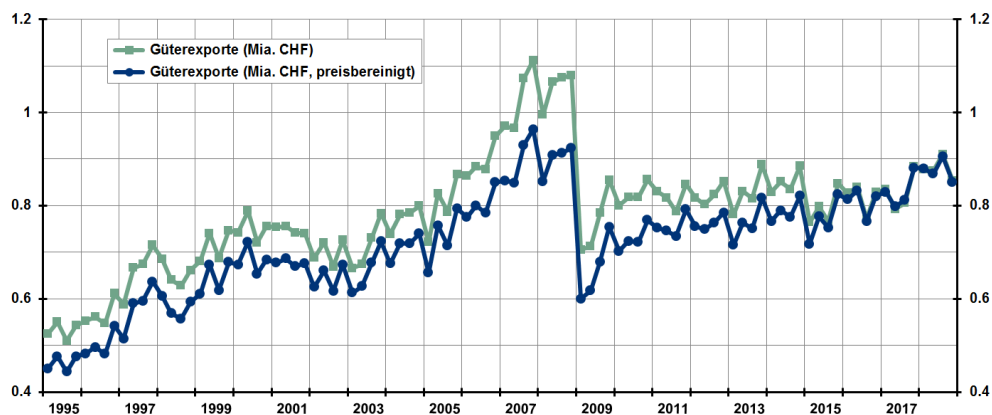
A.1.2. Deflationierung

Üblicherweise werden volkswirtschaftliche Grössen, welche in Geld ausgedrückt werden, auch preisbereinigt ausgewiesen, da in erster Linie jene Veränderungen interessieren, die sich effektiv auf eine Mengenänderung zurückführen lassen und nicht auf eine Änderung des Preisniveaus. Oft wird zum Beispiel das reale (inflationsbereinigte) Bruttoinlandsprodukt und nicht das nominale ausgewiesen, um die Zunahme der realen Wertschöpfung besser darzustellen.

Für die in Geld gemessenen Indikatoren, welche Eingang in den KonSens finden, wird eine Deflationierung/Inflationsbereinigung vorgenommen. Leider liegt kein Preisindex für Liechtenstein vor, mit dessen Hilfe man in reale Grössen umrechnen könnte. In diesem Zusammenhang ist es sinnvoll, den schweizerischen Landesindex für Konsumentenpreise (LIK) oder andere geeignete schweizerische Deflatoren zu verwenden, da Liechtenstein über eine Wirtschafts-, Zoll- und Währungsunion mit der Schweiz verfügt und auch viele Steuern und Zölle gemeinsam erhebt. Dieses Vorgehen wurde auch von der KOFL praktiziert (vgl. SCHLAG [2012, S. 44]) und zudem von OEHRY [2000, S. 345] in seinem Standardbuch zur liechtensteinischen VGR vorgeschlagen. Die direkten Güterexporte und -importe werden anhand der schweizerischen Deflatoren für Warenexporte und -importe (ohne nicht-monetäres Gold, Transithandel und Wertsachen) preisbereinigt und die restlichen in Geld gemessenen Einheiten mit dem LIK. Diese Deflatoren sind beim Bundesamt für Statistik oder beim SECO erhältlich.

In Abbildung 7 wird anhand der liechtensteinischen direkten Güterexporte eine Preisbereinigung exemplarisch dargestellt.

Abbildung 7: Deflationierung der liechtensteinischen Güterexporte (Basisquartal 2019Q1)



Quelle: Eigene Darstellung. Datenquelle: Eigene Berechnungen basierend auf Eidgenössische Zollverwaltung (Swiss-Impex) und SECO (Deflator Warenexporte).

Während die liechtensteinischen Güterexporte in nominaler Rechnung noch immer deutlich unter dem Niveau von vor der Finanzkrise 2008 liegen, haben sie diese in realen Zahlen fast wieder erreicht (was an den Preisrückgängen bei den Exportgütern durch die Frankenaufwertungen liegt).

A.1.3. Isolierung der konjunkturellen Komponente

Wie bereits in Kapitel 2 argumentiert, interessieren im Zusammenhang mit dem KonSens vor allem die konjunkturellen Einflüsse und Entwicklungen, wofür man die Konjunkturkomponente aus den beobachteten volkswirtschaftlichen Zeitreihen identifizieren und isolieren muss. Zeitreihen spielen in der Konjunkturforschung eine zentrale Rolle. Eine Zeitreihe ist eine zeitlich geordnete Folge von Beobachtungen einer Variablen. Um ernstzunehmende Aussagen über aktuelle und mögliche zukünftige wirtschaftliche Entwicklungen tätigen zu können, müssen historische Zeitreihen analysiert und Zusammenhänge zwischen ihnen und der zu prognostizierenden Zeitreihe identifiziert werden, welche Analyse und Prognosen auf ein sichereres Fundament stellen. Kapitel A.1.3. soll einen Überblick über die verwendeten zeitreihenanalytischen Methoden geben, welche in der Konjunkturforschung und der Analyse von Konjunkturindikatoren zur Anwendung kommen. Dabei ist der Fokus auf die Methoden zur Bereinigung von Kalendereffekten, saisonalen Einflüssen und des langfristigen Trends gerichtet.

Gedanklicher Ausgangspunkt in der Zeitreihenanalyse ist oft, dass man eine Zeitreihe grundsätzlich in verschiedene Komponenten aufteilen kann: Den Trend G_t , den Konjunkturzyklus C_t , die Saisonkomponente S_t die Kalenderkomponente K_t und die irreguläre Komponente I_t . Obwohl die multiplikative Verknüpfung der Zeitreihenkomponente wohl häufiger angewandt wird und ökonomisch meist auch sinnvoller ist, soll hier aus Illustrationsgründen die additive Variante erklärt werden:

$$[1] \quad X_t = G_t + C_t + K_t + S_t + I_t$$

Die Trendkomponente in Gleichung [1] stellt die langfristige Wachstumstendenz der Zeitreihe dar (im Falle des BIP kann der Trend als Produktionspotenzial verstanden werden), wohingegen die Konjunkturkomponente die konjunkturbedingten zyklischen Schwingungen um den langfristigen Trend verkörpert, wie zum Beispiel exogene Angebotsschocks, Nachfrageschocks, fiskalpolitische oder monetäre Massnahmen. Die Saisonkomponente trägt der Tatsache Rechnung, dass gewisse Reihen saisonalen Schwankungen, welche im Jahresrhythmus wirken, unterliegen. So ist beispielsweise die Arbeitslosigkeit im Sommer in der Regel geringer als in den kalten Monaten. Unter der Kalenderkomponente werden die Einflüsse verstanden, welche sich ergeben, weil gewisse Beobachtungsperioden eine unterschiedliche Anzahl Wochen- oder Feiertage aufweisen. Die Restkomponente (irreguläre Komponente) beinhaltet alle restlichen Einflüsse, welche kurzfristige Auswirkungen auf die Zeitreihenwerte haben können, zum Beispiel fehlerhafte Datenerhebung oder Streiks. Für diese „Ausreisser“ kann statistisch kontrolliert werden, wenn sie sich nachteilig auf die Erklärungskraft des geschätzten Modells auswirken oder die Ausreisser nicht ökonomisch plausibel begründbar sind.

Wird die Reihe nun saisonbereinigt und zudem von Kalenderkomponenten befreit, erhält man die saisonbereinigte Zeitreihe Y_t :

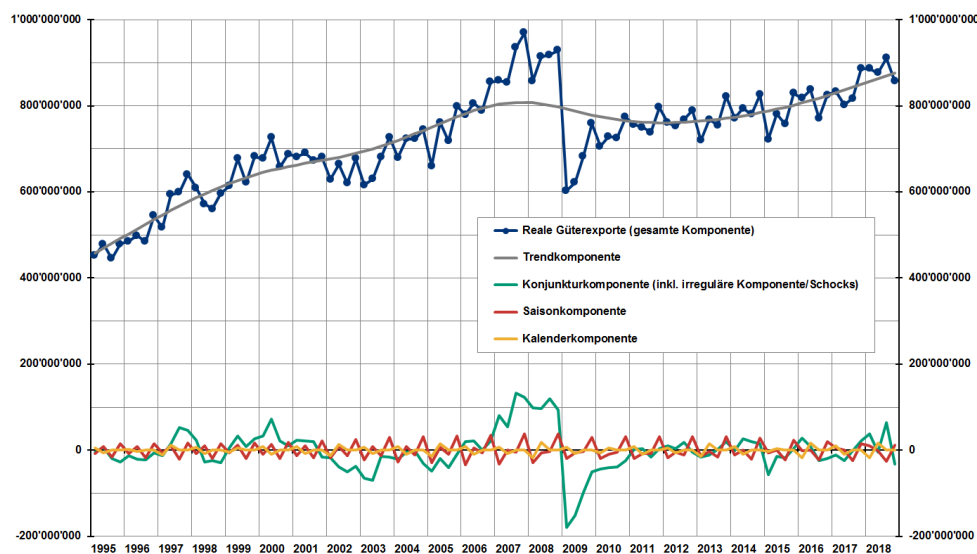
$$[2] \quad Y_t = X_t - K_t - S_t = G_t + C_t + I_t$$

Gelingt es jetzt noch, den Trend G_t herauszufiltern, dann erhält man die zyklische Komponente, also den für die Konjunkturforschung interessanten Konjunkturzyklus C_t . Die Komponenten I_t und C_t sind aber in der Realität schwierig zu trennen. Zum Beispiel, weil konjunkturelle Einflüsse ja auch schockartig eintreten können. Deshalb werden I_t und C_t in der Konjunkturanalyse oft gemeinsam betrachtet.

Abbildung 8 soll die Komponentenzerlegung grafisch dokumentieren (aus illustrativen Gründen in additiver Form). Es handelt sich dabei um eine geschätzte Komponentenzerlegung im Zuge der Saisonbereinigung mit dem Census X-13-Verfahren. In X-13 werden die

Konjunktur- und die Trendkomponente zum Trendzyklus zusammengefasst ($G_t + C_t$), weswegen die beiden Komponenten Trend und Konjunktur für die Zeitreihenzerlegung hier per HP-Filter voneinander getrennt wurden. Der Trendzyklus addiert sich zusammen mit den saisonalen, kalenderbedingten und irregulären Einflüssen/Komponenten zur originalen, unbereinigten Zeitreihe (in Abbildung 8 sind irreguläre und konjunkturelle Komponente zusammengekommen).

Abbildung 8: Zeitreihenzerlegung reale Güterexporte Liechtensteins (CHF, Basisquartal 2018Q4)



Quelle: Eigene Darstellung. Datenquelle: Eigene Berechnungen basierend auf Eidgenössische Zollverwaltung (Swiss-Impex) und SECO (Deflator Warenexporte).

A.1.3.1. Saison-/Kalenderbereinigung

Zuerst widmen wir uns der saisonalen Bereinigung von Zeitreihen.²⁴ Wie schon erwähnt, unterliegen Zeitreihen oft saisonalen Einflüssen, welche das Gesamtbild verzerren. Deshalb muss diesen saisonalen Komponenten Rechnung getragen werden. Es soll also S_t aus Gleichung [1] herausgelöst werden. Mit der Saisonbereinigung meist einher geht die Elimination von den kalenderbedingten Einflüssen (K_t). Die gängigen Saisonbereinigungsverfahren wie Census X-13, TRAMO/SEATS oder das Berliner Verfahren (BV4.1)

²⁴ Eine gute Einführung in die Saisonbereinigung bieten LINZ, FRIES UND VÖLKER [2018]. Ein gutes Lehrbuch zur saisonalen Ökonometrie generell ist GHYSELS UND OSBORN [2001], darin findet sich auf den Seiten 93–120 auch ein Überblick über die Saisonbereinigungsverfahren Census X-12 und TRAMO/SEATS.

schliessen auch Möglichkeiten zur Kalenderbereinigung mit ein.²⁵ Für den Konsens wurden die Einzelindikatoren mit Census X-13 saison- und kalenderbereinigt.

Das U. S. Census Bureau widmete sich schon früh der Problematik von Reihen mit Saisoneinflüssen und deren Bereinigung. 1954 stellte es das erste Computerprogramm zur Saisonbereinigung vor, das in der Folge immer wieder modifiziert wurde und schliesslich in den 1960er Jahren in das Saisonbereinigungsverfahren Census X-11 mündete, welches schnell zum bekanntesten und am meisten verwendeten wurde. Gegenüber seinen Vorläufern war X-11 ein Durchbruch und brachte einige bedeutende Neuerungen mit sich (vgl. SHISKIN, YOUNG UND MUSGRAVE [1967, S. 1–2]). Daraufhin folgten die Weiterentwicklungen Census X-11-ARIMA, Census X-12 und Census X-13, welche allerdings alle X-11 als Hauptbestandteil in sich tragen. Während X-11-ARIMA sich von X-11 nur dadurch unterscheidet, dass die ARIMA-Erweiterung²⁶ es ermöglicht, Zeitreihen durch ARIMA-Prognosen in die Vergangenheit und in die Zukunft zu verlängern, bevor die Saisonbereinigung im engeren Sinne stattfindet.²⁷ Das Census X-12 unterscheidet sich sowohl in der Methodik als auch in Eigenschaften der generierten Daten wesentlich von seinem Vorläufer X-11-ARIMA (vgl. FINDLEY ET AL. [1998], S. 1): Es verfügt über alternative Anpassungsmöglichkeiten für saisonale und kalenderbedingte Effekte, welche durch benutzerdefinierte Optionen ergänzt werden. Neue Diagnostiken evaluieren Stabilität und Güte der Schätzung der bereinigten Daten und es bestehen erweiterte Modellierungsoptionen und Optionen für die Koeffizientenschätzung bei den regARIMA-Modellen²⁸. Die DEUTSCHE BUNDESBANK [1999, S. 50]) hielt jedoch fest, dass die Umstellung von X-11 auf X-12 keinen grossen Revisionsbedarf mit sich brachte. Seit wenigen Jahren liegt Census X-13 vor, wobei die Hauptneuerung darin besteht, dass das eigentliche Saisonbereinigungsverfahren anstatt mit X-11 auch per SEATS durchgeführt werden kann.

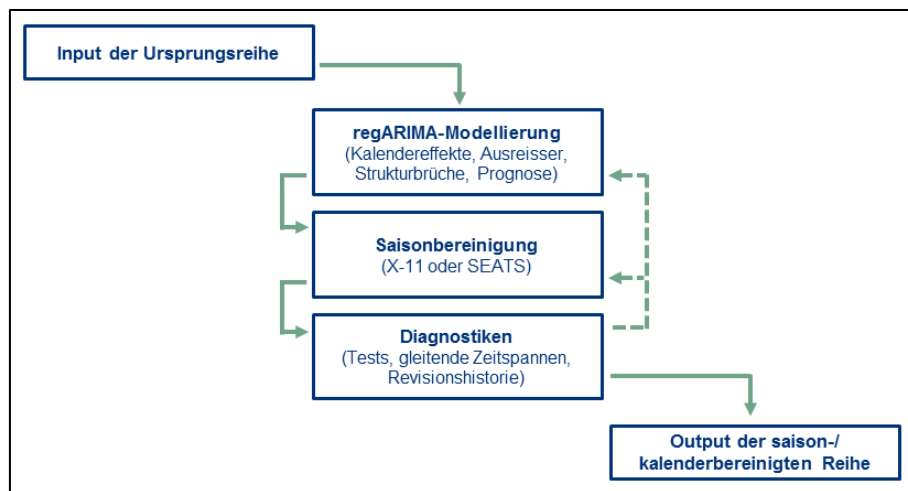
²⁵ Die Methode „Tramo/Seats“ wird in GÓMEZ UND MARAVALL [1996] und GHYSELS UND OSBORN [2001, S. 108–114] näher erläutert. Eine Beschreibung des „Berliner Verfahrens“ findet sich in SPETH [2004].

²⁶ Ein ARMA(p,d,q)-Prozess (Autoregressive-Moving-Average) in der Tradition von BOX UND JENKINS [1979] kombiniert einen autoregressiven AR(p)-Prozess ($\alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_p y_{t-p}$) und einen MA(q)-Prozess (gleitender Durchschnitt der Fehlerterme: $\beta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \beta_p \varepsilon_{t-p}$), so ergibt sich $y_t = c + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \beta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \beta_p \varepsilon_{t-p}$. Dabei ist c die optionale Konstante der Schätzgleichung, die Alphas und Betas sind die Koeffizienten und Eta bezeichnet den Fehlerterm. Verallgemeinert man den ARMA-Prozessen und lässt auch nicht-stationäre Reihen nach obiger Kombination zu, spricht man von ARIMA-Prozessen (Autoregressive-Integrated-Moving-Average). Dabei wird die betrachtete Zeitreihe durch Differenzenbildung stationär gemacht, falls sie integriert der Ordnung d war. Mehr Erläuterungen zu ARMA/ARIMA-Modellen und Stationarität/Integrationsordnung finden sich bei LINZ, FRIES UND VÖLKER [2018, S. 65f], BRUNHART [2013b, S. 51–60], ASTERIOU UND HALL [2011] oder NEUSSER [2009].

²⁷ Census X-12 schliesst die Möglichkeit der ARIMA-Modellierung ebenfalls ein, wie auch X-13 (welches zusätzlich noch die Wahl zwischen der eigentlichen Saisonbereinigung nach X-11 oder SEATS beinhaltet). Im Folgenden werden die Zusätze der Bezeichnungen aber nicht verwendet („X-12-ARIMA“ oder „X-13-ARIMA-SEATS“), sondern lediglich die Bezeichnungen „X-12“ und „X-13“.

²⁸ Die Bezeichnung „regARIMA“ steht für saisonale ARIMA-Modelle (SARIMA) in Kombination mit verschiedenen Regressoren (Ausreisser, Strukturbrüche, Kalendereffekte). Zu Erläuterung von ARIMA- und SARIMA-Modellen siehe Fussnote 26 und die dort genannte Literatur.

Abbildung 9: Ablauf Saisonbereinigungsverfahren Census X-13



Quelle: Eigene Darstellung.

Die wesentlichen Verfahrensschritte von Census X-13 sind in Abbildung 9 dargestellt. Der erste Teil von X-13 besteht aus der optionalen „Vorbereitung“ der Daten. Dabei wird die Ursprungsreihe mit Hilfe von regARIMA-Verfahren, welche Regressionsinstrumente und (saisonale) ARIMA-Modelle kombinieren, modelliert. Es werden zudem die Kalenderkomponente geschätzt und Extremwerte und Ausreisser ermittelt. Dadurch kann die Saisonstruktur im zweiten Teil besser identifiziert werden, die Ergänzung durch regARIMA-Modelle bringt zudem eine geringere Revisionsanfälligkeit der saisonbereinigten Daten mit sich (vor allem am Reihenende), wenn mit den eingepassten Modellen Prognosen über den aktuellen Datenrand hinaus vorgenommen werden, da der Asymmetrie der verwendeten Filter gegen Schluss der Datenreihe entgegengewirkt wird.

Der zweite Teil bildet das Kernstück von X-13, dort erfolgt die Saisonbereinigung im engeren Sinne. Hier kann zwischen der Saisonbereinigung mittels X-11 oder neu alternativ mittels SEATS entschieden werden. Dieser Teil ist bis auf wenige methodische Anpassungen deckungsgleich mit dem ursprünglichen X-11-Verfahren. Die Saisonbereinigung X-11 beruht dabei auf einer iterativen Verwendung verschiedener gleitender Durchschnitte. Bei der Durchführung kann eine multiplikative oder eine additive Verknüpfung gewählt werden. Die additive Variante hat zur Annahme, dass die Summe aus Trend-Konjunktur-Komponente T_t Saisonkomponente S_t , die Kalenderkomponente K_t (wurde bereits in regARIMA-Stufe entfernt) und der irregulären Komponente I_t den totalen Wert der ursprünglichen Zeitreihe ergibt (siehe hierzu auch Textbox auf Seiten 30–31). Die Trend-Zyklus-Komponente T_t ist eine Kombination aus Trend- und Konjunkturkomponente: $T_t = G_t + C_t$. Die multiplikative Variante hingegen geht davon aus, dass die verschiedenen Komponenten als Multiplikation verknüpft sind und sie zusammen als Produkt den Zeitreihenwert ergeben.

Additive Variante²⁹: $X_t = T_t + S_t + I_t$

Multiplikative Variante: $X_t = T_t \cdot S_t \cdot I_t$

Die additive Variante entspringt der Idee, dass die absolute Höhe der Saisonabweichungen und die Schwankungen der irregulären Einflüsse unabhängig vom Trendniveau sind, während die multiplikative annimmt, dass eine Abhängigkeit besteht. Zudem existieren bei X-13 noch die Möglichkeiten einer log-additiven und einer pseudo-additiven Verknüpfung.³⁰ Die multiplikative Version stellt in der Regel die realistischere Annahme dar, weshalb in den weiteren Ausführungen zur Saisonbereinigung auf diese fokussiert wird.³¹

Die Saisonbereinigung im engeren Sinn (also des zweiten Teils von X-13) erfolgt hauptsächlich anhand von drei Iterationsschritten (vgl. FINDLEY ET AL. [1998, S. 8], LINZ, FRIES UND VÖLKER [2018, S. 68–73] und INTERNATIONAL MONETARY FUND [2018, S. 141f]):

- Vorläufige *Schätzung roher Werte* der Komponenten (initiale Startwerte): Zunächst wird mit mehrfachen gleitenden Mittelwerten ein Rohwert für den Trend-Zyklus berechnet. Danach wird die rohe *SI*-Komponente (Kombination von saisonaler und irregulärer Komponente, $SI_t = X_t/T_t$) ermittelt, indem der rohe Trend-Zyklus aus der Ursprungsreihe herausgerechnet wird. Die irregulären Effekte werden nun noch herausgefiltert, indem alle Beobachtungspunkte anhand mehrfach gleitender saisonaler Mittelwerte geglättet werden, um die rohen Saisonfaktoren zu bestimmen, welche dann noch normiert werden (damit die rohen Saisonfaktoren, die über die Zeit die Saisonkomponente bilden, einen Jahresdurchschnitt von nahe 1 aufweisen). Durch Division der Ursprungswerte durch die rohen Saisonfaktoren erhält man eine erste Annäherung der saisonbereinigten Reihe.
- Bestimmung der *finalen Saisonfaktoren*: Durch die Anwendung eines Henderson-Filters³² (nach HENDERSON [1916]) wird die im vorherigen Schritt eingepasste rohe Trend-Zyklus-Komponente zu revidierten Werten aktualisiert. Anhand der revidierten Trend-Zyklus-Werte werden nun revidierte *SI*-Werte ermittelt. Nun werden im Kernschritt die geglätteten vorläufig finalen Saisonfaktoren bestimmt, indem saisonale, gleitende 3×5-Durchschnitte³³ auf die revidierten *SI*-Werte angewandt werden:

²⁹ Die Kalendereinflüsse K_t wurden bereits entfernt.

³⁰ Siehe FINDLEY ET AL. [1998, S. 7] für Erläuterungen zum log-additiven und zum pseudo-additiven Verfahren.

³¹ Bei der Saisonbereinigung nimmt T_t in der Regel die Dimension/Recheneinheit von X_t an, während S_t und I_t Faktoren grösser, kleiner oder gleich 1 sind.

³² Der Henderson-Filter ist wie in Iterationsschritt eins ein symmetrischer, gleitender Durchschnitt, dessen Gewichte aber mathematisch optimiert werden. Diese Anpassung der Gewichte und Länge des Stützzeitraums geschieht in X-13 automatisch, kann aber auch manuell geändert werden.

³³ Die Länge des Saisonfilters wird automatisch festgelegt, sie kann aber auch manuell angepasst werden.

$$[3] \quad S_j^f = \sum_{i=j-l/2}^{j+l/2} \omega_i \cdot S_i^{r,q}$$

Die finalen Quartalswerte für die Saisonfaktoren (S^f) in jedem Jahr j ergeben sich also durch die Aufsummierung über alle mit ω gewichteten rohen Saisonfaktoren (S^r aus Iterationsschritt 1) für jedes Quartal q innerhalb der Länge des rollierenden Stützzeitraums l . Die finalen Saisonfaktoren werden nun noch normiert (Jahresdurchschnitt soll wieder nahe 1 sein).

- Berechnung der *finalen Komponenten* (und damit auch der saisonbereinigten Zahlen Y_t): Die im Zentrum des Interesses stehenden saisonbereinigten Zahlen ergeben sich, indem die Originalreihe durch die finalen Saisonfaktoren dividiert wird. Zudem wird durch erneute Anwendung eines Henderson-Filters (nun aber auf die saisonbereinigte Datenreihe) die finale Trend-Zyklus-Komponente berechnet und durch Division der saisonbereinigten Reihe durch den finalen Trend-Zyklus die finale irreguläre Komponente ermittelt.

Im Wesentlichen bestehen die Census X-11-Berechnungen also aus den folgenden Schritten: Anfangsschätzungen mit der Generierung der rohen Saisonkomponente, Ermittlung der definitiven Saisonkomponente, finaler Henderson-Trendfilter und endgültige Bestimmung der irregulären Komponente. Zusätzlich reduziert ein automatisch implementierter Algorithmus den Einfluss von Daten-Ausreißern.

Die der Saisonbereinigung unterliegenden zeitreihenanalytischen Schätzmodelle und deren Parameter werden mit jedem Quartal neu für den ganzen Zeitraum geschätzt, es kann dadurch zu leichten Verschiebungen der saisonbereinigten Daten früherer Zeitperioden kommen. Zudem ergibt sich durch die Asymmetrie der gewichteten Durchschnitte am aktuellen Rand eine gewisse Revisionsanfälligkeit, welche durch Prognosen der verwendeten ARIMA-Modelle etwas gemildert wird. Bei der Wahl der Saisonbereinigungsverfahren und der angewendeten Spezifikation genießt hier der Revisionsbedarf explizite Aufmerksamkeit.

Census X-13 enthält viele Möglichkeiten der Diagnostik. Diese liefern Warnhinweise, falls die ermittelten saisonbefreiten Daten unter den gewählten Optionsmöglichkeiten problematisch erscheinen. Zudem eröffnet der Vergleich der Gütemasse verschiedener Bereinigungen über unterschiedliche Optionsentscheidungen einen Ausgangspunkt zur Wahl der optimalen Optionseinstellungen. Darüber hinaus bietet das auf Saisonbereinigung spezialisierte Statistik-Programm JDemetra+ weitere Hinweise, Grafiken, Tests und Kontrollgrößen, welche die adäquate Wahl der Spezifikationen erleichtern.³⁴ EUROSTAT [2015], das statistische Amt der Europäischen Union, hat ein umfassendes Manuskript zur

³⁴ Erläuterungen finden sich im JDemetra+ User Guide (GRUDKOWSKA [2017]).

Anwendung der Saisonbereinigung vorgelegt. Dadurch werden wertvolle Handlungsempfehlungen bereitgestellt und eine Vereinheitlichung der Praxis vorangetrieben. Diese Prinzipien wurden so gut als möglich auch in der Saisonbereinigung innerhalb des vorliegenden Projektes eingehalten.

Die gewählten Einstellungen für die Saisonbereinigung im vorliegenden Projekt sehen folgendermassen aus: JDemetra+ testet als Ausgangspunkt, ob die Daten logarithmiert werden sollten oder nicht (vgl. GRUDKOWSKA [2017, S. 64f]). Falls dem so ist, werden für die nächsten Schritte die transformierten Ursprungsdaten verwendet. Abhängig davon, ob logarithmiert wird, legt X-13 die passende Variante der Verknüpfung der Komponenten fest (multiplikativ, additiv etc.). Zudem wird getestet, ob Kalenderkorrekturen nötig sind (Schaltjahr, Anzahl Arbeitstage, Ostern) und diese werden gegebenenfalls angewendet. Darüber hinaus wird überprüft, ob Korrekturen von Ausreissern (additive Ausreisser, Niveauverschiebungen, vorübergehende Verschiebungen) notwendig sind. JDemetra+ identifiziert und schätzt das optimale ARIMA-Modell, die Identifikation der optimalen Laglängen und Integrationsordnung der ARIMA-Modelle werden automatisch ausgewählt für jeden Einzelindikatoren. Die automatische Auswahl der ARIMA-Spezifikation geschieht unter der Verwendung eines angepassten Informationskriteriums in der Tradition von AKAIKE [1974] (für die Erläuterung von Informationskriterien und deren Nutzen siehe BRUNHART [2013b, S. 51–53]).

Alle involvierten Reihen werden einer diagnostischen Überprüfung unterzogen: Mit verschiedenen Tests wird geprüft, ob überhaupt ein *ursprüngliches saisonales Muster* in den Originaldaten vorliegt, und in einem weiteren Schritt überprüft, ob eine *verbleibende saisonale Struktur* festgestellt werden kann in den saisonbereinigten Zahlen. Zudem wird mit weiteren Tests die Qualität der Saisonbereinigung evaluiert.³⁵ Dann werden die sogenannten *Sliding Spans* (gleitende Zeitspannen) inspiziert. Diese untersuchen, wie sehr sich die zentralen Resultate bei Verschieben der verwendeten Zeitfenster (Teilabschnitte der gesamten Zeitreihe) ändern. Zudem spielt die *Revisionshistorie*, welche den durchschnittlichen Revisionsbedarf und dessen Extremwerte der verwendeten Saisonbereinigungsmethode für jeden Zeitpunkt über die Zeit erfasst, eine wichtige Rolle. Ebenfalls überprüft werden die *Residuen* der verwendeten (saisonalen) ARIMA-Modelle. Welche Reihen letztlich saisonbereinigt und welche in roher Form berücksichtigt wurden, ist in Tabelle 1, welche alle verwendeten Konjunkturindikatoren auflistet, ersichtlich.³⁶

Die Tests und Evaluierungen der Modellspezifikationen geschehen jährlich mit JDemetra+, wenn die Saisonbereinigungsverfahren turnusmässig überprüft werden. Die für die Saisonbereinigung wichtigsten gewählten Einstellungen werden dann vier Quartale lang konstant gehalten und erst im Zuge der jährlichen Evaluierung wieder gegebenenfalls

³⁵ Für die ausführliche Erläuterung dieser Tests zur Saisonalität und Qualität der Saisonbereinigung sei hier auf den JDemetra+ User Guide (GRUDKOWSKA [2017]) und auf LADIRAY UND QUENNEVILLE [1999] verwiesen.

³⁶ Das Benchmarking-Problem (Total aller saisonalbereinigten Zahlen ergibt nicht exakt das Jahrestotal der unbereinigten Zahlen) wird vernachlässigt, wie im Dokument zur empfohlenen Praxis der Saisonbereinigung von EUROSTAT [2015] vorgeschlagen.

geändert. Die Einzelindikatoren werden mit JDemetra+ und R (zu Vergleichszwecken auch mit EViews) einzeln per Census X-13 und den dafür in JDemetra+ festgelegten regARIMA-Spezifikationen saisonbereinigt und dabei wird die jeweilige Zeitreihe über den ganzen Zeitraum revidiert. Die Kalenderbereinigung wird nur für jene Einzelvariablen vorgenommen, bei denen eine eventuelle Existenz von plausible erscheint.

A.1.3.2. Trendbereinigung

Wie bereits im Hauptteil beschrieben, macht es nach einer allfälligen Saisonbereinigung ökonomisch Sinn, den Trend aus einer ökonomischen Zeitreihe zu bereinigen und auf diese Weise die zyklische Komponente herauszufiltern, welche sich besser für konjunkturspezifische Untersuchungen eignet.³⁷ Für diese Trennung von diesen kurzfristigen Fluktuationen vom langfristigen Trend existieren viele Methoden in der Literatur und Praxis (siehe hierzu auch die Diskussion der verschiedenen Definitionen von Konjunktur in Kapitel 2). Zu den wichtigsten Methoden zur Ermittlung der Trend- und Zykluskomponente gehören die im Folgenden genannten:

- *Wachstumsraten zur Trendbereinigung:* Die Differenzenbildung (üblicherweise Vorjahres- oder Vorquartalswachstumsraten) der typischerweise realen und saisonbereinigten Zeitreihe lässt den oft vorliegenden positiven Wachstumstrend in den Hintergrund treten.
- *Strukturelle, ökonometrische Schätzung des Produktionspotenzials:* Ein Ansatz zur Ermittlung der Trendkomponente kann sein, dass man versucht, eine durchschnittliche Kapazitätsauslastung direkt zu bestimmen, also diese schätzt und nicht den Umweg über die Glättung der beobachtbaren wachsenden Zeitreihe (in der Regel des BIPs) nimmt, die nicht beobachtbare Trendkomponente also in einer gewissen Weise beobachtbar macht. In der Literatur gibt es verschiedene Methoden für die ökonometrisch modellierte Schätzung des Produktionspotenzials. Dabei werden zusätzliche Daten aus Unternehmenserhebungen, offiziellen Statistiken sowie der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung benötigt. Das Regressionsmodell beinhaltet typischerweise eine theoretisch fundierte volkswirtschaftliche Produktionsfunktion (z.B. Cobb-Douglas- oder CES-Funktion). Die Parameter des Schätzmodells werden dann ermittelt und/oder deren kalibrierte Werte aus anderen Schätzungen übernommen. Produktionstheoretische Ansätze berücksichtigen explizit die aus der ökonomischen Theorie abgeleiteten strukturellen Faktoren, die das Produktionspotenzial einer Volkswirtschaft beeinflussen. Hierzu werden insbesondere Daten zum gesamtwirtschaftlichen Kapitalbestand einer Volkswirtschaft benötigt, welche in einigen Fällen (so auch in Liechtenstein) oft nur begrenzt oder gar nicht vorliegen.

³⁷ Eine Trendbereinigung/Differenzenbildung kann auch nützlich sein, um damit Stationarität in den Daten sicherzustellen (zu den Problemen von Nicht-Stationarität sowie deren Identifikation und Lösungsansätze: Siehe BRUNHART [2013b, S. 53–60]).

- *Nicht-strukturelle, zeitreihenanalytische Ermittlung des Produktionspotenzials:* Man kann die Trendkomponente auch annähern, indem man die zu bereinigende Zeitreihe in ein Modell einpasst, welches regressiv Parameter erfasst (möglicherweise neben anderen interessierenden Variablen), die für das zeitliche Wachstum der Datenreihe kontrollieren. Neben heute nicht mehr so gebräuchlichen deterministischen Trendmodellen (Trend z.B. als lineare oder exponentielle Funktion der Zeit), können auch stochastische Trends in strukturelle Trendmodelle integriert werden, wie nach dem Ansatz der „Unobserved Components“ in der Tradition von HARVEY UND JAEGER [1993]. Zu dieser Gruppe zählt auch die Zeitreihenzerlegung nach BEVERIDGE UND NELSON [1981], welche die nicht-stationäre Zeitreihe in einen transitorischen und in einen permanenten Anteil zerlegt, also genauer in einen deterministischen (Trend plus stationäre Komponente) und einen stochastischen Teil.
- *Filterverfahren zur Bestimmung des Produktionspotenzials:* Filter sind nicht-parametrische Methoden. Der Filter von HODRICK UND PRESCOTT [1997], auch HP-Filter genannt, stellt das wohl bekannteste Filterverfahren dar, er eliminiert niedrigfrequentierte Schwingungen und bestimmt auf diese Weise einen glatten, nichtlinearen Trend (siehe hierzu das Beispiel in Abbildung 3). Zu weiteren bekannten Filtermethoden können der Filter von BAXTER UND KING [1999] sowie dessen Weiterentwicklung durch CHRISTIANO UND FITZGERALD [1999] und neuere Varianten des HP-Filters gezählt werden.
- *Iterative Methoden zur Trendbestimmung:* Ein prominentes Beispiel eines iterativen Verfahrens ist der „Phase Average Trend“ (PAT). Dieses Verfahren wurde vom National Bureau of Economic Research (NBER) entwickelt und wird bis heute verwendet. Diese iterative Methode fusst auf einem Algorithmus zur Bestimmung von konjunkturellen Wendepunkten, welcher von BRY UND BOSCHAN [1971] vorgeschlagen wurde (siehe hierzu auch NILSSON UND GYOMAI [2011]).

Für den KonSens wurden zwei Trendbereinigungsverfahren berechnet und geprüft (per HP-Filter und per Wachstumsraten) und nach reiflichen Erwägungen die Trendbereinigung per Differenzenbildung mit Wachstumsraten³⁸ ausgewählt:

- Wendepunkte werden beim klassischen Zykluskonzept (Wachstumsraten) tendenziell früher angezeigt als beim Wachstumszyklus per HP-Filter-Trendabweichung (vgl. SCHIPS [2002, S. 12–13] sowie NIERHAUS UND STURM [2003, S. 7–8]). Wie in Abbildung 10 ersichtlich, gilt dies auch für den KonSens. Der KonSens mit Wachstumsraten der Einzelindikatoren zeigt die konjunkturellen Wendepunkte in fünf Fällen früher an als mit der mittels HP-Filter berechneten Trendabweichung, in einem Fall später. Da bei der Konjunkturanalyse und -prognose gerade dieses Kriterium wichtig ist, wird diesem hohe Priorität eingeräumt. Der KonSens wird also anhand der Wachstumsra-

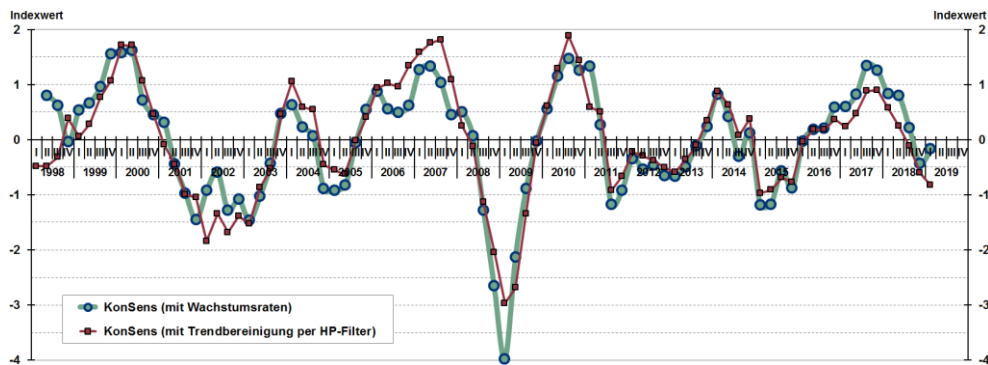
³⁸ Da die Einzelvariablen vor der Aggregation (Hauptkomponentenanalyse) standardisiert werden, entfällt der übliche Vorteil der Differenzierung per Differenz der Logarithmen (Stauchung von Variablen mit hoher Volatilität) gegenüber der Bildung von Wachstumsraten.

ten der Einzelindikatoren und nicht anhand von Trendabweichungen (mittels HP-Filter) berechnet.

- Die Randstabilität ist im Zusammenhang mit Glättungsmethoden wie dem angesprochenen HP-Filter ein vieldiskutiertes Thema. Filterverfahren werden gegen Ende der Stichprobe asymmetrisch, dadurch kann sich ein Revisionsbedarf ergeben. Extrembeispiel dieser Asymmetrie ist der letzte gefilterte Wert ganz am Ende der Stichprobe: Hier werden für die Filterung nur noch Beobachtungen aus dem Bereich vor diesem Zeitpunkt verwendet, da logischerweise noch keine Beobachtungen für den Zeitraum nach diesem Zeitpunkt vorliegen. Auch wenn es einige zeitreihenanalytische Verfahren gibt, diesem Problem zu begegnen, bleibt es im Kern bestehen. Dies verschärft die im vorherigen Punkt erwähnte Problematik der späteren Wendepunkterkennung, welche in der ex-post-Analyse ja schon auftritt, wenn nur der jeweilige Beobachtungszeitraum bis zum Wendepunkt und die danach folgenden Revisionen verglichen werden (siehe Anhang A.3.4.).³⁹
- Ein Nachteil der Trendbereinigung mittels Wachstumsraten („klassischer Konjunkturzyklus“, siehe Konjunkturdefinitionen in Kapitel 2) ist, dass der langfristige Trend Niederschlag in den durchschnittlichen Wachstumsraten findet. Auch wenn durch Wachstumsratenbildung die konjunkturellen Fluktuationen deutlicher sichtbar werden, tragen die Wachstumsraten nicht nur konjunkturelle Faktoren in sich (bei einem beispielsweise positiven Trend über die Zeit werden die positiven Wachstumsraten etwas höher sein als durch Konjunktur begründet werden kann und die negativen etwas weniger negativ). Die Hauptkomponentenanalyse standardisiert den KonSens-Wert aber auf Mittelwert gleich 0, so dass dieses Problem beseitigt wird und alle negativen Werte als unterdurchschnittliche und alle positiven als überdurchschnittliche Kapazitätsauslastung direkt konjunkturell interpretiert werden können.

³⁹ Man erkennt diese Randproblematik auch am Anfang des Stützzeitraums: Es ist sehr unplausibel, dass 1998/99 im rezessiven Bereich sein soll, da dies konjunkturell zwei sehr gute Jahre waren für Liechtenstein, was vom KonSens mit Einzelvariablen nach Wachstumsraten auch angezeigt wird. Ähnlich lässt sich für den scharfen Rückgang des KonSens per Trendabweichung im Jahr 2018 argumentieren.

Abbildung 10: Vergleich verschiedener Trendbereinigungsverfahren der KonSens-Einzelindikatoren



Quelle: Eigene Darstellung. Datenquelle: Eigene Berechnungen.

A.1.4. Aggregation

Wie bereits in Kapitel 2 des Haupttextes dargelegt, erhofft man sich durch das Zusammenfassen verschiedener Einzelindikatoren zu einem Sammelindikator verschiedene Vorteile: Die Volatilität wird reduziert, sich ergänzende Informationen werden kombiniert und eine bessere Übertragung von konjunkturellen Impulsen wird erreicht. Hat man die für die Zusammenfassung infrage kommenden Indikatoren identifiziert und für die Aggregation vorbearbeitet, stellt sich die Frage, wie die verschiedenen Indikatoren statistisch am besten aggregiert werden können:

- Ein Konstruktionsansatz ist der *Aggregationsansatz mit Varianzkorrektur*, welcher vom Conference Board verwendet wird. Er basiert auf einer Aggregation der Indikatoren, die gewichtet und/oder durch eine Korrektur zur Angleichung der Varianz der verschiedenen Indikatoren unterstützt werden. Da die so erhaltenen Sammelindikatoren stark durch das Schwanken einzelner Indikatoren beeinflusst werden können, nimmt man oft *Diffusionsindizes* als Ergänzung zu Hilfe (vgl. CARNAZZI-WEBER [2007, S. 133]). Diese Diffusionsindizes messen den Anteil der Variablen, welche sich in dieselbe Richtung verändern, dadurch wird besser ersichtlich, ob ein bestimmter Konjunkturimpuls von vielen Indikatoren mitgetragen oder nur von ein paar wenigen ausgelöst wird.
- Ein weiteres Verfahren zur Aggregation richtet sich nach dem *Konzept des Wachstumszyklus* und wird von der OECD angewendet. Hier werden zunächst für alle zu aggregierenden Indikatoren deren langfristige Trends geschätzt, was im Falle der OECD mit der PAT-Methode⁴⁰ geschieht (vgl. CARNAZZI-WEBER [2007, S. 114]). Anschliessend wird die prozentuale Abweichung jeder Variable von ihrem langfristigen Trend bestimmt. Dieser ermittelte Wert jedes Indikators wird dann mit 100

⁴⁰ Diese Methode wurde bereits in Anhang A.1.3.2. erwähnt.

addiert (Normierung) und gleichgewichtet mit den anderen summiert, worauf das arithmetische Mittel aus allen normierten Einzelindikatoren den Gesamtwert des Sammelindikators darstellt (vgl. NILSSON [1987, S. 115]). Hierbei erhält jede Variable dieselbe Gewichtung.

- Eine andere wichtige Methode stellt die *Hauptkomponentenanalyse* dar (englisch: Principal Components Analysis). Dieses mathematisch-statistische Verfahren geht auf PEARSON [1901] und HOTELLING [1933] zurück. Es handelt sich bei der Hauptkomponentenanalyse um ein Verfahren, mit dem der Zusammenhang von verschiedenen Variablen untersucht werden kann. Dabei wird versucht, aus verschiedenen Variablen die Hauptkomponenten zu ermitteln. Die Hauptkomponenten werden mit absteigender Bedeutung nummeriert; die erste ist also die wichtigste, da sie den höchsten Anteil an der Gesamtvarianz beinhaltet. Diese Hauptkomponenten können naiv als synthetische Größen verstanden werden, welche „hinter“ den Daten liegen und diese ersetzen. Sie sind Linearkombinationen der ursprünglichen Variablen und werden so konstruiert, dass mit möglichst wenigen Hauptkomponenten möglichst viel der Varianz der einzelnen Variablen erklärt werden kann. Die Anzahl der statistischen Faktoren wird dadurch gegenüber der Anzahl Variablen merklich verringert (vgl. SACHVERSTÄNDIGENRAT [2005, S. 50]). Das Ziel der Hauptkomponentenanalyse ist also eine Reduzierung der Dimension der Daten, ohne wichtige Informationen und Signale zu verlieren.
- Einen weiteren beliebten zeitreihenanalytischen Ansatz, welcher auch auf die Aggregation verschiedener konjunktureller Indikatoren angewandt werden kann, stellen Faktor-Modelle dar (wie z. B. in STOCK UND WATSON [1989, 2002]). Diese können auch für die direkte Prognose des gemeinsamen Faktors, der das entsprechende Pendant zur Hauptkomponente darstellt, verwendet werden. Zudem können Daten unterschiedlicher Frequenz ohne Vortransformation direkt verwendet werden und Datenlücken werden automatisch mit Schätzwerten gefüllt (zusätzlich kann statistische Inferenz vorgenommen werden). Die Schätzparameter des Modells werden dabei mit einem Kalman-Filter ermittelt. Faktor-Modelle liefern unter normalen Umständen näherungsweise dieselben Ergebnisse wie die Hauptkomponentenanalyse (vgl. ABBERGER ET AL. [2014, S. 7–9], STOCK UND WATSON [2002]). Faktormodelle sind aber etwas komplexer zu handhaben, entspringen im Gegensatz zur Hauptkomponentenanalyse nicht einem eindeutig bestimmenden Algorithmus, sondern einem Regressionsansatz unter Verwendung iterativ-numerischer Verfahren (vgl. HÄRDLE UND SIMAR [2015, S. 377–378]).⁴¹

⁴¹ Die Hauptkomponentenanalyse ist etwas einfacher zu handhaben als Faktormodelle, welche zudem auch sensitiv auf die Modellierung reagieren. Da beide Methoden für den Zweck hier sehr ähnliche Resultate liefern, ist der Zusatzaufwand von Faktormodellen nicht gerechtfertigt. Dies auch vor dem entsprechenden Hintergrund, dass die Vorteile möglicher Inferenz, automatischer Datenlückenfüllung und automatischer Frequenzanpassung hier nicht ins Gewicht fallen. Auch der Vorteil einer automatischen Prognose wird

Nun soll ein kurzer Überblick über die Methodik und Berechnung der Hauptkomponentenanalyse, welche für den KonSens und auch von der KOF schon seit Jahrzehnten für das KOF Konjunkturbarometer verwendet wird (vgl. ABBERGER ET AL. [2014]), erfolgen.⁴²

Es gibt grundsätzlich unzählige Arten, die Dimension von einem Bündel von Daten zu reduzieren. Man könnte einfach gewisse Elemente aus der Datenmenge herauspicken, dabei würden aber wichtige Informationen verloren gehen. Man könnte auch gleichgewichtet aggregieren. Eine zweckmässigere Aggregationsstrategie, wenngleich komplizierter, kann sein, die einzelnen Variablen speziell zu gewichten; also einen gewichteten Mittelwert aus allen Variablen zu bilden (vgl. HÄRDLE UND SIMAR [2015, S. 320]). Man gibt den Einzelvariablen dabei unterschiedliche Gewichte: theoriegetrieben oder mit A-priori-Abwägungen wie subjektive Gewichte oder mit Masszahlen objektivierte Relevanzgewichte (z. B. Anzahl Beschäftigungs- und Wertschöpfungsanteil von Branchendaten). Wie bereits ausgeführt, kann bei einer Gleichgewichtung ein Nachteil sein, dass der Einfluss einzelner Variablen auf die Gesamtvarianz der Gruppe überbewertet wird und dass Ausreisser einzelner Variablen einen zu hohen Einfluss haben können. Andererseits hat jede unterschiedliche Gewichtung willkürlichen Charakter, wenn diese nicht statistisch hinreichend begründet werden kann.

Ein raffiniertes, für diese Anwendung geeignetes und auch häufig verwendetes Mittel zur Bestimmung der Gewichte und Berechnung des aggregierten Wertes ist die Hauptkomponentenanalyse. Angewandt auf das Beispiel des KonSens wird in der Hauptkomponentenanalyse die Datendimension der 16 Einzelindikatoren auf 16 untereinander unkorrelierte Linearkombinationen (Hauptkomponenten H_i) mit den Gewichtungen $a_{i,j}$ der Einzelindikatoren reduziert (siehe Tabelle 1 für die Abkürzungen der Einzelindikatoren):

$$\begin{aligned}
 [4] \quad H_1 &= a_{1,1} \cdot EXP + a_{1,2} \cdot IMP + \dots + a_{1,16} \cdot LIK \\
 &\quad \vdots \\
 H_{16} &= a_{16,1} \cdot EXP + a_{16,2} \cdot IMP + \dots + a_{16,16} \cdot LIK
 \end{aligned}$$

Dabei deckt die erste Linearkombination (1. Hauptkomponente) den höchsten Anteil der Gesamtvariation der Daten ab und die 16. Hauptkomponente den geringsten. Die Gewichtungen a (Matrix der Eigenvektoren, oft auch Ladungen genannt) werden also so bestimmt, dass erstens die Hauptkomponenten H unkorreliert sind, dass die quadrierten Gewichte sich für jede Linearkombination jeweils auf 1 summieren und drittens dass die

dadurch relativiert, dass in der in Zukunft möglicherweise durchgeführten KonSens-Prognose auch Variablen, welche keinen Eingang in den KonSens finden, berücksichtigt werden.

⁴² Die Hauptkomponentenanalyse wird neben der Ökonomie auch in vielen anderen Forschungsdisziplinen angewandt (oft mit anderer Bezeichnung). Weitere methodische Erläuterungen zur Hauptkomponentenanalyse finden sich beispielweise in HÄRDLE UND SIMAR [2015, S. 319-358], BACKHAUS ET AL. [2010, S. 329-393] und OECD [2008, S. 63-69].

erste Hauptkomponente den maximal möglich Anteil der Varianz in den Daten erfasst, die zweite Hauptkomponente den maximal möglichen Anteil der verbleibenden Varianz (und so weiter).⁴³

Die eigentlichen Berechnungsschritte liegen nun in der Ermittlung der Gewichte und der Eigenwerte der 16 Hauptkomponenten der 16 Einzelvariablen (vor allem von Interesse: der Eigenwert der 1. Hauptkomponente). Der Vektor der Eigenwerte λ_i ($i = 1, \dots, 16$) muss aus der aus den Daten berechneten Kovarianzmatrix M bestimmt werden:

$$M = \begin{bmatrix} \text{cov}(EXP, EXP) & \text{cov}(EXP, IMP) & \cdots & \text{cov}(EXP, LIK) \\ \text{cov}(IMP, EXP) & \text{cov}(IMP, IMP) & \cdots & \text{cov}(IMP, LIK) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \text{cov}(LIK, EXP) & \text{cov}(LIK, IMP) & \cdots & \text{cov}(LIK, LIK) \end{bmatrix}$$

Die Eigenwerte von M sind die Varianzen der jeweiligen Hauptkomponenten und können berechnet werden, indem die Gleichung $\det(M - \lambda I) = 0$ gelöst wird (I ist bei 16 Variablen eine 16×16 -Einheitsmatrix mit der gleichen Ordnung wie M und λ ist der 16×1 -Vektor der Eigenwerte, siehe auch Fussnote 43). Die Lösung der Gleichung und die Bestimmung der Gewichte ist schon mit nur wenigen Variablen nicht trivial, es existieren mehrere Methoden dafür (vgl. OECD [2008, S. 64] und HÄRDLE UND SIMAR [2015, S. 324]). Dabei ist die Eigenschaft wichtig, dass die Summe der 16 Eigenwerte der Summe aus allen diagonalen Kovarianzen von M entspricht (also der Summe der Varianzen der 16 Einzelvariablen). Zudem ist die Summe der Eigenwerte gleich der Anzahl Einzelvariablen.

Die Interpretation der ermittelten Hauptkomponenten sieht nun folgendermassen aus: Übertragen auf einen konjunkturellen Sammelindikator möchte man auf die im Hintergrund auf alle Variablen wirkende Strömung „Konjunktur“ schliessen. Die erste Hauptkomponente dient nun als Proxy für die konjunkturelle gemeinsame Bewegung unter den Indikatoren, indem sie die grösste Komponente gemeinsamer Variation misst. Der Wert einer Hauptkomponente ergibt sich aus der Summe der mit den Gewichtungen multiplizierten Datenwerte und wird oft „Score“ genannt. Der Wert der ersten Hauptkomponente dient dabei als Signal für den konjunkturellen Zustand (KonSens-Wert zum betreffenden Zeitpunkt). Ein steigender Wert der ersten Hauptkomponente gibt also einen Hinweis auf eine Verbesserung der konjunkturellen Lage, während ein fallender Wert der ersten Hauptkomponente auf eine Abkühlung der wirtschaftlichen Aktivität

⁴³ Für jede quadratische Matrix A existiert ein Eigenvektor X , mit dem sie durch Multiplikation in eben diesen Eigenvektor und einen bestimmten Eigenwert λ zerlegt werden kann: $A \cdot X = \lambda \cdot X$. Diese Gleichung kann in $(A - \lambda I)x = 0$ umgeformt werden, I ist dabei die Einheitsmatrix mit Einsen in der Diagonale und sonst Nullen. Dieses lineare, homogene Gleichungssystem lässt sich lösen, genau dann, wenn die Determinante von $(A - \lambda I)$ gleich Null ist (vgl. BACKHAUS ET AL. [2010, S. 390-391]). Das Finden der Eigenwerte („Eigenwertproblem“) ist schon seit dem 19. Jahrhundert ein vielerforschtes Thema der linearen Algebra und die Ansätze dazu sehr divers und breit diskutiert (vgl. GOLUB UND VAN DER VORST [2000]). Die sogenannte Singulärwertzerlegung kann verwendet werden, um eine angenäherte, aber berechenbare Lösung des Eigenwertproblems zu finden (also, um die Eigenwerte und die dazugehörigen Eigenvektoren zu finden) und findet in der Hauptkomponentenanalyse Anwendung.

hinweist. Über die Zeit bilden die Werte der Hauptkomponente also die gemeinsame zyklische konjunkturelle Komponente der berücksichtigten Variablen ab. Die Höhe des Wertes der Hauptkomponente ist arbiträr, sie hat also nur in begrenztem Masse eine direkte quantitative Interpretation, wie sie zum Beispiel bei einem einfachen Durchschnitt möglich ist. Allerdings ist die Höhe der Komponente vergleichbar relativ über die Zeit. Durch eine Standardisierung der Werte auf Varianz von 1 und Mittelwert gleich 0 (über den Beobachtungszeitraum) kann ein negativer Wert als im Zeitverlauf unterdurchschnittliche konjunkturelle Auslastung interpretiert werden und ein positiver als überdurchschnittlich gute konjunkturelle Lage.

Die erste Hauptkomponente lässt auch statistische Rückschlüsse darauf zu, wie gross der Anteil der Varianz der Variablen im zeitlichen Verlauf ist, welcher auf dieses gemeinsame Konjunkturphänomen zurückzuführen ist. Ist der Anteil der Varianz der ersten Hauptkomponente an der addierten gesamten Varianz aller Hauptkomponenten gross im Vergleich zur zweiten und zu den folgenden, ist der Einfluss der konjunkturellen Fluktuationen auf die Variablen ähnlich. In anderen Worten: Sie zeigt an, wie sehr die Variablen einem gemeinsamen Konjunkturmuster folgen.

Da die Hauptkomponentenanalyse empfindlich auf Variablen mit stark unterschiedlicher Bandbreite (Minimum/Maximum) reagieren kann, wird üblicherweise schon vor der Hauptkomponentenanalyse eine Standardisierung der einzelnen Variablen vorgenommen oder, wie auch beim KonSens, die Analyse basierend auf den skalenunabhängigen Korrelationen statt den Kovarianzen vorgenommen (vgl. ABBERGER ET AL. [2014, S. 7]). Damit wird auch verhindert, dass Einzelvariablen mit einer grösseren Datenspannweite ein zu hohes Gewicht bei der Berechnung des KonSens-Wertes erlangen.

Durch Betrachtung der berechneten Eigenwerte der Hauptkomponenten kann man beurteilen, wie viel der Varianz der ersten Hauptkomponenten im Verhältnis zu den andern erklärt wird. Wie in Tabelle 3 ersichtlich, erfasst die erste Hauptkomponente 30.3% der Gesamtvarianz, die Differenz zur zweiten ist deutlich (diese kann 12.6% der Variation erklären).

Tabelle 3: Eigenwerte der Hauptkomponenten

Hauptkomponente	Eigenwert	% der Variation	% der Variation (kumulativ)
1. (KonSens)	4.7913	30.0%	30.0%
2.	1.9964	12.5%	42.4%
3.	1.4905	9.3%	51.7%
4.	1.2795	8.0%	59.7%
5.	1.0794	6.8%	66.5%
6.	1.0453	6.5%	73.0%
7.	0.7403	4.6%	77.6%
8.	0.7241	4.5%	82.2%
9.	0.6321	4.0%	86.1%
10.	0.5924	3.7%	89.8%
11.	0.4330	2.7%	92.5%
12.	0.3938	2.5%	95.0%
13.	0.3436	2.2%	97.1%
14.	0.2281	1.4%	98.6%
15.	0.1260	0.8%	99.4%
16.	0.1042	0.7%	100.0%

Durch die Hauptkomponenten-Berechnung via Korrelationen (statt Kovarianzen) wird auf Einheitsvarianz von 1 standardisiert, dadurch ist die totale Varianz der Variablen gleich der Anzahl Variablen (hier also 16).

Neben den Eigenwerten sind auch die Eigenvektoren (Loadings) von unmittelbarem Interesse. Die nachstehend aufgeführten Gewichte beziehen sich auf die standardisierten Werte der bearbeiteten (deflationiert, skaliert, kalender-/saisonbereinigt, differenziert) Einzelvariablen und lassen damit einen direkten Rückschluss auf die Relevanz der Einzelvariablen für den KonSens zu. Die Vorzeichen haben alle die aus Konjunktursicht zu erwartenden Vorzeichen (mit Ausnahme der offenen Stellen, deren Koeffizient aber sehr nahe Null ist):

$$\begin{aligned}
 H_1 = & 0.2114 \cdot EXP + 0.1330 \cdot IMP + 0.1635 \cdot BESCH + 0.1859 \cdot ZUP - 0.2775 \cdot AL \\
 & - 0.0227 \cdot OFFST + 0.3511 \cdot UALLG + 0.3818 \cdot UAUSL + 0.3994 \cdot UAUFT \\
 & + 0.3414 \cdot UERTR + 0.3676 \cdot KONS + 0.2349 \cdot AKT + 0.0977 \cdot ELV \\
 & + 0.0887 \cdot LOGI + 0.0589 \cdot PKW + 0.2060 \cdot LIK
 \end{aligned}$$

Um den KonSens-Wert nun zu ermitteln, können für den betreffenden Zeitpunkt die Werte der transformierten und standardisierten Einzelvariablen in obige Gleichung eingegeben werden und anschliessend wird die Zeitreihe mit den Werten der ersten Hauptkomponente wie bereits erwähnt noch derselben Standardisierung unterzogen wie vorhin die Einzelvariablen.

A.2. VERWENDETE INDIKATOREN

Für die Selektion der konjunkturellen Einzelindikatoren des KonSens gaben die bereits in Kapitel 2 vorgestellten Kriterien den Ausschlag (Liechtenstein-Bezug, komplette Verfügbarkeit, geringer Publikationslag, geringe Revisionsanfälligkeit, Konsistenz, zyklisches Verhalten, ökonomische Interpretation, Dimensionsminimierung). Eine kurze Diskussion des Einflusses des Weglassens von Einzelvariablen auf die KonSens-Werte findet sich weiter hinten im Anhang (A.3.3.). Die verwendeten Indikatoren sind nachfolgend aufgelistet und sollen im Folgenden kurz beschrieben werden (siehe auch Tabelle 1).

Arbeitsmarktdaten werden üblicherweise als wichtige Zeitreihen im Kontext der Konjunkturanalyse angesehen. Die Zahl der in Liechtenstein *Beschäftigten* (Inlandsprinzip: im Inland wohnhafte Beschäftigte plus Zupendler minus Wegpendler) und der *Zupendler* (im Inland Beschäftigte mit Wohnsitz im Ausland) werden vom Amt für Statistik jährlich publiziert, aber vierteljährlich in provisorischer Form dem Liechtenstein-Institut zur Verfügung gestellt. Der Stichtag ist jeweils der 15. des zweiten Quartalmonats, also Mitte des Quartals. Die Zupendler sind neben den Beschäftigten zusätzlich relevant, weil sie eine konjunkturelle Pufferfunktion übernehmen (vgl. KELLERMANN UND SCHLAG [2012]). Die verwendeten unterjährigen Beschäftigungs- und Zupendlerzahlen richten sich nach Vollzeitäquivalenten. Sowohl für die Beschäftigten- wie auch für die Zupendlerzahl fand 2010 ein Strukturbruch statt: Davor galten Personen erst ab einem 15%-Pensum als beschäftigt, danach schon ab 2%. Da für jenes Jahr Zahlen nach alter und nach neuer Zählweise vorliegen, konnte dieser Bruch per Niveaueinstellung approximativ beseitigt werden. Von 1998 bis 2011 liegen die vierteljährlichen Beschäftigten- und Zupendlerzahlen nur in Personen vor, danach in Vollzeitäquivalenten und Personen. Für den KonSens werden die Angaben in Vollzeitäquivalenten vorgezogen. Für die Jahre 1998 bis 2011 liegen zwar keine Quartalszahlen in Vollzeitäquivalenten vor, aber zumindest Jahreszahlen. Über das Jahresverhältnis Vollzeitäquivalente/Personen und die Quartalswerte in Personen werden für die fehlenden Quartale annäherungsweise die Quartalswerte in Vollzeitäquivalenten gebildet. Die aktuellen Zahlen der *Arbeitslosen* (in Liechtenstein) und der *offenen Stellen* (hauptsächlich in Liechtenstein, teils aber auch in den angrenzenden Kantonen) werden monatlich vom Arbeitsmarkt Service Liechtenstein veröffentlicht. Die Definition von Arbeitslosigkeit⁴⁴ wurde 2006 umgestellt, danach

⁴⁴ Siehe hierzu die Metadaten-Erläuterungen zur Arbeitslosenstatistik (AMT FÜR STATISTIK [2017]): „Gemäss der früheren Definition gelten Arbeitslose mit Zwischenverdienst als arbeitslos, obwohl sie über eine Arbeitsstelle verfügen. Als Zwischenverdienst gilt jedes Einkommen aus selbstständiger oder unselbstständiger Erwerbstätigkeit, das ein Bezüger von Arbeitslosenentschädigung zur Vermeidung oder Verringerung der Arbeitslosigkeit erzielt. [...] Als Arbeitslose [gemäss neuer Definition] gelten Personen, die beim Arbeitsmarktservice des Amtes für Volkswirtschaft registriert und ohne Arbeit sind sowie unmittelbar für eine Arbeit verfügbar sind. Dabei ist unwesentlich, ob solche Personen einen Anspruch auf Arbeitslosenentschädigung haben oder nicht. Diese Definition strebt eine möglichst weitgehende Übereinstimmung mit europäischen Normen an, welche Arbeitslose als Personen umschreiben, die keine

wurden die Zahlen nach alter und neuer Definition ausgewiesen, so dass eine approximative Strukturbruchbereinigung möglich ist.

Die liechtensteinischen *Güterexporte* und *-importe* werden von der Eidgenössischen Zollverwaltung auf Monatsbasis erfasst. Dabei handelt es sich nur um die direkten Güterexporte und -importe, Dienstleistungen sind unberücksichtigt. Zudem sind die Exporte Liechtensteins in die Schweiz und die Importe aus der Schweiz nicht berücksichtigt. Für den KonSens wird die Abgrenzung „Total 1“ verwendet. Es werden in dieser Abgrenzung nur konjunkturrelevante Güter erfasst, die Warengruppen „Gold in Barren und andere Edelmetalle, Münzen, Edel- und Schmucksteinen“ sowie „Kunstgegenstände und Antiquitäten“ sind ausgeklammert. Die realen Werte werden unter Verwendung der beiden Deflatoren für die Güterexporte und Güterimporte (Warenexporte/-importe ohne nicht-monetäres Gold, Transithandel und Wertsachen) berechnet, welche anlässlich der Quartalschätzung der schweizerischen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung durch das SECO publiziert werden. Für das aktuellste Quartal liegen die SECO-Deflatoren meist noch nicht vor, für jenes werden die Veränderungsraten der Produktions- und Importpreise des Bundesamtes für Statistik verwendet.

Die vier für den KonSens relevanten Variablen *Allgemeine Lage*, *Anlagenauslastung*, *Auftragseingänge*, *Erträge* entspringen der Konjunkturumfrage. Die Konjunkturumfrage ist eine Befragung in der Industrie, dem warenproduzierenden Gewerbe und im Baugewerbe⁴⁵, welche vom Amt für Statistik vierteljährlich durchgeführt und veröffentlicht wird. Bei der allgemeinen Lage sind die Antwortmöglichkeiten „gut“, „befriedigend“ und „schlecht“, bei den anderen drei Kategorien „steigend“, „gleichbleibend“ und „rückläufig“. Dabei werden die Salden der einzelnen Umfragen verwendet, die sich zwischen +100 und -100 bewegen. Um negative Werte und 0-Werte auszuschliessen (und somit Saisonbereinigung mit multiplikativen Modellen zu ermöglichen), werden die Umfragewerte mit 100 addiert und nach der Saisonbereinigung wieder mit 100 subtrahiert. Aktuell werden in der Konjunkturumfrage 43 Unternehmen befragt, welche ungefähr 70% der Beschäftigung des gesamten Sektors Industrie und warenproduzierendes Gewerbe in Liechtenstein stellen.

Die *Konsumstimmung* setzt sich zusammen aus der Konsumentenstimmung in der Schweiz, welche quartalsweise vom SECO erfasst wird (Bandbreite +200 bis -200), und dem Verbrauchervertrauen in Österreich (Bandbreite +100 bis -100), monatlich publiziert durch die Europäische Kommission (Consumer Confidence Indicator). Die Konsumentenstimmung der Schweiz wird nicht monatlich wie jene der Europäischen Kommission veröffentlicht, sondern jeweils im ersten Monat des Quartals. Der Quartalswert der schweizerischen Konsumentenstimmung wird für den KonSens so

Arbeit haben, für Arbeit verfügbar und auf der Suche nach einer Beschäftigung sind. Personen mit Zwischenverdienst zählen nicht zu den Arbeitslosen gemäss neuer Definition.“

⁴⁵ Das Amt für Statistik plant eine Erweiterung der Konjunkturumfrage auf Finanzdienstleistungen und Handelssektor, eine eventuelle Verwendung für den KonSens wird dann geprüft werden.

berechnet, dass die Monate zwischen dem ersten Monat des Vorquartals und dem ersten Monat des laufenden Quartals linear interpoliert werden, wodurch sich der Quartalswert dann als Mittelwert der Monate ergibt. Nachdem die Daten für die Schweiz durch 2 dividiert wurden (um die Bandbreiten zu vereinheitlichen), bildet der Mittelwert der beiden Länder den Indexwert für die Konsumstimmung, welcher Eingang in den KonSens findet. Man kann beobachten, dass die Konsumstimmungen in Österreich und der Schweiz sehr hoch korreliert sind. Es kann also argumentiert werden, dass die Konsumstimmung in Liechtenstein sich über die Zeit auch vergleichbar verhält und deshalb gut als Durchschnitt aus beiden angrenzenden Staaten approximiert werden kann. Die ermittelten Index-Werte liegen im Spektrum von +100 und -100. Zur Vermeidung von negativen Werten und 0-Werten (welche die Verwendung von multiplikativen Modellen in der Saisonbereinigung verunmöglichen würden), werden die Werte mit 100 addiert und nach der Saisonbereinigung wieder mit 100 subtrahiert.

Der Indikator *Aktienkurse FL-Unternehmen* setzt sich aus den Aktienwerten der an der Börse kotierten liechtensteinischen Unternehmen zusammen. Diese Unternehmen sind die Liechtensteinische Landesbank AG (LLB) und die Verwaltungs- und Privatbank AG (VPB). Für den Indikatorwert wird der Durchschnitt der beiden Aktienwerte verwendet. Die Daten werden mit dem Landesindex für Konsumentenpreise (Bundesamt für Statistik) deflationiert. Die Effekte der Aktiensplits (LLB Mai 2007, VPB Mai 2000) wurden approximativ bereinigt.

Die Daten zum *Elektrizitätsverbrauch* in Kilowattstunden werden von den Liechtensteinischen Kraftwerken geliefert, welche dem Liechtenstein-Institut Monatszahlen zum Elektrizitätsverbrauch in Liechtenstein zur Verfügung stellen. Die Monatsdaten liegen aber nur bis 2012 zurück vor. Für die Jahre 1998–2011 wird deshalb unter Verwendung der Jahreszahlen eine Rückverlängerung vorgenommen und zwar mit der temporalen Disaggregationsmethode von LITTERMAN [1984] unter Verwendung des vierteljährlichen Elektrizitätsverbrauchs in der Schweiz (Schweizerisches Bundesamt für Energie) und der Zurechnung der mit Census X-13 für die liechtensteinische Quartalsreihe 2012–2018 durchschnittlich geschätzten Saisonfaktoren.

Die *Logiernächte* werden ebenfalls in monatlicher, provisorischer Form vom Amt für Statistik publiziert und erfassen die Anzahl Nächte, welche Gäste in einem liechtensteinischen Beherbergungsbetrieb (Hotellerie) verbringen. Seit 2011 werden in der offiziellen Statistik Dauermieter, Ferienwohnungen und Camping nicht mehr berücksichtigt. Da für 2011 aber Werte sowohl mit als auch ohne diese Kategorien veröffentlicht wurden, kann dieser Strukturbruch approximativ für den KonSens bereinigt werden. Voraussichtlich wird es nicht möglich sein, schon Mitte des Quartals die Logierzahlen des ganzen Vorquartals geliefert zu bekommen. Da es suboptimal wäre, nur wegen der Logiernächte mit der KonSens-Publikation noch über eine Woche länger zu warten, wird hier für den dritten Monat des Vorquartals eine Prognose mittels SARIMA-Modell vorgenommen. Da in jedem Fall jeweils mindestens zwei von drei Monaten des relevanten Quartals bekannt

sind und die Logiernächte eine sehr geringe Gewichtung im KonSens aufweisen, stellt dieser Umstand aber kein grosses Problem dar.

Die *Fahrzeugneuzulassungen* sind monatlich über das Amt für Statistik verfügbar und bezeichnen die bei der amtlichen Motorfahrzeugkontrolle gemeldeten, neu in Liechtenstein in Verkehr gesetzten Personenwagen.

Die *Preise (LIK)* stellen den schweizerischen Preisindex, also den Landesindex für Konsumentenpreise dar. Dieser wird vom schweizerischen Bundesamt für Statistik monatlich erhoben und publiziert. Da kein spezieller Preisindex für Liechtenstein existiert, wird auf den schweizerischen zurückgegriffen. Dies wird üblicherweise so praktiziert und lässt sich durch die grosse Verflechtung Liechtensteins mit der Schweiz rechtfertigen (Wirtschafts-, Zoll- und Währungsunion mit der Schweiz). Dieser Argumentation folgt auch das liechtensteinische Amt für Statistik, welches die Zahlen des Bundesamtes für Statistik übernimmt und in seine Publikationen integriert.

Ein weiterer interessanter Indikator wären die Löhne in Liechtenstein. Diese werden von der Liechtensteinischen AHV-IV-FAK⁴⁶ erfasst. Die Resultate der AHV-pflichtigen Einkommen in Liechtenstein liegen quartalsweise vor (werden aber nicht veröffentlicht). Die Tatsache, dass sich die Erhebungsmethode im betrachteten Zeitraum grundlegend geändert hat, erschwert die Verwendung als Indikator für den KonSens. Auch werden nicht alle Einkommen quartalsweise, sondern die der kleineren Firmen nur jährlich erfasst. Zudem bezahlen die grösseren Arbeitgeber zuerst Beträge, die einer Lohnausgabenschätzung basierend auf dem Vorjahr entsprechen, welche dann nach Ermittlung der tatsächlichen Lohnsumme des abgelaufenen Jahres wieder verrechnet werden. Auch dies erschwert somit Rückschlüsse auf einzelne Quartale. Zudem liegen die Quartalsergebnisse erst seit 2002 vor. Die Berücksichtigung dieser Zeitreihe würde also eine Verkürzung der Resultate für den KonSens um drei Jahre bedeuten. Auch hatte die Reihe in der Vergangenheit immer wieder grosse Sprünge (additive Ausreisser) ohne klare Interpretation zu verzeichnen. Die AHV-pflichtigen Einkommen werden hier deshalb nicht verwendet, die Beschäftigungsdimension wird ja bereits gut abgedeckt.

In einer früheren Erarbeitungsetappe des KonSens waren die beiden Konjunkturindikatoren Umsätze Industrie und Umsätze Finanzdienstleistungen inbegriffen. Diese werden im Verlauf der Mehrwertsteuerabrechnung von der liechtensteinischen Steuerverwaltung quartalsweise erhoben. Diese Daten sind nicht öffentlich, werden dem Liechtenstein-Institut aber vertraulich bereitgestellt und bestehen aus den vierteljährlichen Veränderungsdaten der totalen Umsätze der 25 grössten liechtensteinischen Firmen aggregiert nach den Sektoren „Industrie und warenproduzierendes Gewerbe“, „Finanzdienstleistungen“ und „allgemeine Dienstleistungen“ (sowie alle drei Sektoren total). Aufbauend auf den gelieferten prozentualen Änderungsraten zum Vorquartal findet

⁴⁶ Die Liechtensteinische Sozialversicherung AHV-IV-FAK besteht aus den drei selbständigen, öffentlich-rechtlichen Anstalten „Liechtensteinische Alters- und Hinterlassenenversicherung“, „Liechtensteinische Invalidenversicherung“ und die „Liechtensteinische Familienausgleichskasse“.

eine Konstruktion einer indexierten Reihe für das Niveau statt. Dabei entspricht das erste Quartal 2013 dem Wert 100. Das absolute Niveau der Umsätze ist in diesem Kontext nur von zweitrangiger Relevanz (sondern nur der relative Änderung über die Zeit), für den KonSens werden die Daten ja sowieso differenziert durch das Bilden von Wachstumsraten (die Gewichtung und Standardisierung findet dann in der Hauptkomponentenanalyse statt). Neben einer Strukturbruchbereinigung (wegen Verschiebung des Basiszeitpunkts der Indexierung) mussten auch Datenlücken für das Jahr 2012 gefüllt werden, was mit der temporalen Disaggregationsmethode nach LITTELMAN [1983] mit den halbjährlichen Vorjahresveränderungsraten (aus dem Konjunkturbericht des Amtes für Statistik) geschah, kombiniert mit Zurechnung der per Census X-13 geschätzten Saisonfaktoren. Die Umsatzzahlen werden mit dem Landesindex für Konsumentenpreise (Bundesamt für Statistik) deflationiert. Testberechnungen haben ergeben, dass sich die KonSens-Werte durch die Verwendung einzelner oder aller Umsatzaggregaten praktisch nicht ändern. Zudem können die Umsatzdaten erst mit einer Verzögerung von fast drei Monaten geliefert werden. Eine KonSens-Publikation fast drei Monate statt weniger als zwei Monate nach Ablauf des betreffenden Quartals kann unter diesen Umständen nicht gerechtfertigt werden, so dass von einer Aufnahme der Umsatzzahlen in den KonSens abgesehen wird. Dafür spricht auch die Tatsache, dass die nicht ökonomisch befriedigend interpretierbaren Ausreisser in den letzten Jahren stark zugenommen haben – vor allem bei den Finanzdienstleistern – und das Konjunkturmuster stark überlagern.

Ebenfalls interessant für die Konjunkturanalyse wäre die Bautätigkeit in Liechtenstein (geplante Kosten von bewilligten, meldepflichtigen Bauvorhaben, publiziert durch das Amt für Statistik). Da aber diese Zeitreihe nur für die Jahre 2004–2009 und ab 2012 vorliegt und die Daten kein klares konjunkturelles Muster aufweisen, wird auf die Aufnahme in den KonSens verzichtet.

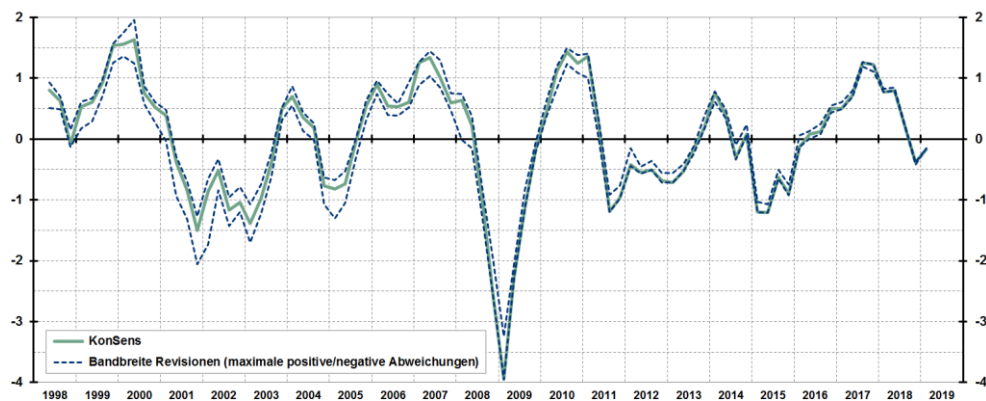
In einer früheren Version des KonSens wurden BIP-Quartalswerte für Liechtenstein geschätzt, welche dann Eingang in den KonSens fanden (vgl. BRUNHART [2013a, S. 128–137]). Weil seit der Schliessung der Konjunkturforschungsstelle Liechtenstein eine BIP-Schnellschätzung des gerade abgelaufenen Jahres fehlt, kann auch keine BIP-Quartalschätzung mehr durchgeführt werden. Das ist aber in Bezug auf den KonSens nicht wirklich ein Problem, da er ja eine konzeptionelle Alternative gegenüber der konjunkturanalytischen Fokussierung auf das BIP darstellt. Zudem kann der Revisionsbedarf des KonSens ohne BIP-Quartalsschätzung erheblich gesenkt werden. Der KonSens könnte allerdings in Zukunft als ein neuer, wichtiger Indikator für eine Schätzung von BIP-Quartalszahlen Liechtensteins sein.

A.3. ZUSÄTZLICHE ABBILDUNGEN UND AUSWERTUNGEN

A.3.1. Revisionsanalyse KonSens

Wie bereits im Haupttext (Kapitel 4) erwähnt, ergibt sich durch die Saisonbereinigung und durch die Aggregation methodisch bedingt ein gewisser Revisionsbedarf. Dieser kann ex-post überprüft werden, indem das Sample schrittweise geändert wird. In Abbildung 11 wird es ab 2019 (1. Quartal) bis 2007 (1. Quartal) schrittweise um ein Quartal reduziert. Dann werden die mit den verschiedenen Samples geschätzten KonSens-Werte für jedes Quartal über die gesamte Zeitspanne 1998–2019 miteinander verglichen. Abbildung 11 zeigt den Revisionsbedarf anhand der maximalen Abweichungen (positiv und negativ) für jeden Zeitpunkt. Die durchschnittliche absolute Abweichung vom finalen KonSens-Wert fällt mit 0.06 Indexpunkten sehr tief aus.

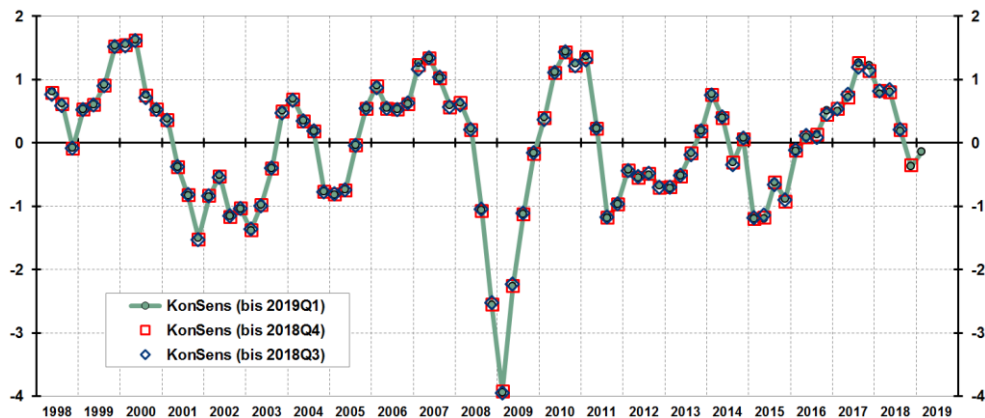
Abbildung 11: Revisionsevaluation des KonSens (rekursive Berechnung, Sample 1998Q1 bis 2019Q1, 2018Q4, ..., 2007Q1)



Quelle: Eigene Berechnungen.

Der Revisionsbedarf betrifft in der Regel vor allem die allerjüngsten Zeitpunkte und reduziert sich mit der fortlaufend steigenden Zahl an Beobachtungen tendenziell noch weiter. Vergleicht man den Verlauf des KonSens (Abbildung 12), wenn am aktuellen Rand das Datenset um jeweils ein Quartal verkürzt wird, sieht man den geringen Revisionsbedarf durch Saisonbereinigung und Hauptkomponentenanalyse wegen der mittlerweile hohen Anzahl Beobachtungen der berücksichtigten Zeitreihen.

Abbildung 12: KonSens, verschiedene Datensets (1998Q1 bis 2018Q3/2018Q4/2019Q1)



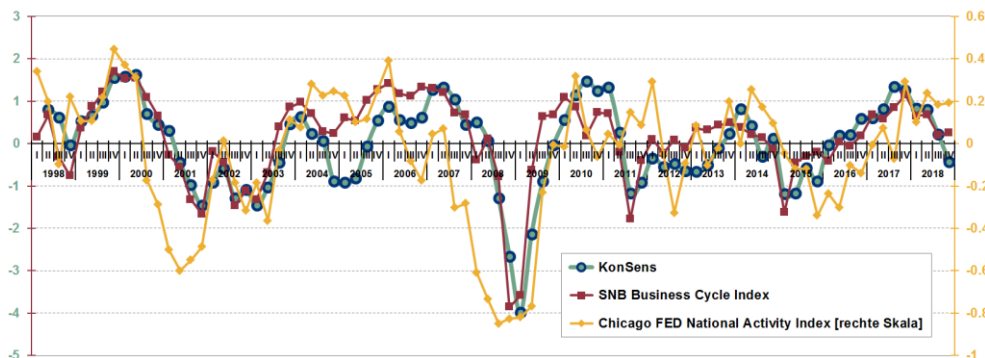
Quelle: Eigene Berechnungen.

Natürlich wäre auch noch eine sogenannte „Real-Time“-Evaluation wichtig, um den durch Revisionen der Ursprungsdaten verursachten KonSens-Revisionsbedarf zu erfassen. Die ursprünglichen Werte der Einzelvariablen lassen sich leider nicht mehr rekonstruieren, die Erfahrung hat aber gezeigt, dass die Revisionen der Anfangswerte der im KonSens berücksichtigten Zeitreihen gering sind. Eine Evaluation in Echtzeit soll in Zukunft aber gemacht werden.

A.3.2. Grafische Vergleiche des KonSens

Der Vergleich des KonSens mit ausgewählten internationalen konjunkturellen Sammelindikatoren in Abbildung 13 unterstreicht die Plausibilität des vom KonSens gelieferten Konjunkturmusters und bestätigt einmal mehr, dass die Kleinstvolkswirtschaft Liechtenstein einen engen Zusammenhang zur internationalen Konjunktur aufweist.

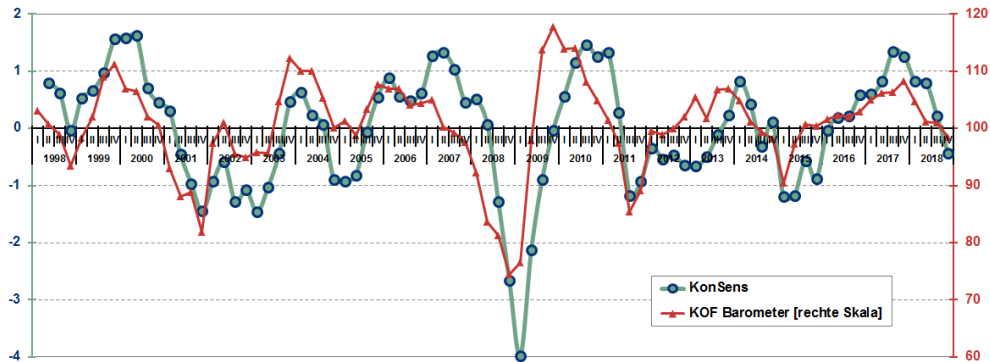
Abbildung 13: KonSens und internationale gleichlaufende Sammelindikatoren



Quelle: Eigene Berechnungen. Datenquelle: Eigene Berechnungen, SNB, Chicago FED.

Vergleicht man in Abbildung 14 hingegen den gleichlaufenden KonSens mit dem vorlaufenden KOF Konjunkturbarometer (von Monatswerten zu Quartalswerten aggregiert), werden die Vorlaufereigenschaften des Barometers augenscheinlich. Einige Wendepunkte werden beim KOF Barometer früher angezeigt.

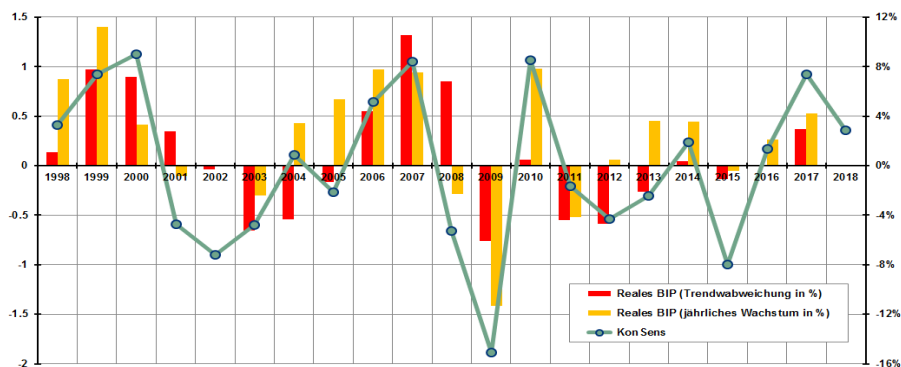
Abbildung 14: KonSens und vorlaufender Sammelindikator KOF Konjunkturbarometer



Quelle: Eigene Darstellung. Datenquelle: Eigene Berechnungen, KOF ETHZ.

Der KonSens (hochgerechnet auf Jahreszahlen) weist auch einen engen Zusammenhang zum realen BIP Liechtensteins auf, wie Abbildung 15 zeigt. Dies gilt sowohl für die Wachstumsraten als auch die Trendabweichung des BIP.

Abbildung 15: Der KonSens und Liechtensteins BIP



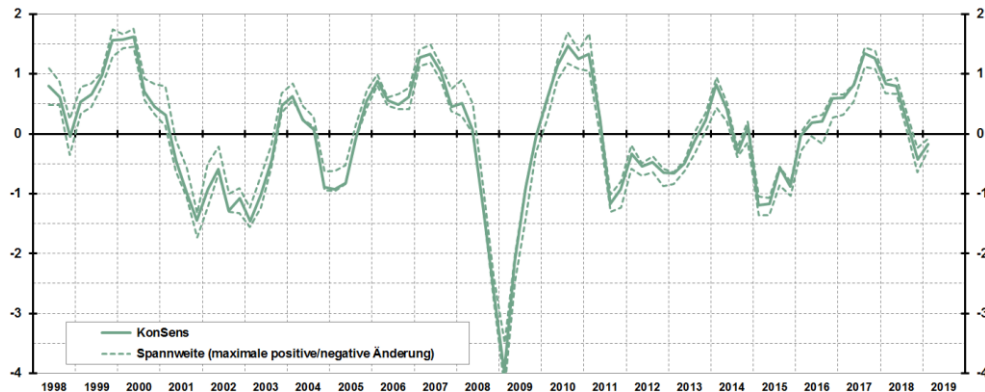
Quelle: Eigene Darstellung. Datenquelle: Eigene Berechnungen.

A.3.3. KonSens und dessen Einzelindikatoren

Der KonSens-Wert wird nicht von einem einzelnen Einzelindikator dominiert. Dies war schon bei den Gewichten der ersten Hauptkomponentenanalyse (siehe Ende Kapitel A.1.4.) ersichtlich, bestätigt sich aber auch, wenn der KonSens berechnet und jeweils jeder Einzelindikator einmal nicht berücksichtigt wird. In Abbildung 16 finden sich die KonSens-

Zeitreihe und die dazugehörigen maximalen und minimalen Abweichungen der 15 Zeitreihen, bei denen jeweils ein Einzelindikator weggelassen wurde.

Abbildung 16: KonSens im Vergleich mit Berechnung jeweils ohne einen Einzelindikator



Quelle: Eigene Darstellung. Datenquelle: Eigene Berechnungen.

Der KonSens weist auch einen ähnlichen Verlauf aus, wenn man die schwach gewichteten Einzelvariablen (offene Stellen, Elektrizitätsverbrauch, Logiernächte, Fahrzeugneuzulassungen) gleichzeitig unberücksichtigt lässt.

Dies gilt auch dann, wenn alle vier Konjunkturumfrageindikatoren gleichzeitig nicht berücksichtigt sind oder nur jeweils einer der vier Umfrageindikatoren inkludiert wird. Auch wenn man für die Hauptkomponentenanalyse nur die Umfragewerte berücksichtigt und mit dem vollen Set und jenem ohne Umfragewerte vergleicht, stellt man fest, dass alle drei Kurven ein recht ähnliches Konjunkturmuster liefern, was ebenfalls gegen eine Dominanz der Umfragedaten spricht. Es ist also sinnvoll, alle vier Dimensionen der Konjunkturumfrage zu berücksichtigen, da sie vielfältige und immer wieder einmal divergierende Signale senden und den KonSens aber in Summe nicht zu stark dominieren. Die Korrelation unter den vier Konjunkturumfragedatenreihen ist zwar am höchsten im gesamten Set der Einzelindikatoren⁴⁷, aber nicht kritisch hoch (die Korrelationskoeffizienten schwanken zwischen 0.55 und 0.84). Einen gewissen Niederschlag der Umfragewerte im KonSens ist angesichts der Relevanz dieser Indikatoren aber ohnehin wünschenswert.

A.3.4. KonSens-Vergleich: Wachstumsraten vs. Trendabweichungen

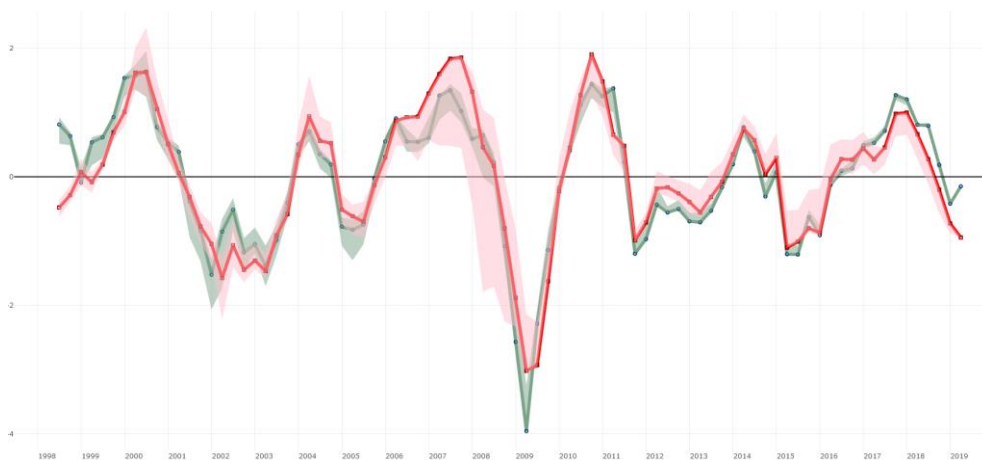
Wie bereits in Kapitel 3 und A.1.3.2. diskutiert finden die realen, saisonbereinigten Einzelvariablen als Wachstumsraten Eingang in die Aggregation per Hauptkomponentenanalyse. Alternativ könnte auch die Trendabweichungen der (realen, saisonbereinig-

⁴⁷ Die nächsthöhere Korrelation unter den Einzelvariablen ist – nicht überraschend – zwischen den Zupendlern und der gesamten Beschäftigung (Korrelationskoeffizient: 0.82).

ten) Variablen für die Aggregation zum KonSens-Wert verwendet werden. Abbildung 10 zeigt einen statischen Vergleich der über den vollen Zeitraum 1998–2019 berechneten KonSens-Werte anhand der Wachstumsraten einerseits und mit den prozentualen Abweichungen vom HP-Trend andererseits. Wie bereits zur Abbildung erläutert, zeigt das Wachstumsratenkonzept die Wendepunkte in deutlich mehr Fällen früher an als umgekehrt.

Interessanter ist aber der zeitlich-dynamische Vergleich der beiden Trendbereinigungskonzepte (Wachstumsraten oder Trendabweichungen). In Abbildung 17 wird der rekursiv berechnete KonSens nach beiden Konzepten dargestellt. Die Berechnungen starten mit dem Zeitraum 1998Q1 bis 2019Q1 und werden dann stufenweise um ein zusätzliches Quartal ergänzt (minimaler Zeitraum: 1998Q1–2007Q1). Dabei werden in der Abbildung auch die maximalen (positiv und negativ) Abweichungen der revidierten von den finalen Werten dargestellt, um die Spannweite der Revisionen und damit die methodenbedingte Revisionsanfälligkeit zu evaluieren. Es zeigt sich, dass die Spannweite beim Trendbereinigungskonzept ausgeprägter ist. Das Wachstumsratenkonzept ist also weniger revisionsanfällig.

Abbildung 17: KonSens mit Einzelvariablen per Wachstumsraten oder per Trendabweichung (rekursive Berechnung, Sample 1998Q1 bis 2019Q1, 2018Q4, ..., 2007Q1)

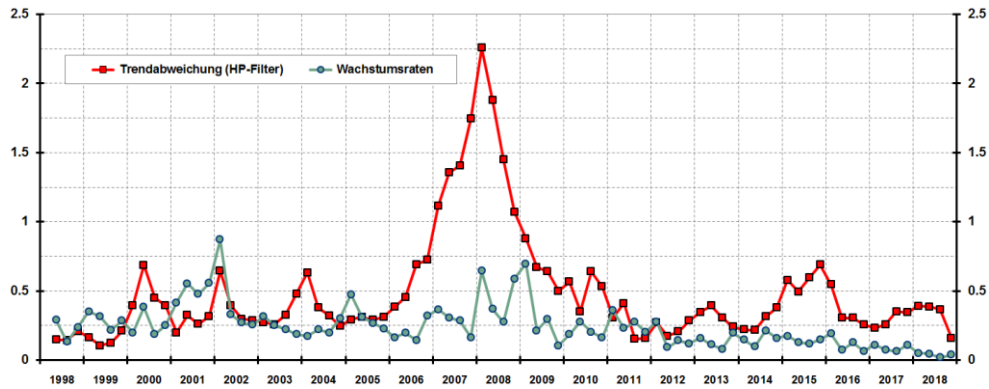


Quelle: Eigene Darstellung. Datenquelle: Eigene Berechnungen.

Abbildung 18 zeigt die Bandbreite des Fächers aus Abbildung 17 und macht den höheren Revisionsbedarf beim Trendabweichungskonzept deutlich wie auch den Umstand, dass die Revisionen beim Wachstumsratenkonzept mit steigender Anzahl Beobachtungen kleiner werden. Zum Revisionseinfluss der Saisonbereinigung und der Aggregation, welcher sich mit der Anzahl Beobachtungen bei beiden Konzepten gleichermassen reduziert, kommt beim Trendabweichungskonzept noch die Revisionsanfälligkeit durch die Asymmetrie des HP-Filters an den zeitlichen Rändern hinzu, welche sich durch die Verlängerung des Beobachtungszeitraums nicht wirklich abschwächt und vor allem bei scharfen konjunkturellen Wendepunkten ins Gewicht fällt. Die durchschnittliche Revision liegt bei

den Trendabweichungen mit 0.0914 Indexpunkten deutlich höher als mit den Wachstumsraten (0.0556), zudem steigt sie am aktuellen Rand im Gegensatz zum Wachstumsratenkonzept wieder an.

Abbildung 18: Maximale absolute Abweichung/Revisionen des KonSens (rekursive Berechnung, Sample 1998Q1 bis 2019Q1, 2018Q4, ..., 2007Q1)



Quelle: Eigene Darstellung. Datenquelle: Eigene Berechnungen.

Um den Vergleich der beiden Konzepte noch weiter zu vertiefen, wird noch die Robustheit des Anzeigens der Wendepunkte überprüft, indem in einer ebenfalls rekursiven Berechnung des KonSens überprüft wird, in wie vielen Fällen zum jeweiligen Zeitpunkt (mit den bis dahin verfügbaren Beobachtungen) ein Wendepunkt erst angezeigt wurde, wenn weitere Quartalsdaten dazu kommen, ein Wendepunkt am aktuellen Rand also verpasst wurde und erst nachträglich erkannt werden konnte. Dafür wurden für beide Konzepte (Wachstumsraten, Trendabweichungen) elf Wendepunkte ab 2003Q1 identifiziert. Die KonSens-Berechnung per Trendabweichungen zeigte drei Wendepunkte erst nachträglich an, per Wachstumsraten wurde kein Wendepunkt verpasst. Dazu kommt, dass die Wendepunkte (siehe Abbildung 10) sowieso schon mit dem vollen Sample in fünf Fällen später auftreten.

LITERATURVERZEICHNIS

- ABBERGER, K., M. GRAFF, B. SILIVERSTOVŠ UND J.-E. STURM [2014]: „The KOF Economic Barometer, Version 2014: A composite leading indicator for the Swiss business cycle“. *KOF Working Papers* [No. 353].
- ABBERGER, K., M. GRAFF, B. SILIVERSTOVŠ UND J.-E. STURM [2018]: „Using rule-based updating procedures to improve the performance of composite indicators“. *Economic Modelling* [68]; S. 127–144.
- AKAIKE, H. [1974]: „A New Look at the Statistical Model Identification“. *IEEE Transactions on Automatic Control* [Vol. 19, Iss. 6]; S. 716–723.
- ALTISSIMO, F., R. CRISTADORO, R. FORNI, M. LIPPI UND G. VERONESE [2010]: „New Eurocoin: tracking economic growth in real time“. *Review of Economics and Statistics* [92 (4)]; S. 1024–1034.
- AMSTAD, M. [2000]: „Chronologie der konjunkturellen Wendepunkte der Schweiz“. *KOF-Arbeitspapier* [Nr. 52], Konjunkturforschungsstelle ETH Zürich.
- AMT FÜR STATISTIK [2017]: „Arbeitslosenstatistik 2016“.
- ASTERIOU, D. UND S. G. HALL [2011]: „Applied Econometrics“. Palgrave Macmillan.
- BACKHAUS, K., ERICHSON, B., WULFF, P. UND R. WEBER [2010]: „Multivariate Analysemethoden: Eine anwendungsorientierte Einführung“. Springer.
- BAXTER, M. UND R. G. KING [1999]: „Measuring business cycles: Approximate band-pass filters for economic time series“. *The Review of Economics and Statistics* [81]; S. 575–593.
- BEVERIDGE, S. UND C. NELSON [1981]: „A new approach to decomposition of economic time series into transitory and permanent components with particular attention to measurement of the business cycle“. *Journal of Monetary Economics* [7]; S. 15–174.
- BOX, G. E. P. UND G. M. JENKINS [1970]: „Time Series Analysis: Forecasting and Control“.
- BRUNHART, A. [2013a]: „Economic Growth and Business Cycles in Liechtenstein - Econometric Investigations Considering the Past, Present, and Future“. Dissertation Universität Wien, Winter-Industries (Berlin).
- BRUNHART, A. [2013b]: „Der Klein(st)staat Liechtenstein und seine grossen Nachbarländer: Eine wachstums- und konjunkturanalytische Gegenüberstellung“. *Arbeitspapiere Liechtenstein-Institut* [44].
- BRUNHART, A. [2017a]: „Are Microstates Necessarily Led by Their Bigger Neighbors' Business Cycle? The Case of Liechtenstein and Switzerland“. *Journal of Business Cycle Research* [Vol. 13, Issue 1]; S. 29–52.
- BRUNHART, A. [2017b]: „Konjunkturchronologie Liechtenstein“, Teile I–IV. *LI Facts* [2–6/2017], Liechtenstein-Institut.

- BRUNHART, A. [2018]: „Konjunktur Liechtensteins weist der Schweiz die Richtung“. *Die Volkswirtschaft* [4/2018], Eidgenössisches Departement für Wirtschaft, Bildung und Forschung WBF sowie Staatssekretariat für Wirtschaft SECO; S. 52–54.
- BRUNHART, A. [2019a]: „Wirtschafts- und Finanzdaten zu Liechtenstein“. Im Auftrag der Regierung des Fürstentums Liechtenstein.
- BRUNHART, A. [2019b, in Erscheinung]: Beitrag zur liechtensteinischen Volkswirtschaft (noch ohne Titel) in „Handbuch Politisches System Liechtensteins“ (Hg.: Marxer, Wilfried; Frommelt, Christian), geplante Erscheinung 2019 im Nomos Verlag (Baden-Baden).
- BRUNHART, A., H. MATT UND D. SELE [2019]: „Liechtensteins Volkswirtschaft: Volle Kraft auf Kurs und doch im Wellengang internationaler Entwicklungen“. *Jahrbuch* [Band 118], Historischer Verein für das Fürstentum Liechtenstein; S. 191–208.
- BRY, G. UND C. BOSCHAN [1971]: „Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs“. *NBER Technical Paper* [20], National Bureau of Economic Research.
- BURNS, A. F. UND W. C. MITCHELL [1946]: „Measuring Business Cycles“. *NBER Book Series Studies in Business Cycles*, National Bureau of Economic Research.
- CARNAZZI-WEBER, S. [2007]: „Ein Barometer zur Abbildung der regionalen Konjunktur“. In: C.-H. Schlag (Hg.), *Konjunktur und Region*; S. 111–128.
- CHOLETTE, P. [1984]: „Adjusting sub-annual series to yearly benchmarks“. *Survey Methodology* [10]; S. 35-49.
- CHOW, G. UND A. LIN [1971]: „Best linear unbiased interpolation, distribution, and extrapolation of time series by related series“. *The Review of Economics and Statistics* [53]; S. 372–375.
- CHRISTIANO, L. J. UND T. J. FITZGERALD [1999]: „The Band Pass Filter“. *NBER Working Paper* [No. W7257], National Bureau of Economic Research.
- DAGUM, E. B. UND P. A. CHOLETTE [2006]: „Benchmarking, Temporal Distribution, and Reconciliation Methods for Time Series“. Springer (New York).
- DENTON, F. [1971]: „Adjustment of monthly or quarterly series to annual totals: An approach based on quadratic minimization“. *Journal of the American Statistical Association* [66]; S. 99–102.
- DEUTSCHE BUNDESBANK [1999]: „Der Übergang vom Saisonbereinigungsverfahren Census X-11 zu Census X-12-ARIMA“. *Monatsberichte* [September 1999]; S. 39–51.
- EASTERLY, W. UND A. KRAAY [2000]: „Small States, Small Problems? Income, Growth, and Volatility in Small States“. *World Development* [28(11)]; S. 2013–2027.

- EUROPEAN UNION AND THE UNITED NATIONS [2017]: „Handbook on Cyclical Composite Indicators for Business Cycle Analysis“. *Manuals and Guidelines*. Publications Office of the European Union (Luxembourg).
- EUROSTAT [2015]: „ESS Guidelines on Seasonal Adjustment. 2019 edition“. *Manuals and guidelines*.
- FINDLEY, D. F., B. C. MONSELL, W. R. BELL, M. C. OTTO UND B.-C. CHENG [1998]: „New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Seasonal Adjustment Program“. *Journal of Business & Economic Statistics* [Vol. 16, Nr. 2]; S. 127–152.
- GALLI, A. [2018]: „Which Indicators Matter? Analyzing the Swiss Business Cycle Using a Large-Scale Mixed-Frequency Dynamic Factor Model“. *Journal of Business Cycle Research* [Vol. 14, Iss. 2]; S. 179–218.
- GHYSELS, E. UND D. R. OSBORNE [2001]: „The Econometric Analysis of Seasonal Time Series“. Cambridge University Press (Cambridge).
- GLOCKER, C. UND P. WEGMÜLLER [2017]: „Business Cycle Dating and Forecasting with Real-time Swiss GDP Data“. *WIFO Working Papers* [No. 542], Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung.
- GOLUB, G. H. UND H. A. VAN DER VORST [2000]: „Eigenvalue computation in the 20th century“. *Journal of Computational and Applied Mathematics* [Vol. 123, Iss. 1–2]; S. 35–65.
- GÓMEZ, V. UND A. MARAVALL [1996]: „Programs TRAMO and SEATS; Instructions for the User“. *Banco de España Working Paper* [9628].
- GRUDKOWSKA, S. [2017]: „JDemetra+ User Guide, Version 2.2“. Zentralbank Polen.
- HARTWIG, J. UND B. SCHIPS [2010]: „Konjunktur- und Wachstumszyklen illustriert an der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung der Schweiz“. *Reihe „Kompaktwissen CH“* [Band 10]. Rüegger Verlag (Zürich/Chur).
- HARVEY, A. C. UND A. JAEGER [1993]: „Detrending, Stylized Facts and the Business Cycle“, *Journal of Applied Econometrics* [8]; S. 231–247.
- HÄRDLE, W. UND M. SIMAR [2015]: „Applied Multivariate Statistical Analysis“. Springer-Verlag (Berlin).
- HENDERSON, R. [1916]: „Note on Graduation by Adjusted Average“. *Transaction of Actuarial Society of America* [1]; S. 43–48.
- HINZE, J. [2003]: „Prognoseleistung von Frühindikatoren, Die Bedeutung von Frühindikatoren für Konjunkturprognosen – Eine Analyse für Deutschland“. *HWWA Discussion Paper* (236). Hamburgisches Welt-Wirtschafts-Archiv.
- 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.
- HOTELLING, H. [1933]: „Analysis of a complex of statistical variables into principal components“. *Journal of Educational Psychology* [25]; S. 417–441.

- INTERNATIONAL MONETARY FUND [2018]: „Quarterly National Accounts Manual 2017“. International Monetary Fund (Washington, DC).
- KELLERMANN, K., UND C.-H. SCHLAG [2012]: „Ausländerbeschäftigung in Liechtenstein: Fluch oder Segen?“. *KOFL Working Papers* [No. 12], Konjunkturforschungsstelle Liechtenstein.
- KNOOP, T. A. [2004]: „Recessions and Depressions: Understanding Business Cycles“. Praeger Publishers (Westport).
- KÖHLER, A. G. [1996]: „Ausgewählte internationale Gesamtindikatoren“. In: K. A. Oppenländer (Hg.), *Konjunkturindikatoren*, R. Oldenbourg Verlag (München); S. 95–106.
- LADIRAY, D. UND B. QUENNEVILLE [1999]: „Seasonal Adjustment with the X-11 Method“. Springer.
- LINZ, S., C., FRIES UND J. VÖLKER [2018]: „Saisonbereinigung der Konjunkturstatistiken mit X-12-ARIMA und mit X13 in JDemetra+“. *Wirtschaft und Statistik* [4/2018], Bundesamt für Statistik; S. 59–80.
- LITTERMAN, R. B. [1983]: „A random walk, markov model for the distribution of time series“. *Journal of Business and Statistics* [1]; S. 169–173.
- LJUNG, G. UND G. BOX [1979]: „On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models“. *Biometrika* [66]; S. 265–270.
- MOORE, G. H. [1950]: „Statistical Indicators of Cyclical Revivals and Recessions“. *Occasional Paper* [31], National Bureau of Economic Research.
- NEUSSER, K. [2009]: „Zeitreihenanalyse in den Wirtschaftswissenschaften“. B. G. Teubner Verlag (Wiesbaden).
- NIERHAUS, N. UND J.-E. STURM [2003]: „Methoden der Konjunkturprognosen“. *ifo-Schnelldienst* [4]; S. 7–23.
- NILSSON, R. [1987]: „OECD Leading Indicators“. *OECD Economic Studies* [No. 9], Organisation for Economic Co-operation and Development; S. 105–146.
- NILSSON, R. UND G. GYOMAI [2011]: „Cycle extraction – A comparison of the Phase-Average Trend method, the Hodrick-Prescott and Christiano-Fitzgerald filters“. *OECD Statistics Working Papers* [2011/4], Organisation for Economic Co-operation and Development.
- OECD [2008]: „Handbook on Constructing Composite Indicators: Methodology and User Guide“. OECD Publications (Paris).
- OEHRY, W. [2000]: „Der Aufbau einer Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung im Kleinstaat Liechtenstein“. GMG Juris Verlags-AG (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.

- OPPENLÄNDER, K. H. [1996]: „Konjunkturindikatoren. Fakten, Analysen, Verwendung“. R. Oldenbourg Verlag (München).
- OZYILDIRIM, A., B., SCHAITKIN UND V. ZARNOWITZ [2010]: „Business Cycles in the Euro Area Defined with Coincident Economic Indicators and Predicted with Leading Economic Indicators“. *Journal of Forecasting* [29]; S. 6–28.
- PEARSON, K. [1901]: „On lines and planes of closest fit to a system of points in space“. *The London, Edinburgh, and Dublin Philosophical Magazine and Journal of Science* [Series 6, 2]; S. 559–572.
- SACHVERSTÄNDIGENRAT [2005]: „Die Chance nutzen – Reformen mutig voranbringen“. *Jahresgutachten* [2005/2006]; S. 495–512.
- SCHIPS, B. [2002]: „Konjunkturtheorie und empirische Konjunkturanalyse“. *HWWA Discussion Paper* [177], Hamburgisches Welt-Wirtschafts-Archiv.
- SCHLAG, C.-H. [2012]: „Frankenraum im Gegenwind“. *KOFL Konjunkturbericht 2012*, Konjunkturforschungsstelle Liechtenstein.
- SHISKIN, J., A. H. YOUNG UND J. C. MUSGRAVE [1967]: „The X-11 Variant of the Census Method II Seasonal Adjustment Program“. *Technical Paper* [No. 15], Bureau of the Census.
- SPETH, H.-T. [2004]: „Komponentenzerlegung und Saisonbereinigung ökonomischer Zeitreihen mit dem Verfahren BV4.1“. *Methodenberichte* [Heft 3], Destatis.
- STOCK, J. H. UND M. W. WATSON [1989]: „New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators“, O. J. Blanchard und S. Fischer (Hsg.). *NBER Macroeconomics Annual* [Vol. 4], National Bureau of Economic Research; S. 351–409.
- STOCK, J. H. UND M. W. WATSON [2002]: „Forecasting Using Principal Components From a Large Number of Predictors“. *Journal of the American Statistical Association* [97(460)]; S. 1167–1179.
- TICHY, G. [1993]: „Konjunktur: Stilisierte Fakten, Theorie, Prognose“. Springer-Verlag (Heidelberg).