

Jede Rezession weist spezifische Charakteristika auf und unterscheidet sich von vorhergehenden Wirtschaftskrisen. Das gilt in besonderem Masse für die Corona-Rezession, in welcher behördliche Eindämmungsmassnahmen sowie die wirtschaftliche und gesundheitliche Unsicherheit sowohl das Angebot als auch die Nachfrage stark beeinträchtigten. Es stellt sich die Frage, ob die Corona-Rezession konjunkturell tatsächlich diametral anders war als vorherige Rezessionen – und falls ja, in welcher Weise sich dies geäussert hat und warum.

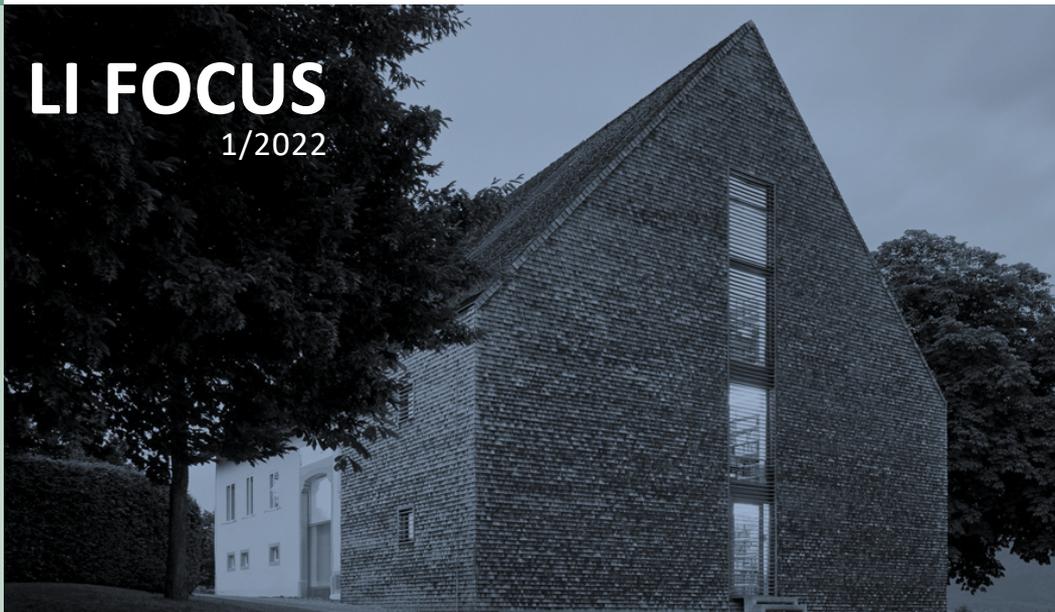
Im vorliegenden LI Focus widmen sich Forschende des Liechtenstein-Instituts – Andreas Brunhart (Forschungsleiter Volkswirtschaft), Martin Geiger (Forschungsbeauftragter) und Wolfram Ritter (Projektmitarbeiter) – den konjunkturellen Einflüssen der Pandemie. Sie zeigen, dass grössere Volkswirtschaften 2020 historisch massive Einbrüche hinnehmen mussten, während kleinere Volkswirtschaften zwar auch stark betroffen waren, dort jedoch die Rezession weniger dramatisch ausfiel, als im historischen Vergleich a priori zu erwarten gewesen wäre. Die Autoren identifizieren mit statistischen Analysen und Regressionen dabei volkswirtschaftliche Faktoren, welche für diesen Umstand ursächlich sind.

Ergänzend zum vorliegenden Beitrag befasst sich das [LI Facts 1/2022](#) eingehender mit den Wirtschaftsentwicklungen speziell von Europas Kleinstaaten in der Corona-Rezession im Vergleich mit der Finanzkrise.

*Christian Frommelt
Direktor Liechtenstein-Institut*

LI FOCUS

1/2022



Besonderheiten der Corona-Rezession und die Rolle des Binnenmarktes

ANDREAS BRUNHART / MARTIN GEIGER / WOLFRAM RITTER

Liechtenstein ist im Vergleich mit anderen Staaten und auch verglichen mit der Finanzkrise 2008/09 verhältnismässig gut durch die Corona-Rezession gekommen. Im Gegensatz dazu mussten grössere Staaten wesentlich stärkere Wirtschaftseinbrüche als in der Finanzkrise hinnehmen. Die heimische Nachfrage nach inländischen Gütern und Dienstleistungen, welche sonst bei globalen Wirtschaftskrisen als nationaler Puffer fungiert, konnte während der COVID-19-Pandemie diese stabilisierende Funktion nicht erfüllen. Dies traf vor allem grössere Volkswirtschaften, welche üblicherweise von diesem Puffer profitieren. In Kleinstaaten spielt der Binnenmarktpuffer eine geringere Rolle, weshalb grössere Staaten in der Corona-Rezession ausnahmsweise ähnlich stark getroffen wurden wie kleinere üblicherweise.

Die liechtensteinische Konjunktur ist sehr volatil. So schwankt das Bruttoinlandsprodukt (BIP) im internationalen Vergleich stark und tendiert dazu, gegenüber grösseren Staaten sowohl in Booms wie auch in Rezessionen zu «überschiessen». Dieser Umstand lässt sich unter anderem mit der sehr hohen Exportorientierung und der Spezialisierung Liechtensteins in Investitions- und Intermediärgütern erklären (vgl. [BRUNHART \[2013\]](#), [BRUNHART, GÄCHTER UND GEIGER \[2020\]](#), [GEIGER UND HASLER \[2021\]](#)). Des Weiteren bringt auch die relativ grosse Bedeutung des Finanzsektors eine erhöhte Volatilität des liechtensteinischen BIP mit sich, da Finanzmärkte in der Regel stärker schwanken als die Realwirtschaft (vgl. [BRUNHART UND GEIGER \[2019\]](#)).

Liechtenstein befindet sich bezüglich hoher Konjunkturschwankungen jedoch in guter Gesellschaft unter den Kleinstaaten: Volatilität ist eng verbunden mit Kleinstaatlichkeit. Kleinheit führt tendenziell zu hö-

herer Aussenhandelsorientierung, geringerer Diversifikation und fehlendem Spielraum in der Fiskal- und Geldpolitik (BRUNHART [2020b]). So schwankte das reale BIP in den europäischen Kleinstaaten Andorra, Island, Luxemburg, Liechtenstein, Malta, Monaco und San Marino gemessen an der Standardabweichung der Wachstumsrate zwischen 1996 und 2019 im Durchschnitt mehr als doppelt so stark als jenes der jeweiligen grösseren Nachbarstaaten (eigene Berechnungen basierend auf UNO-Datenbasis).

Die Corona-Rezession bildet im Hinblick auf die überproportional starke Reaktion kleinerer Staaten auf internationale Konjunkturschwankungen aber eine Ausnahme. Weil kleine Volkswirtschaften üblicherweise eine starke Aussenhandelsorientierung aufweisen, kann der kleine Binnenmarkt internationale Konjunkturschocks kaum abfedern. Während der durch die Corona-Pandemie ausgelösten weltweiten Rezession wurde jedoch ausnahmsweise auch die Binnennachfrage, welche üblicherweise in grösseren Staaten einen Puffer gegenüber internationalen Schocks bildet, stark in Mitleidenschaft gezogen – sei es durch die gesundheitspolitischen Eindämmungsmassnahmen oder durch die Zurückhaltung aufseite der Konsumentinnen und Konsumenten aus ökonomischer oder gesundheitlicher Vorsicht.

Während der Finanzkrise 2008/09 betrug der kumulierte, preisbereinigte BIP-Einbruch in Liechtenstein gegenüber dem Vorkrisenniveau -14.7% (Summe der absoluten Differenzen im Verhältnis zum Vorkrisenniveau in den aufeinanderfolgenden Jahren mit negativem Wachstum). In der vorläufigen BIP-Schätzrechnung (Amt für Statistik) wird geschätzt, dass das nominale BIP 2020 um -10.1% schrumpfte, was einer realen BIP-Wachstumsrate von -9.7% entspricht. Die Corona-Rezession scheint also weniger tief ausgefallen zu sein als der Einbruch von 2008/2009, da für Liechtenstein in der BIP-Schätzung (Liechtenstein-Institut) analog zur Weltwirtschaft wieder von einem deutlich positiven BIP-Wachstum im Jahr 2021 ausgegangen wird. Der BIP-Rückgang

2020 in den Nachbarstaaten Österreich (-6.7%) und Schweiz (-2.4%) war im Gegensatz zu Liechtenstein stärker als der Einbruch in der Finanzkrise.

Diese Beobachtung gilt auch für andere kleine Länder in Europa: Während der kumulierte BIP-Einbruch gegenüber dem Vorkrisenniveau während der Finanzkrise in den oben genannten Kleinstaaten durchschnittlich -15.4% betrug, war er 2020 mit -8.1% deutlich geringer (vgl. BRUNHART [2022]). Der Rückgang fiel während der Corona-Rezession in den europäischen Kleinstaaten ähnlich aus wie in ihren grösseren Nachbarstaaten, welche ihrerseits 2020 mit durchschnittlich -6.5% einen fast doppelt so starken BIP-Einbruch erlitten wie in der Finanzkrise (-4.0%).

Auch in den meisten anderen (grösseren) Staaten fiel der Einbruch in der COVID-19-Pandemie wesentlich gravierender als in der Finanzkrise aus (BRUNHART [2020a]). Die durch die Pandemie ausgelöste Rezession unterscheidet sich in dieser Hinsicht also entscheidend, da Liechtenstein in Relation zu anderen Ländern und früheren Krisen kein grösseres «Überschiessen» gegenüber der Weltkonjunktur hinnehmen musste, wie auch die realen

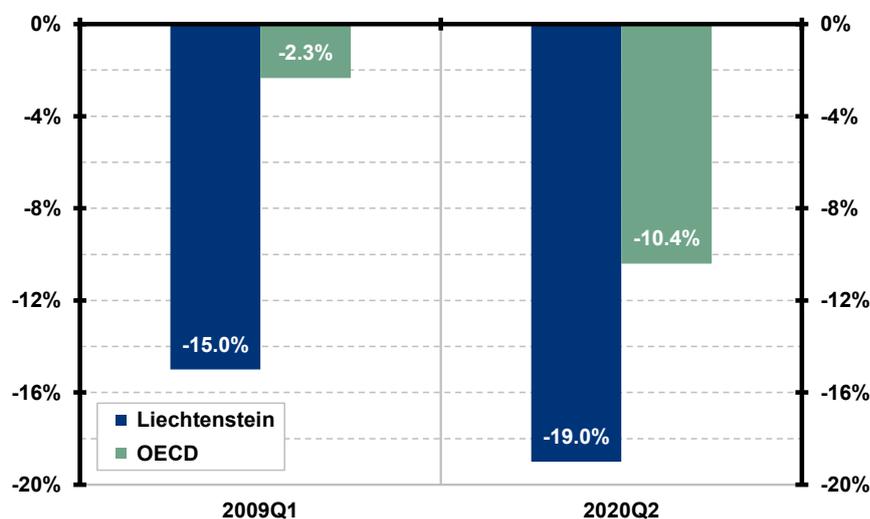
BIP-Quartalswachstumsraten der jeweiligen Krisenhöhepunkte der Finanzkrise und der Corona-Rezession in Abbildung 1 zeigen. War der BIP-Rückgang im ersten Quartal 2009 noch etwa sechsmal so ausgeprägt wie jener der Summe aller OECD-Staaten, war das «Überschiessen» im zweiten Quartal 2020 deutlich weniger markant.

Im vorliegenden LI Focus wird die im historischen Vergleich ungewöhnliche konjunkturelle Betroffenheit Liechtensteins während der Corona-Rezession näher beleuchtet. Dazu wird auch untersucht, warum grössere Staaten ausnahmsweise ähnlich betroffen waren wie kleinere, wobei die veränderte Rolle des Binnenmarktpuffers im Zentrum der Analyse steht.

Das angewandte, regressionsbasierte Forschungsdesign hat zwei ökonometrische Stufen: In der ersten Stufe wird die länderspezifische, «übliche» Betroffenheit von internationalen Konjunkturschwankungen statistisch modelliert. Auf Basis dieser Berechnungen und unter der Annahme üblicher Betroffenheit wird ein «hypothetisches Szenario» unter der Prämisse konstruiert, die Corona-Rezession sei eine im historischen Vergleich «normal» geartete Rezession gewesen. Der Unterschied

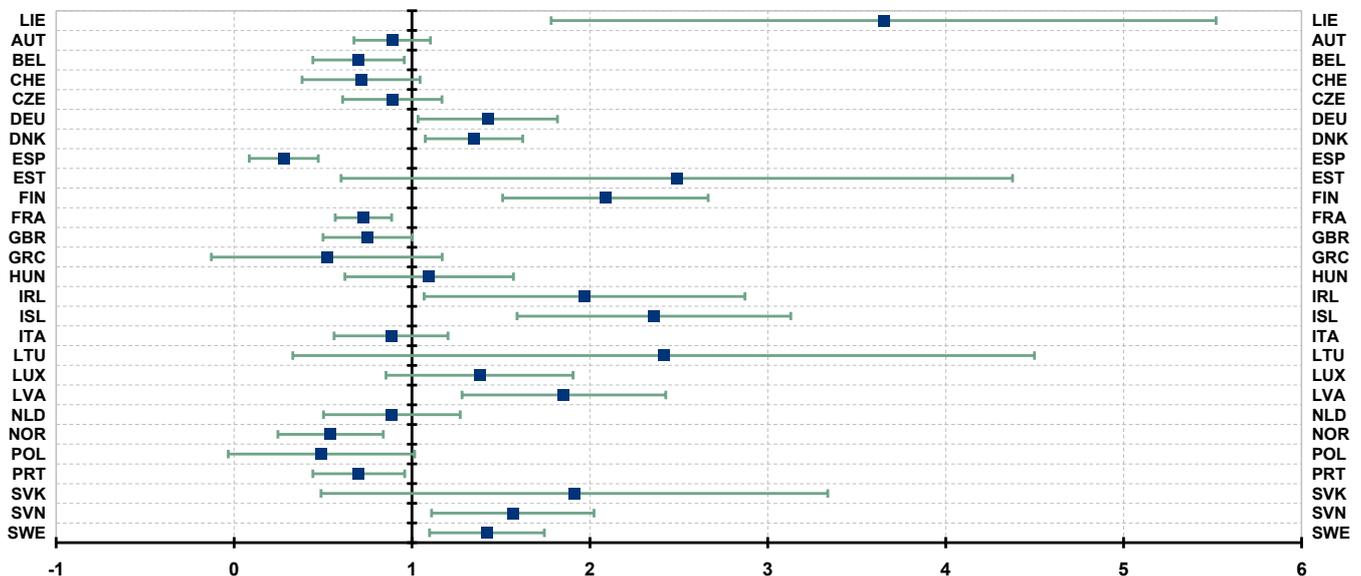
Die liechtensteinische Konjunktur ist sehr volatil.

Abbildung 1: Reale, saisonbereinigte BIP-Quartalswachstumsraten in Finanzkrise und Corona-Rezession



Datenquelle: OECD, Amt für Statistik, Liechtenstein-Institut (BIP-Quartalisierung, Strukturbruch-/Preis-/Saisonbereinigung), eigene Berechnungen (Regressionen)

Abbildung 2: Geschätzte Sensitivität gegenüber Weltkonjunktur mit 90%-Konfidenzintervall (über zwei Quartale summierte Reaktion der nationalen, realen BIP-Quartalswachstumsrate gegenüber OECD-BIP-Wachstum)



Datenquelle: [OECD, Amt für Statistik](#), Liechtenstein-Institut (BIP-Quartalisierung, Strukturbruch-/Preis-/Saisonbereinigung), eigene Berechnungen (Regressio-
nen)

zwischen tatsächlichem und hypothetischem Einbruch wird dann im zweiten Schritt mit Ländercharakteristika in einer Querschnittsregression analysiert, in der vor allem die spezielle Rolle des Binnenmarktes evaluiert wird.

Corona-Rezession: Tatsächliche versus hypothetische Betroffenheit

Um die spezifische ökonomische Betroffenheit durch die Corona-Rezession zu isolieren, wird eine Referenzgrösse für die übliche Betroffenheit von internationalen Rezessionen benötigt. Diese wird für jedes Land einzeln in einem zeitreihenanalytischen Modell geschätzt (siehe Schätzmodell 1 im Anhang). Dabei wird die im historischen Durchschnitt übliche Reaktion des betreffenden Landes auf die internationale Konjunkturentwicklung, gemessen anhand des OECD-BIP zwischen dem ersten Quartal 1998 und dem vierten Quartal 2019 (also bis kurz vor der Corona-Rezession), geschätzt. Dadurch wird die länderspezifische Konjunktursensitivität, also die durchschnittliche Reaktion auf die Weltkonjunktur, empirisch approximiert.

Aus dieser geschätzten Sensitivität lässt sich dann unter Berücksichtigung

des OECD-BIP-Einbruchs im zweiten Quartal 2020 approximieren, wie stark für die einzelnen Länder der BIP-Rückgang ausgefallen wäre, wenn Corona eine normale Rezession ausgelöst hätte, der Zusammenhang von internationaler Konjunktur und nationaler BIP-Reaktion also im üblichen Rahmen ausgefallen wäre. Diese Approximation des hypothetischen Szenarios wird später mit dem tatsächlich erfolgten Einbruch verglichen, um damit zu ermitteln, welche Staaten stärker als üblich auf den internationalen Konjunkturschock reagiert haben und welche weniger. Darauf aufbauend können dann im Länderquerschnitt erklärende Faktoren für die Abweichungen identifiziert werden.

Abbildung 2 veranschaulicht den in der Regression von Gleichung [1] (siehe Anhang) für den Zeitraum 1998Q1–2019Q4 geschätzten Zusammenhang zwischen den Quartalswachstumsraten des realen, saisonbereinigten BIP Liechtensteins sowie der einzelnen OECD-Staaten (dargestellt sind die EU/EWR/EFTA-Staaten der OECD und Grossbritannien) einerseits und der inter-

nationalen Konjunkturentwicklung gemessen am BIP der Gesamt-OECD andererseits. Konkret geht das reale BIP in Veränderungsrate, berechnet als die Differenz der Logarithmen, in die Regressionen ein. Die Differenz der Logarithmen entspricht näherungsweise den prozentualen Wachstumsraten, weshalb im Folgenden vereinfachend von Wachstumsraten in Prozent gesprochen wird.

Die in Abbildung 2 dargestellten Koeffizienten ($\beta_{i,0} + \beta_{i,1}$ aus Gleichung [1] im Anhang) lassen sich am Beispiel Liechtensteins folgendermassen interpretieren: Angenommen das OECD-BIP schrumpft im aktuellen Quartal um -1% . Dann würde dies, ceteris paribus, mit einem Sinken der BIP-Wachstumsrate Liechtensteins um ungefähr -3.6% einhergehen (aufsummiert über das aktuelle und das

Schrumpft das OECD-BIP um -1% , sinkt das liechtensteinische BIP im historischen Mittel um ungefähr -3.6% .

folgende Quartal). Es lässt sich in der Abbildung erkennen, dass das liechtensteinische BIP-Quartalswachstum historisch betrachtet sehr sensitiv auf Veränderungen der Weltkonjunktur reagiert, mehr als viermal so stark wie jenes der Schweiz oder Österreichs.

Weiter wird in Abbildung 2 sichtbar, dass kleinere Staaten tendenziell höhere Sensitivitäten aufweisen als grössere und überproportional auf Veränderungen in der Weltkonjunktur reagieren, also eine geschätzte Sensitivität von über 1 aufweisen. Demgegenüber sind die Länder mit einer Sensitivität von unter 1 vorwiegend grössere, welche also unterproportional reagieren.

Die vergleichsweise hohe Sensitivität der kleineren Länder lässt sich dabei vor allem mit der Wichtigkeit des Aussenhandels, welcher wiederum stark von der internationalen Nachfrage und damit der Entwicklung der Weltwirtschaft abhängig ist, begründen. Oder anders ausgedrückt mit der untergeordneten Rolle des Binnenmarktes, also der heimischen Nachfrage nach inländischen Gütern und Dienstleistungen. Im verwendeten Datensample beträgt der Korrelationskoeffizient zwischen Binnenmarktanteil (Definition siehe Ausführungen nach Tabelle 1) und der Ländergrösse gemessen anhand der logarithmierten Bevölkerungszahl +0.58 und ist hochsignifikant, die Relevanz des Binnenmarktes

steigt also tatsächlich mit der Ländergrösse.

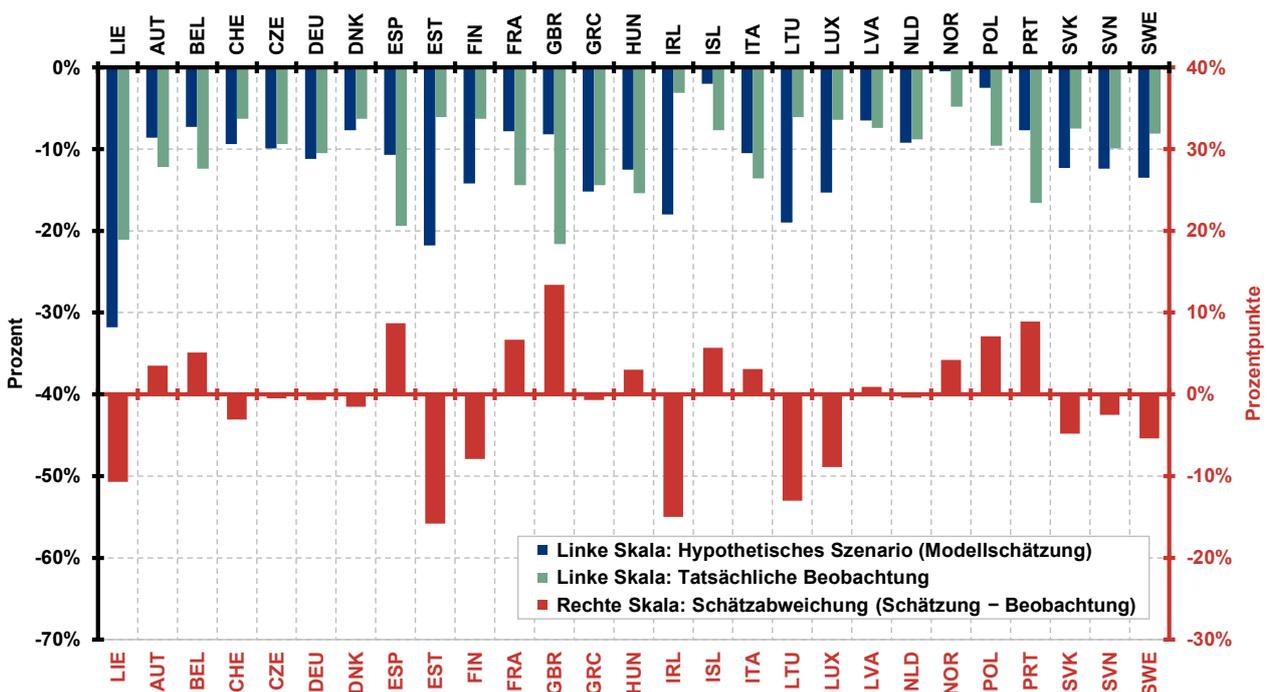
Auf Basis des Modells in Gleichung [1] wird nun der durch die COVID-19-Pandemie verursachte Einbruch der Weltwirtschaft und dessen basierend auf der Vergangenheit erwartbarer Einfluss auf verschiedene Länder simuliert und mit den dort tatsächlich erfolgten Einbrüchen verglichen. Angesichts der hohen Sensitivität der BIP-Quartalswachstumsrate Liechtensteins gegenüber der Weltkonjunktur wird das Modell einen vergleichsweise starken BIP-Einbruch Liechtensteins in diesem hypothetischen Szenario «prognostizieren». Abbildung 3 stellt für Liechtenstein sowie ausgewählte OECD-Länder die tatsächlichen Wachstumsraten des zweiten Quartals 2020 (grüne Balken) den durch das Modell geschätzten Quartalswachstumsraten (hypothetisches Szenario, blaue Balken) gegenüber. Das zweite Quartal 2020 ist hierbei von Interesse, da es den Tiefpunkt der Corona-Rezession darstellt.

Die Corona-Rezession bildet in Hinblick auf überproportionale Betroffenheit kleinerer Staaten eine Ausnahme.

Im Ländervergleich sind in Abbildung 3 relativ grosse Unterschiede in den Abweichungen von geschätzten zu tatsächlichen Quartalswachstumsraten zwischen den Staaten sichtbar. Eine negative Schätzabweichung von der tatsächlich beobachteten Wachstumsrate bedeutet also, dass das modellierte hypothetische Szenario mit der Annahme einer länderspezifisch üblichen Konjunktursensitivität die BIP-Wachstumsrate zu pessimistisch einschätzt (den Einfluss des internationalen Coronaschocks auf die nationale Volkswirtschaft also überschätzt). Und eine positive Schätzabweichung des Modells impliziert, dass die BIP-Wachstumsrate zu optimistisch approximiert wird (den Einfluss der internationalen Konjunktur während Corona also unterschätzt).

Für Liechtenstein zeigt sich eine negative Differenz zwischen der BIP-Wachstumsrate im hypothetischen Szenario von der tatsächlich beobachtbaren Wachstumsrate im zweiten Quartal 2020. Das Modell mit

Abbildung 3: Reale, saisonbereinigte BIP-Quartalswachstumsraten 2020Q2, Schätzung hypothetisches Szenario und tatsächliche Beobachtungen (zeitreihenanalytische Regression)



Datenquelle: [OECD](#), [Amt für Statistik](#), Liechtenstein-Institut (BIP-Quartalsisierung, Strukturbruch-/Preis-/Saisonbereinigung), eigene Berechnungen (Regressionen)

der Annahme einer normal üblichen Sensitivität hat den coronabedingten Einbruch als zu pessimistisch eingeschätzt (die Schätzabweichung ist also negativ). Während das Modell erwarten lässt, dass das Wirtschaftswachstum in Liechtenstein im zweiten Quartal 2020 um rund -30% einbricht, war der tatsächliche BIP-Einbruch der liechtensteinischen Volkswirtschaft etwa -20%, was einer Schätzabweichung von circa -10 Prozentpunkten entspricht (Wachstumsraten approximiert mit Differenz der Logarithmen). Das bedeutet also, dass bei der zwischen 1998 und 2019 üblichen Konjunktursensitivität ein viel stärkerer Einbruch zu erwarten gewesen wäre. Im Vergleich dazu erwartet das Modell beispielsweise für Frankreich einen Einbruch der Wachstumsrate von rund -8%, wobei die tatsächliche Wachstumsrate ungefähr -14% Prozent betrug (was einer Schätzabweichung von etwa +7 Prozentpunkten entspricht). Das bedeutet, dass das Modell für Frankreich den Einfluss der Weltkonjunktur während Corona unterschätzt, also zu optimistisch war.

Vergleicht man die tatsächlichen Wachstumsraten der Länder in Abbildung 3, ist ersichtlich, dass Liechtensteins BIP-Quartalswachstum im zweiten Quartal 2020 nicht wie historisch üblich - sprich stark überproportional - einbrach im Vergleich zu grösseren Staaten. In Anbetracht der historischen Sensitivität, der hypothetisch geschätzten BIP-Wachstumsraten sowie der tatsächlichen Wachstumsraten Liechtensteins ist davon auszugehen, dass sich der durch die COVID-19-Pandemie verursachte Einbruch der Volkswirtschaften anders äussert als beispielsweise während der Finanzkrise 2008/09. Ähnliches, wenn auch in geringerem Masse, scheint auch auf andere kleine, offene Volkswirtschaften wie Luxemburg, Estland oder Litauen zuzutreffen. Die berechneten Schätzabweichungen Liechtensteins und der 38 Staaten korrelieren positiv (+0.56) und hoch signifikant mit der logarithmierten Bevölkerungszahl, was den ersten grafischen Eindruck bestätigt, dass das geschätzte hypothetische Szenario mit der Annahme üblicher Konjunktursensitivität für grosse Staaten tendenziell zu

optimistisch war und für kleinere zu pessimistisch.

In einem nächsten Schritt der Analyse wird der Frage nachgegangen, welche strukturellen Faktoren die Variation der Schätzabweichungen im Länderquerschnitt erklären können und warum der Einbruch während der Pandemie anders war als in früheren Krisen.

Determinanten der spezifischen Betroffenheit in der Corona-Rezession

Warum waren sehr kleine, offene Volkswirtschaften tendenziell in einem geringeren Masse oder in einer anderen Weise von der Corona-Rezession betroffen, als sie dies üblicherweise während markanten Einbrüchen der globalen Wirtschaftsaktivität sind? Einerseits haben die Pandemie und die damit einhergehenden Eindämmungsmassnahmen zur Beeinträchtigung der Produktion von Waren und Dienstleistungen geführt. Andererseits haben insbesondere die ökonomische und gesundheitliche Unsicherheit sowie die mit der Kontaktreduktion einhergehende Verschiebung der Konsumpräferenzen zu einem dramatischen Nachfragerückgang geführt. Sehr kleine, offene Volkswirtschaften, in denen der Binnenmarkt wegen des hohen Anteils grenzüberschreitender Transaktionen typischerweise eine untergeordnete Rolle spielt, sind davon weniger betroffen.

In der liechtensteinischen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung

wird die Verwendungsseite nicht erhoben. Aus diesem Grund kann die relative Grösse des Binnenmarktes nicht anhand der Verwendungskomponenten ermittelt werden, weshalb Liechtenstein im zweiten Regressions-schritt nicht berücksichtigt wird. Nichtsdestotrotz lassen sich aus der Regression mit den 38 OECD-Staaten auch wichtige Rückschlüsse für Liechtenstein ziehen.

Tabelle 1 zeigt deskriptive Statistiken von Quartalsdaten der BIP-Verwendungsseite der OECD-Staaten von 1998 bis 2019, also bis vor die Pandemie. Aus der Tabelle lässt sich erkennen, dass die Wachstumsraten des Privat- sowie des Staatskonsums im Länder- und Zeitdurchschnitt weniger oder ähnlich stark wie das Gesamt-BIP schwanken und dementsprechend typischerweise stabilisierend wirken während Rezessionen. Investitionen und Aussenhandel

Privatkonsum wirkt während Rezessionen typischerweise stabilisierend.

(Exporte und Importe) hingegen schwanken deutlich stärker als das BIP und haben deshalb erhöhenden Einfluss auf die Gesamtvolatilität. Sie wirken somit

während Krisen in der Regel destabilisierend auf das gesamtwirtschaftliche BIP und in konjunkturell guten Zeiten wachstumstreibend. Weiters wird aus der Tabelle ersichtlich, dass der Privatkonsum im Niveau die mit Abstand wichtigste Komponente des BIP ist und die höchste Korrelation damit aufweist.

Um die historisch spezielle Rolle des Binnenmarktes zur Erklärung der länderspezifischen Konjunkturbetroffenheit während der

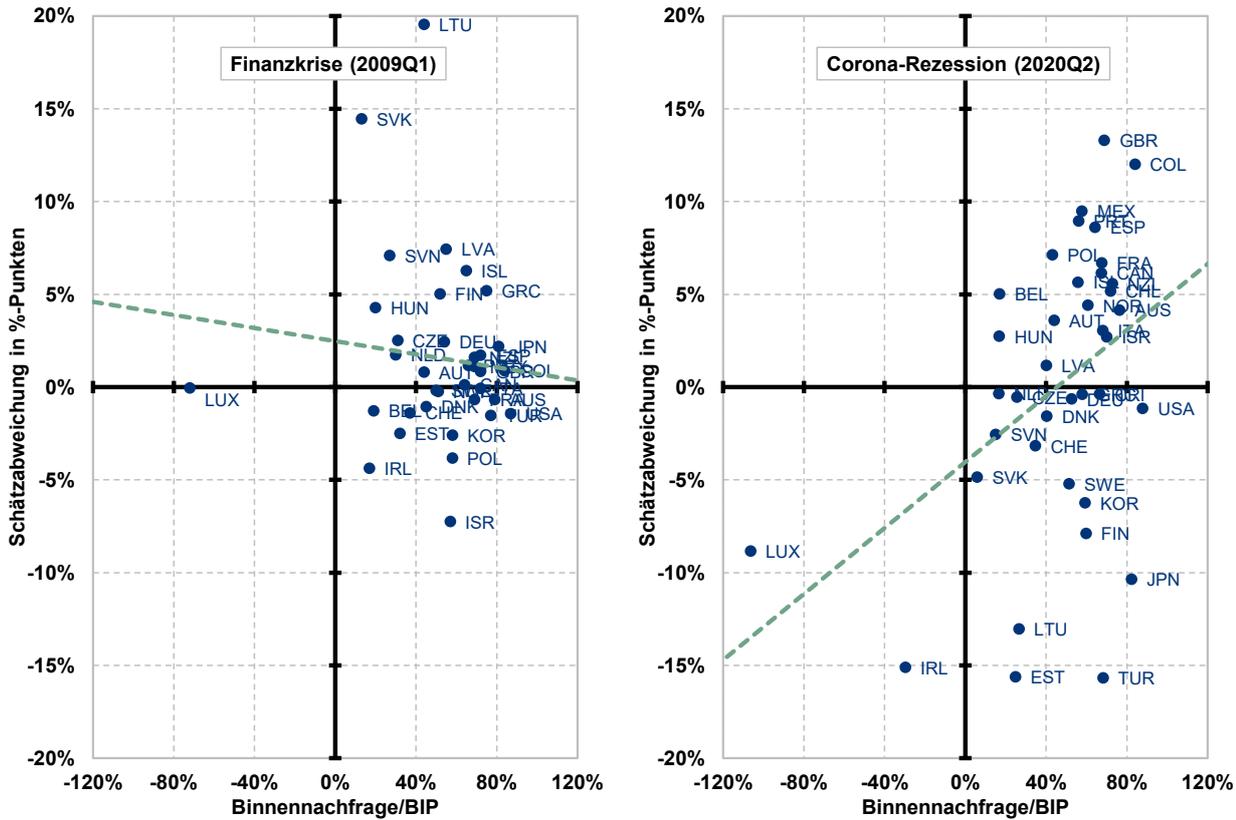
Tabelle 1: Deskriptive Statistiken struktureller Faktoren (BIP-Verwendungsseite)

OECD-Durchschnitt (reale Daten, 1998Q1-2019Q4)					
Niveau	Mittelwert	Wachstumsraten	Mittelwert	Standardabweichung	Korrelation mit BIP
Privatkonsum/BIP	54.8%	Privatkonsum	0.62%	1.23%	0.45
+ Staatskonsum/BIP	19.9%	Staatskonsum	0.53%	1.56%	0.17
+ Investitionen/BIP	22.1%	Investitionen	0.99%	10.28%	0.23
+ Exporte/BIP	45.4%	Exporte	1.22%	3.63%	0.44
- Importe/BIP	43.1%	Importe	1.22%	4.33%	0.29
= BIP		BIP	0.64%	1.38%	

Die Standardabweichung ist ein Mass für die Volatilität einer Variable und berechnet, wie stark die einzelnen Beobachtungen vom Mittelwert abweichen. Der Korrelationskoeffizient zeigt, wie stark die Änderung einer Variable gleichzeitig mit der Veränderung einer zweiten Variable auftritt (gemeinsame Variation) und liegt zwischen -1 und 1. Er zeigt jedoch nicht zwingend einen kausalen Zusammenhang und gibt also auch keine Auskunft über die Richtung des beobachteten Effekts.

Datenquelle: [OECD](#), eigene Berechnungen (deskriptive Statistiken)

Abbildung 4: Korrelation Schätzabweichung mit Binnennachfrage



Datenquelle: [OECD](#), eigene Berechnungen (Regressionen)

Corona-Rezession zu untersuchen, muss dieser entsprechend abgegrenzt werden. Das BIP setzt sich zusammen aus der Nachfrage für inländische Produktion von Gütern/Dienstleistungen, welche im Inland und Ausland angeboten werden, und besteht aus Privatkonsum (*C*) + Staatskonsum (*G*) + Investitionen (*I*) + Exporte (*EX*) – Importe (*IM*). Der Binnenmarkt lässt sich aus den BIP-Verwendungskomponenten ableiten (*C + G + I – IM*) und erfasst die Nachfrage im Inland nach inländischen Gütern/Dienstleistungen, also die Binnennachfrage im engeren Sinne.

Der Binnenmarkt konnte die übliche Pufferwirkung in der Corona-Rezession nicht entfalten.

In Abbildung 4 wird der Anteil der Binnennachfrage am BIP ($[(C+G+I-IM)/BIP]$) mit der in Abbildung 3 dargestellten Schätzabweichung, statistisch in Verbindung gebracht. Diese Analyse wird zudem auch für den Höhepunkt der Finanzkrise durchgeführt und mit der Corona-Rezession verglichen. Der verwendete Indikator für die Binnennachfrage kann für Staa-

ten mit einer extrem hohen Bedeutung des Aussenhandels (v.a. grenzüberschreitende Dienstleistungen) auch negative Werte annehmen.

Die Binnennachfrage ist für die Corona-Rezession mit +0.42 positiv und hochsignifikant mit der Schätzabweichung korreliert, das Streudiagramm zeigt eine deutliche Steigung der Regressionsgeraden von +0.09 mit einem R^2 von 0.17. Demgegenüber lässt sich für die Finanzkrise keine statistisch signifikante Korrelation feststellen und die Regressionsgerade hat eine Steigung (-0.02) und ein R^2 (0.01) von sehr nahe bei Null. Mit anderen Worten konnte

der Binnenmarkt in der Finanzkrise die übliche Pufferwirkung entfalten, in der Corona-Rezession jedoch nicht. In der Corona-Rezession lässt sich für Länder mit relativ höherer Binnennachfrage also eine stärkere Betroffenheit feststellen (positive Schätzabweichung), als dies auf Basis der historischen Sensitivität gegenüber der Welt-

konjunktur hätte erwartet werden können. Diese Korrelation deutet darauf hin, dass die relative Grösse des Binnenmarkts, insbesondere die des Privatkonsums als wichtigster Determinante, in der coronabedingten Rezession ausnahmsweise kein stabilisierender Faktor war. So waren Staaten wie Spanien, Frankreich oder Italien, für welche die Binnennachfrage eine grosse Bedeutung hat, relativ stark betroffen.

Die Gegenüberstellung in der grafischen Analyse und die bivariate Korrelation der Binnennachfrage mit der Schätzabweichung in Abbildung 4 lässt dabei noch unberücksichtigt, dass andere Faktoren möglicherweise die Wirkung der Binnenmarktgrösse überlagern könnten. In erster Linie könnten dabei die behördlichen Eindämmungsmassnahmen eine Rolle gespielt haben. Eventuell ist die spezifische Betroffenheit aber auch davon abhängig, dass diese Massnahmen in den einzelnen Ländern in unterschiedlichem Ausmass gesetzt wurden und folglich das Angebot an Waren und Dienstleistun-

gen für die Binnennachfrage unterschiedlich beeinträchtigt war. Auch könnte die unterschiedliche gesundheitliche Bedrohung durch die Pandemie-Ausbreitung ein relevanter Faktor gewesen sein. Die separate Wirkung einzelner Faktoren kann in einer multiplen Regression ermittelt werden, die partielle Korrelationen im Sinne einer Ceteris-Paribus-Interpretation ausweist.

Die multiple Regressionsanalyse in Tabelle 2 erfolgt schrittweise, um zu erörtern, ob die Berücksichtigung weiterer Faktoren den (partiellen) Korrelationskoeffizienten der Binnennachfrage verändert (siehe Schätzmodell 2 im Anhang). Durch das Inkludieren weiterer Faktoren kann zudem untersucht werden, ob die in Abbildung 4 gefundene Korrelation zwischen Schätzabweichung und Binnennachfrage lediglich eine Scheinkorrelation darstellt (dies ist nicht der Fall, wie sich zeigen wird).

Die zu Abbildung 3 diskutierte Feststellung, dass grössere Staaten von Corona tendenziell stärker betroffen waren, als aus ihrer üblichen Konjunktursensitivität erwart- und prognostizierbar gewesen wäre, und kleinere Staaten schwächer, lässt sich vor allem auf die veränderte Rolle der Binnennachfrage zurückzuführen. Dies zeigt sich daran, dass der Koeffizient der Bevölkerung deutlich in-signifikant ist, wenn die Binnennachfrage, welche wiederum klar signifikant ist, zusätzlich separat berücksichtigt wird (Schätzgleichung [2.1] in Tabelle 2). Deshalb soll nun das Augenmerk ganz auf die Binnennachfrage gerichtet sein.

Der Koeffizient für die Binnennachfrage ist über alle Spezifikationen positiv (Regressionsgleichungen [2.1]–[2.4]). Er ist robust, ändert sich in der Grösse kaum und erweist sich durchgängig als statistisch signifikant. Das heisst, dass für Länder mit relativ höherem Anteil an Binnennachfrage die Krise tendenziell stärker ausgefallen ist, als man es auf Basis der historischen Sensitivität erwartet hätte, und umgekehrt. Das gilt auch, wenn man gleichzeitig für die Pandemie-Betroffenheit sowie

Neben gesundheitspolitischen Einschränkungs-massnahmen belastete vor allem die Unsicherheit den Konsum.

Tabelle 2: Erklärungs-faktoren für ausserordentliche Konjunkturbetroffenheit (multiple Querschnittsregression, Gleichung [2] im Anhang)

OECD-Staaten (Kleinstquadrateschätzung)	Abhängige Variable: Schätzabweichung aus Gleichung [1] im Anhang			
	[2.1]	[2.2]	[2.3]	[2.4]
Konstante	-4.9420	-3.8623**	-20.7912**	-18.1502**
log[Bevölkerung]	0.2849			
Binnennachfrage: (C+G+I-IM)/BIP	0.0826**	0.0896***	0.0801**	0.0831**
Oxford Stringency Index			0.2590**	0.2010
COVID-19-Todesfälle				0.0701
N	38	38	38	38
R²	0.1761	0.1740	0.2834	0.3078
Korrigiertes R²	0.1290	0.1510	0.2425	0.2467

Siehe Anhang für Erläuterungen zur Regression und den darin verwendeten Daten. Statistisch signifikant von 0 verschiedene Koeffizienten sind mit Sternchen versehen (*: p-Wert ≤ 0.10 und > 0.05; **: p-Wert ≤ 0.05 und > 0.01; ***: p-Wert ≤ 0.01). Der p-Wert liegt zwischen 0 und 1 und zeigt das Signifikanzniveau an, zu welchem die Nullhypothese gerade noch abgelehnt wird. Er gibt damit die basierend auf den vorliegenden Daten geschätzte Irrtumswahrscheinlichkeit an, dass die Nullhypothese fälschlicherweise abgelehnt wird (sprich irrtümlich auf einen statistischen Zusammenhang zwischen den untersuchten Variablen in der Grundgesamtheit geschlossen wird).

Quelle: [OECD](#), eigene Berechnungen (Regressionen)

gesundheitspolitische Faktoren kontrolliert und diese ebenfalls in der Regression berücksichtigt.

Die Anstiege des R² und des korrigierten R² durch die Erweiterung des Modells zeigen an, in welchem Ausmass die zusätzlichen Faktoren nützlich sind, um die Variation in den Daten zu erklären. Es kann beobachtet werden, dass insbesondere die Berücksichtigung der Binnennachfrage den stärksten erhöhenden Anteil am R² hat und somit eine zentrale Determinante ist. Werden weitere erklärende Variablen zur Analyse hinzugefügt ([2.3]–[2.4]), lässt sich feststellen, dass auch der [Oxford Stringency](#)

[Index](#), der die Stärke der gesundheitspolitischen Eindämmungs-massnahmen misst, eine Rolle spielt. Daraus lässt sich schliessen, dass Einschränkungen des Angebots (Veranstaltungs-, Reiseverbote etc.) ein wichtiges Charakteristikum beziehungsweise eine Besonderheit der COVID-19-Rezession sind. Es kann davon ausgegangen werden, dass die Kombination aus grosser Binnennachfrage bei gleichzeitig stark ausgeprägten angebotsseitigen Einschränkungen den coronabedingten Wirtschaftseinbruch besonders stark getrieben hat. Konsistent mit

den hier dargestellten Resultaten dokumentieren auch [BAQAE UND FARHI \[2020\]](#) und [BEKAERT ET AL. \[2020\]](#) für die US-Volkswirtschaft, dass die Corona-Pandemie simultan Nachfrage- und Angebotsschocks ausgelöst hat. Der Oxford Stringency Index verliert aber an Signifikanz (p-Wert überschreitet Schwelle von 0.1 knapp), wenn zusätzlich die gesundheitliche Corona-Betroffenheit ([Oxford Government Response Tracker: COVID-19-Todesfälle pro 100'000 Einwohner/innen](#)) berücksichtigt wird. Dies liegt möglicherweise an der Tatsache, dass die Stringenz der Massnahmen und die gesundheitliche Betroffenheit in beide Richtungen kausal eng verwoben. Einzeln modelliert sind sie jedenfalls beide signifikant mit positivem Vorzeichen und scheinen einen Erklärungsgehalt zu haben. Der Koeffizient der Binnennachfrage bleibt in beiden Fällen nahe bei 0.08 und signifikant mit einem p-Wert von unter 0.05.

Schlussbemerkungen

In der vorliegenden Analyse wird basierend auf den historischen Konjunktursensitivitäten von Liechtenstein und 38 OECD-Staaten ein hypothetisches Szenario zeitreihen-analytisch geschätzt und mit dem tatsächlichen BIP-Wachstumsrate während der Corona-Rezession verglichen. Dabei zeigt sich, dass klei-

nere Staaten tendenziell einen weniger starker BIP-Einbruch erlitten als konjunkturalhistorisch erwartbar, während bei grösseren das Gegenteil der Fall war. In der Querschnittsregression der Länder konnte die veränderte Binnenmarktfunktion als treibender Faktor dahinter identifiziert werden. So konnte der Binnenmarkt, welcher vor allem in grösseren Staaten in der Vergangenheit als Puffer gegen internationale Wirtschaftsschocks diente, nicht wie gewohnt ausgleichend wirken. Als Konsequenz waren grössere Staaten ausnahmsweise auf eine Art betroffen, wie es kleinere üblicherweise sind.

Auch wenn für Liechtenstein datenbedingt die Relevanz des Binnenmarktes über die BIP-Verwendungsseite nicht ermittelt werden kann, weisen die verfügbaren Daten auf eine untergeordnete Rolle des Binnenmarktes hin, wie für kleinere Staaten allgemein der Fall. So stellt analog zur Querschnittsregression mit den OECD-Staaten auch für Liechtenstein die veränderte Rolle des Binnenmarktes die zentrale Erklärung dar, warum Liechtensteins Volkswirtschaft nicht so stark einbrach während Corona, wie basierend auf ihrer Konjunkturalhistorie erwartbar gewesen wäre.

Die wichtigste Komponente der Binnennachfrage ist der Privatkonsum, welcher damit den wesentlichen Treiber hinter der veränderten Rolle des Binnenmarktes in der Corona-Rezession darstellt. Das entscheidende Motiv hinter der Zurückhaltung des Konsums war neben durch die Rezession direkt ausgelösten Einkommenseinbussen vor allem die latente Unsicherheit durch die Pandemie selbst (ALTIG ET AL. [2020]). Dabei spielten sowohl die ökonomische wie auch die gesundheitliche Unsicherheit eine wichtige Rolle, die Unternehmen und Konsumentinnen und Konsumenten dazu veranlasst hat, Ausgaben aufzuschieben, auch weil der weitere Pandemieverlauf nicht abzuschätzen war. Diese Faktoren haben den Privatkonsum, aber auch die Investitionstätigkeit, belastet. Die Pandemieeindämmungsmassnahmen brachten neben

Aus sektoraler Perspektive waren v.a. kontaktintensive Dienstleistungen betroffen.

ihrer gesundheitspolitischen Motivation zwar auch den positiven Nebeneffekt, dass die angesprochenen Unsicherheiten reduziert werden konnten, hatten aber wiederum Angebots- und damit auch Konsumeinschränkungen zur Folge.

Die wichtige Rolle der Binnennachfrage in der Corona-Rezession drückt sich nicht nur in den Verwendungskomponenten des BIP aus. Betrachtet man den BIP-Einbruch aus sektoraler Perspektive via Produktionsseite des BIP, so lässt sich beobachten, dass gerade kontaktintensive Dienstleistungen wie beispielsweise das Gast- oder das Unterhaltungsgewerbe durch Schliessungen und die ökonomische/gesundheitliche Vorsicht beim Konsum litten (vgl. SECO [2021]). Der Finanzdienstleistungssektor, welcher in Liechtenstein – vor allem in der Finanzkrise – Volatilitätstreiber war, wirkte während der Corona-Rezession im Gegensatz zur Finanzkrise 2008/09 dagegen stabilisierend.

Literatur

AKAIKE, H. [1974]: «A new look at the statistical model identification». *IEEE transactions on automatic control* [19(6)]; S. 716–723.

ALTIG, D, S. BAKER, J. M. BARRERO, N. BLOOM, P. BUNN, S. CHEN, S. J. DAVIS, J. LEATHER, B. MEYER, E. MIHAYLOV, P. MIZEN, N. PARKER, T. RENAULT, P. SMIETANKA UND G. THWAITES [2020]: «Economic uncertainty before and during the COVID-19 pandemic». *Journal of Public Economics* [191].

BAQAEE, D. UND E. FARHI [2021]: «Supply and Demand in Disaggregated Keynesian Economies with an Application to the Covid-19 Crisis». *American Economic Review* [im Erscheinen].

BEKAERT, G., E. ENGSTROM UND A. ERMOLOV [2020]: «Aggregate demand and aggregate supply effects of covid-19: A real-time analysis». *Finance and Economics. Finance and Economics Discussion Series* [2020-049], Board of Governors of the Federal Reserve System.

BRUNHART, A. [2013]: «Der Klein-

staat Liechtenstein und seine grossen Nachbarländer: Eine wachstums- und konjunkturanalytische Gegenüberstellung». *Arbeitspapiere Liechtenstein-Institut* [44].

BRUNHART, A. [2020a]: «Volkswirtschaftliche Auswirkungen von COVID-19 auf Liechtenstein: Eine erste Bestandesaufnahme». *LI Focus* [2/2020], Liechtenstein-Institut.

BRUNHART, A. [2020b]: «Klein, aber erfolgreich? Ökonomische Vor- und Nachteile von Kleinstaatlichkeit». *160²* [2020], Wissenschaftsmagazin des Liechtenstein-Instituts und der Universität Liechtenstein; S. 4–8.

BRUNHART, A. [2020c]: «COVID-19 und die liechtensteinische Volkswirtschaft: Eine erste Jahresbilanz 2020». *LI Focus* [3/2020], Liechtenstein-Institut.

BRUNHART, A. [2022]: «Corona-Rezession in Kleinststaaten und ihren grösseren Nachbarländern». *LI Facts* [1/2022], Liechtenstein-Institut.

BRUNHART, A. UND M. GEIGER [2019]: «GDP volatility in Liechtenstein and the role of the financial sector». *Financial Stability Report* [2019], Finanzmarktaufsicht Liechtenstein; S. 19–23.

BRUNHART, A., M. GÄCHTER UND M. GEIGER [2020]: «Makroökonomische Konsequenzen der COVID-19-Pandemie für Liechtensteins Volkswirtschaft». *LI Focus* [1/2020], Liechtenstein-Institut.

GEIGER, M. UND E. HASLER [2021]: «Die Effekte globaler Konjunkturschwankungen auf liechtensteinische Güterexporte». *LI Focus* [1/2021], Liechtenstein-Institut.

NEWBY, W. UND K. WEST [1987]: «A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix». *Econometrica* [50(3)]; S. 703–708.

SECO [2021]: «Exkurs: Corona-Krise – Auswirkungen auf das BIP im internationalen Vergleich». *Konjunkturtendenzen* [Herbst 2021]; S. 28–31.

WHITE, H. [1980]: «A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity». *Econometrica* [48(4)]; S. 817–838.

Anhang: Methodische Erläuterungen

Schätzmodell 1

Um den üblichen Zusammenhang zwischen der Weltkonjunktur einerseits und andererseits dem BIP Liechtensteins sowie der OECD-Staaten zu schätzen, wird für jedes Land jeweils die nationale BIP-Quartalswachstumsrate zwischen 1998 und 2019 auf die BIP-Quartalswachstumsrate der Weltkonjunktur regressiert.

Die vierteljährlichen BIP-Zahlen der OECD-Staaten stammen aus der [OECD-Datenbasis](#), die nominalen BIP-Jahreswerte für Liechtenstein (1998–2019) finden sich in der [Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung](#) (Amt für Statistik). Der BIP-Wert Liechtensteins 2020 stammt aus der amtlichen [BIP-Schätzrechnung](#)

(Amt für Statistik). Basierend auf diesen Werten wurde vor den statistischen Analysen und Regressionen eine Strukturbruchbereinigung durchgeführt, um den Wechsel von ESVG1995 auf ESVG2010 zu berücksichtigen. Zudem wurden basierend auf den Jahreswerten mittels temporalem Disaggregationsmodell BIP-Quartalswerte geschätzt (für die verwendete Methodik siehe [BRUNHART \[2020c, S. 9\]](#)). Die Daten wurden transformiert, wie in der Konjunkturanalyse allgemein üblich. Dazu gehört eine Preisbereinigung, um aus den nominalen Werten reale zu erhalten, und eine Saison-/Kalenderbereinigung, um die konjunkturellen Muster besser erfassen zu können.

Als Mass für die globale Konjunktur wird das aggregierte BIP der gesamten OECD verwendet. Ziel hierbei ist es, die historisch gesehen durchschnittliche Abhängigkeit mit einem auf alle Staaten im Sample anwendbaren Modell einfach, aber möglichst gut zu approximieren. Die BIP-Quartalswachstumsraten werden als Differenz des logarithmierten Bruttoinlandsprodukts zum Zeitpunkt t gegenüber $t-1$ approximiert. Gleichung [1] erfasst die Entwicklung der länderspezifischen Quartalswachstumsraten in einem «Auto-regressive Distributed Lag»-Modell. Für jedes der 39 untersuchten Länder i wird eine separate Regression durchgeführt:

$$[1] \quad \Delta \log[BIP_{i,t}] = c_i + \sum_{l=1}^p \alpha_{i,l} \cdot \Delta \log[BIP_{i,t-l}] + \sum_{j=0}^q \beta_{i,j} \cdot \Delta \log[BIP_{OECD_{t-j}}] + \delta_i \cdot t + \varepsilon_{i,t}$$

Die Koeffizienten $\beta_{i,0}$ messen den zeitlich gleichlaufenden Zusammenhang zwischen dem weltweiten und dem nationalen BIP für jedes Land i . Um für zeitliche verzögerte Abhängigkeiten (statistisch vorlaufende Kreuzkorrelation und Autokorrelation) zu kontrollieren, werden auch vergangene Werte des nationalen BIP (α -Koeffizienten) und des OECD-BIP (Koeffizienten $\beta_{i,1}, \dots, \beta_{i,q}$) berücksichtigt. Die Koeffizienten δ_i kontrollieren für länderspezifische lineare Zeittrends und c_i bezeichnet die Konstanten. Die Wahl der Lagspezifikation ($p=1$ und $q=1$) erfolgte basierend auf dem Informationskriterium von [AKAIKE \[1974\]](#) und die Standardfehler wurden anhand der Methode von [NEWBY UND WEST \[1987\]](#) robust gegenüber eventuell verbleibender serieller Korrelation der Residuen geschätzt.

Für Irland wurde zudem ein Dummy für das erste Quartal 2015 modelliert, weil dieses einen sichtbar extremen und auch viel diskutierten Ausreisser darstellt.

Das in Gleichung [1] dargestellte Modell wird mit Daten vom ersten Quartal 1998 bis zum vierten Quartal 2019, also kurz vor Beginn der Corona-Pandemie, geschätzt. Unter Berücksichtigung des beobachteten OECD-BIP im ersten und zweiten Quartal 2020 wird dann für jedes Land eine individuelle «Prognose» für das zweite Quartal 2020, den Tiefpunkt der Corona-Rezession, durchgeführt. Die Differenz zwischen dem prognostizierten und dem realisierten BIP-Wert im zweiten Quartal 2020 ist die Schätzabweichung, die in der Analyse (Querschnittsregression in Schätzmodell 2) als Mass für die spezifische Betroffenheit in der Corona-Rezession dient. Die in Abbildung 2 dargestellten Werte stellen die Summe der für jedes Land geschätzten Koeffizienten $\beta_{i,0} + \beta_{i,1}$ dar, wobei die Konfidenzintervalle via F-Test dieser Linearkombination ermittelt wurden.

Schätzmodell 2

Ziel des zweiten Schätzmodells ist,

die durch die Corona-Pandemie ausgelöste spezifische wirtschaftliche Betroffenheit der einzelnen Länder mit Charakteristika (strukturellen Faktoren der Volkswirtschaft) zu begründen. Strukturelle Faktoren liefern Informationen, über welchen Kanal die COVID-19-Pandemie sich wirtschaftlich auswirkte und warum Länder grössere oder kleinere Quartalswachstumseinbrüche hinnehmen mussten, als aufgrund der historischen Sensitivität gegenüber der Weltkonjunkturlage zu erwarten gewesen wäre. Liechtenstein kann im zweiten Schätzmodell nicht berücksichtigt werden, da die liechtensteinische Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung das BIP nicht nach der Verwendungsseite ausweist.

Gleichung [2] modelliert die Schätzabweichung (näherungsweise in Prozentpunkten) als Differenz zwischen der geschätzten BIP-Quartalswachstumsrate des hypothetischen Szenarios aus Gleichung [1] und den tatsächlich beobachteten Wachstumsraten:

$$[2] \quad \Delta \log[\widehat{BIP}_{i,2020Q2}] - \Delta \log[BIP_{i,2020Q2}] = Y_{2020Q2} = c + \mu \cdot X_{2019} + \gamma \cdot Z_{2020Q2} + \varepsilon$$

Der Vektor Y_{2020Q2} beinhaltet die Schätzabweichungen aller Länder i

(abhängige Variable), während die Matrizen X_{2019} und Z_{2020Q2} jeweils

mehrere unabhängige Variablen für alle 38 Staaten i enthalten und c die

Konstante darstellt. X_{2019} sammelt dabei die strukturellen volkswirtschaftlichen Vorkrisen-Determinanten als Jahreswerte von 2019, hier sind die BIP-Verwendungskomponenten der Binnennachfrage in Relation zum BIP (siehe Erläuterungen nach Tabelle 1) von Interesse. Die Daten für die Berechnung der Binnennachfrage und die Bevölkerungszahlen stammen von der [OECD](#). Z_{2020Q2} besteht aus den Kontrollvariablen für das zweite Quartal 2020: Einerseits ist dies das Ausmass der gesundheitspolitischen Massnahmen zur Eindämmung der Pandemie

(als Proxy dient hierfür der [Oxford Stringency Index](#)), welche das aggregierte Angebot einschränkten, andererseits die gesundheitliche Betroffenheit durch die Pandemie, welche die Wirtschaft ebenfalls belastete (COVID-19-Fälle sowie -Todesfälle pro 100'000 Einwohner/innen, gemäss Daten des [Oxford Government Response Tracker](#)). Die Standardfehler wurden mit der Methode nach [WHITE \[1980\]](#) geschätzt, um sie robust gegenüber Heteroskedastizität zu machen.

Neben der Binnennachfrage wurden auch andere BIP-Verwen-

dungskomponenten sowie auch BIP-Komponenten der Produktionsseite in den Querschnittsregressionen getestet. Es zeigte sich dabei, dass die Binnennachfrage das zentrale Erklärungselement in der Analyse darstellt. Ebenso wurden als Robustheitstest Ländergewichte (Anteil am OECD-BIP) in die Regressionsgleichung [2] integriert, um für die bei hohen Ländergewichten (wie z. B. USA) entstehende unmittelbare Korrelation, welche von der eigentlichen Konjunktursensitivität abzugrenzen ist, zu kontrollieren. Die analytischen Ergebnisse waren davon unberührt.

Impressum

Andreas Brunhart, Forschungsleiter Volkswirtschaft
andreas.brunhart@liechtenstein-institut.li

Martin Geiger, Forschungsbeauftragter Volkswirtschaft
martin.geiger@liechtenstein-institut.li

Wolfram Ritter, Projektmitarbeiter Volkswirtschaft

<http://dx.doi.org/10.13091/li-focus-2022-1>

Liechtenstein-Institut | St. Luziweg 2 | 9487 Gamprin-Bendern | Liechtenstein
www.liechtenstein-institut.li

© Liechtenstein-Institut, 14. April 2022