

---

# Die Substitution fossiler Energieträger – die Analyse wirtschaftlicher Kurz- und Langfristwirkungen

STEFAN MITTNIK UND WILLI SEMMLER

---

Stefan Mittnik, Ludwig-Maximilians-Universität München, E-Mail: [finmetrics@stat.uni-muenchen.de](mailto:finmetrics@stat.uni-muenchen.de)  
Willi Semmler, The New School for Social Research und Universität Bielefeld, E-Mail: [semmlerw@newschool.edu](mailto:semmlerw@newschool.edu)

---

**Zusammenfassung:** Die gegenwärtigen Kontroversen zu den Auswirkungen eines Energieembargos gegen Russland, ausgelöst durch Russlands Krieg gegen die Ukraine, haben den Fokus auf die Verringerung der Abhängigkeit von fossilen Energieträgern und eine Neuordnung der Energieversorgung gelegt. Wirtschaftswissenschaftler sind mit sehr unterschiedlichen Vorhersagen über die Folgen eines solchen Embargos in die Öffentlichkeit getreten. Oft bleibt jedoch die empirische Basis und die Höhe des Wachstumsratenverlustes unklar – auch im Hinblick darauf, ob sich die prognostizierten Verluste auf das Niveau des BIP oder seine künftigen Wachstumsraten beziehen. Auch der Zeitraum, über die die prognostizierten Verluste anfallen sollen, sind nicht oder nur vage spezifiziert. Zudem wird nicht berücksichtigt, wie die Höhe und Dynamik der Verluste vom jeweiligen Zustand der Wirtschaft abhängen. Die Substitution fossiler Energieträger durch erneuerbare Energien ist aber auch seit längerem eine wichtige Politikperspektive der EU und ihrer Mitgliedsstaaten. Verlässliche wirtschaftliche Folgeabschätzungen sowohl eines kurzfristigen Embargos als auch einer langfristigen Dekarbonisierung sind eine wichtige Voraussetzung für die Umsetzung umfassender politischer Maßnahmen.

Im Folgenden wird ein modellgestützter ökonometrischer Rahmen für derartige Analysen vorgestellt, um sowohl kurzfristige Auswirkungen einer Knappheit fossiler Energie als auch die langfristigen Auswirkungen verschiedener klimapolitischer Maßnahmen auf einzelne Wirtschaftssektoren abzuschätzen. Den Hintergrund für unsere Arbeit bildet ein multisektorales Wachstumsmodell, das an anderer Stelle eingehend untersucht wurde. Wir beschränken uns hier auf eine empirisch orientierte Analyse auf der Grundlage multisektoraler Input-Output-Tabellen für Deutschland und andere Länder, wobei wir uns auf neuere Input-Output-Analysen sowie ökonometrische und makroökonomische Arbeiten stützen. Zur Vereinfachung wird das multisektorale Modell auf zwei Sektoren aggregiert. Die kurzfristigen Folgen eines Energieschocks werden anhand eines nicht-linearen Multi-

→ JEL classification: D5, E3, L1, Q4, C01, C013, D57, P28, Q42, Q43

→ Keywords: Energy substitution, embargo effect, decarbonization, green energy, I/O-sector-analysis, climate policy, production and employment effects, non-linear Multi-Regime VAR, pulse analysis

Regime-VAR-Modells analysiert. Die langfristigen Folgen einer Dekarbonisierung der Wirtschaft werden mittels Analyse kombinierter Impulse im Rahmen eines VAR-Modells untersucht. Hier deuten die Ergebnisse auf positive Auswirkungen auf Produktion und Beschäftigung hin, insbesondere auf lange Sicht.

**Summary:** Recent controversies over the impact of an energy embargo on Russia triggered by Russia's war in Ukraine have focused on reducing dependence on fossil fuels and reorganizing energy supplies. Economists have come up with very different predictions about the consequences of such an embargo. However, the empirical basis and the extent of output losses remain unclear – also in terms of whether the predicted losses refer to the level of output or its future growth rates. Moreover, the period and duration of the predicted losses are not or insufficiently specified. Furthermore, it is not explained how the size and dynamics of the losses depend on the state of the economy. Substituting fossil fuels with renewables has long been an important policy perspective of the EU and its member states. Reliable economic impact assessments of both a short-term embargo and longer-term decarbonization are important prerequisites for the implementation of comprehensive policy measures.

In the following, we present a model-based econometric framework for such an analysis in order to estimate both the short-term effects in terms of fossil energy shortages and long-term effects of different climate policy measures on individual sectors of the economy. The background for our work is a multisectoral growth model, which has been studied in detail elsewhere. We limit ourselves here to an empirically oriented analysis based on multisector input-output tables for Germany and other countries, drawing on more recent input-output analysis as well as econometric and macrodynamic work. For simplicity, the multisector model is reduced to two sectors. The short-term consequences of an energy shock are examined using a nonlinear multi-regime VAR model. The long-term consequences of a decarbonization of the economy are explored using composite policy shocks applied to a VAR model. Here, the results indicate positive effects on production and employment, especially in the long run.

## I Einleitung

Die Substitution fossiler Energieträger durch erneuerbare Energie ist seit Längerem eine wichtige Politikperspektive der EU und ihrer Mitgliedsländer. Angesichts des russischen Einmarsches in die Ukraine haben die Verringerung der Abhängigkeit von fossilen Energieträgern und eine Neuordnung der Energieversorgung aktuell an Dringlichkeit gewonnen. Verlässliche wirtschaftliche Folgeabschätzungen sind eine wichtige Voraussetzung für die Umsetzung derartig umfassender Transformationsprozesse. Im Folgenden wird ein modellgestützter ökonomischer Rahmen für solche Analysen vorgestellt, um kurzfristige Auswirkungen in Bezug auf den Energieverbrauch und langfristige Auswirkungen auf einzelne Wirtschaftssektoren in Bezug auf Klimapolitiken abschätzen zu können.

Den Hintergrund für unsere Arbeit bildet ein multisektorales Wachstumsmodell, das in Kato et al. (2010) eingehend untersucht wurde.<sup>1</sup> Wir beschränken uns hier auf eine empirisch orientierte

---

<sup>1</sup> Eine schematische Darstellung des Modells, das ursprünglich mit Mika Kato und Daniel Samaan ausgearbeitet wurde, befindet sich im Anhang. Wir danken den Koautoren Kato et al. (2015) und Oxford University Press für die Verwendung von englischen Textstellen im Abschnitt 4 in dieser deutschen Version. Bezüglich einer Modelldiskussion möchten wir Werner Röger danken. In Röger and Welfens (2022) ist auch eine ausführliche Diskussion der gegenwärtigen kontroversen Modellansätze zu finden, auf die wir hier verweisen möchten. Wir sind auch Pu Chen für Hilfe bei der Programmierung des MRVAR Modells, Leah Masci für die Konvertierung des Artikels von einer Latex zu eine Word Version und Joao Braga für die Hilfe bei der Datenbeschaffung dankbar. Unser Dank gilt auch der Gutachterin und den HeftherausgeberInnen.

Analyse, die sich auf multisektorale Input-Output-Tabellen und neuere makrodynamische und ökonomische Arbeiten stützt. Zur Vereinfachung wird das multisektorale Modell zu einem Zwei-Sektoren-Modell aggregiert und mittels ökonomischer Verfahren die kurz- und langfristigen Folgen eines Energieschocks und einer Dekarbonisierung der Wirtschaft untersucht.

Vor dem Hintergrund der russischen Ukraine-Invasion, wird eine möglichst schnelle Verringerung des Verbrauchs fossiler Brennstoffe und der diesbezüglichen Abhängigkeit von russischen Importen gefordert. Im ersten Teil unserer Analyse konzentrieren wir uns im Wesentlichen auf die Frage, welche Konsequenzen dies für Sektoren der deutschen Wirtschaft haben kann. Sektorale Analysen erfordern Einblicke in die Input-Output-Beziehungen einzelner Sektoren sowie deren Import- und Exportverhalten. Für Deutschland stehen derartige Daten mit hinreichender Disaggregation allerdings noch nicht zur Verfügung. So werden beispielsweise bei den sektoralen Energieinputs Öl und Gas nicht getrennt ausgewiesen.<sup>2</sup> Wir greifen daher auf eine Hilfskonstruktion zurück.

Eine weitere Frage betrifft die Konsequenzen einer Energiesubstitution auf das Wirtschaftswachstum und auch wie sich dabei durch ein Energie-Embargo ausgelöste Schocks auswirken könnten. In diesem Zusammenhang wird oft betont, dass ein solches Embargo auch eine Chance für eine langfristige Reduzierung fossiler Energie und für die beschleunigte Einführung erneuerbarer Energien bietet. Diese eher längerfristige Perspektive hat die deutsche und europäische Politik seit geraumer Zeit geprägt. Die wesentliche Frage dabei ist, wie und mit welchen Instrumenten die langfristige Dekarbonisierung der Volkswirtschaften vorangetrieben und die CO<sub>2</sub>-Emissionen so reduziert werden können, dass der Temperaturanstieg auf 1,5 Grad Celsius begrenzt werden kann. Im zweiten Teil unserer Analyse, die sich weitgehend auf Kato et al. (2015) stützt, stellen wir einen Modellierungsansatz vor, der die Analyse gleichzeitiger sektoraler Intervention für den Fall einer CO<sub>2</sub>-Steuer auf energie- und CO<sub>2</sub>-intensive Sektoren in Verbindung mit einer gleichzeitigen Förderung für erneuerbare Industrien ermöglicht. Mit Hilfe dieser Methodik untersuchen wir die langfristigen Auswirkungen auf Wachstum und Beschäftigung.

Wie eine Reihe neuerer Arbeiten andeutet, ist es wichtig, die kurz- und langfristigen Auswirkungen auf die makroökonomische Dynamik und die Rückkopplungen im Gefolge von fundamentalen Schocks und Transformationsprozessen zu verstehen. Insbesondere die makroökonomische Dynamik ist in Rezessionen und in Expansionsphasen unterschiedlich, siehe Mittnik und Semmler (2012). In unserem Kontext bedeutet dies, dass in einer Rezessionsphase (einer Phase mit niedrigen oder negativen Wachstumsraten) weitreichende Hemmnisse für die Entscheidungsprozesse von Unternehmen und Haushalten bestehen: Unternehmen können weniger Produkte verkaufen und reduzieren die Beschäftigung, Haushalte können aufgrund von Unterbeschäftigung und verringertem Einkommen nicht wie gewohnt Produkte nachfragen, und beide sind auf den Kreditmärkten mit Kreditbeschränkungen konfrontiert. Auch Entscheidungsprozesse sind von Bedeutung. So kann der überwiegende Teil der Haushalte nach gewissen Faustregeln handeln und das Marktgeschehen dominieren.<sup>3</sup> Der von uns vorgeschlagene Entschei-

---

2 Das Statistische Bundesamt hat eine solche Trennung in den Input-Output-Tabellen noch nicht vorgenommen. Auf Anfrage wurde zugesichert, dass dies demnächst eingeführt werden soll.

3 Unser Modell ähnelt diesbezüglich dem von Gali et al. (2007), in dem nur ein Teil der Verbraucher eine adaptive Reoptimierung vornimmt und der andere Teil gewissen Faustregeln folgt. Beide Vorgehensweisen sind für die verschiedenen Phasen des Konjunkturzyklus denkbar. Der Ansatz ähnelt auch dem von Christiano et al. (2009) mit zwei Phasen: eine mit Nullzinsgrenze und eine mit hohen Zinssätzen.

dungsrahmen, der sich auf makroökonomische Ungleichgewichte bezieht, scheint eher empirisch gestützt zu sein als Marktträumungsmodelle.<sup>4</sup>

Insgesamt kann also davon ausgegangen werden, dass es regimespezifische makroökonomische Mechanismen gibt. Zum einen, wenn es in einer Rezession aufgrund des Beschäftigungsrückgangs zu Einkommenseinschränkungen kommt, ist die intertemporale Konsumglättung und damit die Kreditbeschränkung wahrscheinlich gering.<sup>5</sup> Kreditbeschränkungen für viele Haushalte führen jedoch zu Einkommens- und Kreditbeschränkungen für andere, was für ein Regime mit geringer Beschäftigung und niedrigem Einkommen charakteristisch ist. Angesichts dieser Ausgaben-Externalitäten ist die Rezessionsphase daher durch Liquiditäts- und Kreditengpässe sowie einen Anstieg der Risikoprämien gekennzeichnet.<sup>6</sup> Andererseits dürfte sich jede Lockerung von Liquiditäts- und Kreditbeschränkungen,<sup>7</sup> z. B. durch zusätzliche Staatsausgaben oder Geldpolitik, verstärkend auf Produktion und Beschäftigung auswirken.

In Bezug auf die Geldpolitik argumentieren Christiano et al. (2009), dass ein niedriger Zinssatz exogene Ausgabenschocks, wie beispielsweise Staatsausgaben, effektiver machen kann. Dies ist umso mehr der Fall, je niedriger der Zinssatz gehalten wird. Bei einem niedrigen Zinssatz werden Konsum und Investitionen weniger von den Staatsausgaben verdrängt, und der Ausgabenmultiplikator dürfte höher sein. Für den Zeitraum, den Christiano et al. (2009) analysieren, schätzen sie einen Staatsausgabenmultiplikator von deutlich über eins. Dies muss jedoch bei der Entscheidungsfindung in einer Phase hohen Wachstums nicht der Fall sein. Denn hier können Geldinstitute freier auf das Niveau der Makroaktivität reagieren und die Wirtschaftsagenten sind weniger durch Kreditmärkte beschränkt, so dass das Borgen und Leihen leichter vonstattengehen. Da in einer Boom-Phase weniger Beschränkungen aufgehoben werden müssen, ist der Multiplikator dann typischerweise kleiner.<sup>8</sup>

All dies unterstreicht die Notwendigkeit, die Komplexität makroökonomischer Wirkungsmechanismen zu beleuchten und Rückkopplungseffekte zu berücksichtigen,<sup>9</sup> wenn es darum geht, die kurz- und längerfristigen Folgen von Energieshocks und die Wirkungen wirtschaftspolitischer Gegenmaßnahmen abzuschätzen.

---

4 Siehe Gong und Semmler (2009).

5 Oder, im Sinne der Analyse von Woodford (2010) und Gross et al. (2018), kommt es umgekehrt in Rezessionen zu einer erheblichen Kreditspreizung aufgrund von Risikoprämien.

6 Dies ist das Argument des finanziellen Beschleunigers, das davon ausgeht, dass der Zugang zu gesicherten Krediten in Boomzeiten leichter und in Rezessionen schwieriger ist (siehe auch Ernst et al., 2009).

7 Damit einher gehen in der Regel auch Ausfallprämien und Kredit-Spreads. Siehe auch Woodford (2010), der auf die Verringerung der Kredit- und Anleiherisikoprämien aufgrund der Fiskalpolitik hinweist.

8 Zu Einzelheiten solcher Phasen in Bezug auf Zinssätze, siehe Christiano et al. (2009). Zu Kredit-Spreads siehe Woodford (2010), Mitnik and Semmler (2012) und Ernst et al. (2017).

9 Siehe dazu auch Mitnik und Semmler (2012, 2013, 2018).

## 2 Daten

Zur Analyse der kurzfristigen Auswirkungen von plötzlichen Angebotsschocks bei fossilen Energieträgern (Abschnitt 3) und der langfristigen Auswirkungen eines Strukturwandels hin zur Dekarbonisierung (Abschnitt 4) verwenden wir Produktions- und Beschäftigungsdaten der EU-KLEMS-Datenbank.<sup>10</sup> Auf der Grundlage branchenspezifischer Energieverbräuche, basierend auf der deutschen Branchenklassifikation, klassifizieren wir einerseits energieintensive und auf der anderen Seite CO<sub>2</sub>-intensive Wirtschaftssektoren. Um die Konsequenzen von Angebotsschocks zu ermitteln, schätzen wir mit den abgeleiteten Zeitreihen ein konventionelles vektorautoregressives Modell (VAR) sowie eine (nichtlineare) Multi-Regime-Vektorautoregression (MRVAR) und untersuchen die resultierenden Impuls-Antwort-Folgen (Impulse Response Function, IRF). Um die Folgen eines Dekarbonisierungsprozesses für die beiden Sektoren zu untersuchen, betrachten wir nicht die übliche Einzelimpuls-Antwort-Folge, bei der jeweils immer nur eine Komponente des vektoriellen Innovationsprozesses einen Impuls erfährt, sondern betrachten Szenarien, bei denen mehrere Komponenten gleichzeitig Impulsen ausgesetzt sind. Wir sprechen hier von einer durch eine Impulskombination-induzierten Antwort-Folge (Composite-Impulse Response Function, CIRF).

Die EU-KLEMS-Datenbank ist ein Produkt des EU-KLEMS-Projekts und umfasst für alle Mitgliedstaaten der Europäischen Union Kennzahlen zu Wirtschaftswachstum, Produktivität, Arbeitsplätze, Kapitalbildung und technologischem Wandel auf Industrieebene.<sup>11</sup> Neben europäischen Ländern werden auch mehrere nichteuropäische Volkswirtschaften, wie die USA, Japan und Südkorea, abgedeckt. Nicht enthalten sind Daten zur fossilen Energieintensität einzelner Industrien – insbesondere auch nicht Daten zu CO<sub>2</sub>-Emissionen – und müssen deshalb aus alternativen Quellen bezogen werden. Der Grad der Disaggregation der EU-KLEMS-Daten ist mehr oder weniger kompatibel mit den Informationen in gängigen Input-Output-Tabellen. Allerdings werden keine Koeffizienten bereitgestellt, so dass Berechnungen, die Input-Output-Koeffizienten betreffen, auf der Grundlage von I/O-Tabellen und EU-KLEMS Daten zusammen durchgeführt werden müssen. Dies ist nicht immer möglich oder erfordert eine Anpassung der Daten, insbesondere wenn die Branchenklassifikationen der jeweiligen Datenbanken nicht genau übereinstimmen.

Um für den Abschnitt 3 die Energieintensität der Sektoren abzuschätzen und so zwischen hochintensiven (high intensive) (HCL) und geringintensiven (low intensive) Sektoren (LCL) unterscheiden zu können, verwenden wir Daten aus den I/O-Tabellen des Statistischen Bundesamts (2018), die insgesamt 71 Branchenebenen umfassen. Weiterhin benutzen wir in Abschnitt 4 I/O-Daten (Statistisches Bundesamt, 2005), um exemplarisch die beiden Sektoren, einen mit hohem CO<sub>2</sub>-Ausstoß (High Carbon intensive, HCIS) und einen mit niedrigem CO<sub>2</sub>-Ausstoß (Low Carbon intensive, LCIS), zu klassifizieren.<sup>12</sup> Neben klassischen I/O-Tabellen gibt das Statistische Bundesamt (2005) auch branchenspezifische Daten zum CO<sub>2</sub>-Ausstoß in Kilotonnen an. Mit diesen Daten können wir die CO<sub>2</sub>-Intensität jeder Branche berechnen. Als Messgröße wird die CO<sub>2</sub>-Emission (in Kilotonnen) pro einer Million Euro erwirtschafteter Bruttoleistung verwendet. Wie im Fall der Kurzfristanalyse in Abschnitt 3 ordnen wir auch der Langfristanalyse in Abschnitt 4 die

10 <http://www.euklems.net/index.html>.

11 O'Mahony and Timmer (2002) enthält eine ausführliche Beschreibung der Inhalte und des Aufbaus der EU-KLEMS-Datenbank.

12 Die Daten für die Fragestellungen im Abschnitt 4 sind in Kato et al. (2015) beschrieben und bereitgestellt.

einzelnen Branchen gemäß ihrer CO<sub>2</sub>-Intensität den Sektoren HCIS und LCIS zu. Das heißt: Branchen, deren CO<sub>2</sub>-Intensität pro Produktionseinheit über (unter) dem Median liegt, werden dem Sektor mit hoher (niedriger) CO<sub>2</sub>-Intensität zugeordnet.

### 3 Kurzfristige Perspektive: Energieschocks und Konjunkturphasen

Die Ölkrisen der Jahre 1973 und 1980 verdeutlichten, dass makroökonomische Entwicklungen und das Energieangebot eng verzahnt sind und Energiekrisen schnell wirtschaftliche Kontraktionen produzieren können.<sup>13</sup> Mit jeder Energiekrise oder bei einer hohen Preisvolatilität fossiler Energieträger wird die Frage aufgeworfen, wie können Energieabhängigkeiten vermindert werden. Und vor dem Hintergrund der Klimakrise gilt: Sollte die Nutzung fossiler Energie nicht generell langfristig reduziert werden? Letzteres wird mit dem so genannten Green Deal der EU angestrebt.

Wir gehen hier zunächst auf eine Reihe von offenen Fragen ein, die bisherige Analysen bezüglich der kurzfristigen Auswirkungen der Reduzierung fossiler Energielieferungen seitens Russlands aufwerfen. In einer Reihe von neueren Arbeiten ist zum Beispiel nicht klar, welche Datenbasis benutzt wurde. Oft wird gesagt, dass die Analyse mit I/O-Daten kalibriert wurde, jedoch existieren im Fall von Deutschland z. B. keine I/O-Koeffizienten spezifisch für den Gasverbrauch. Überdies stellt sich die Frage, was eigentlich gemeint ist, wenn von 2, 5, 8 oder 12 % volkswirtschaftlichen Verlusten als Folge eines Embargos russischer Energieimporte gesprochen wird. Handelt es sich dabei um ein Absenken des *Niveaus* des Bruttoinlandsprodukts (BIP) oder um eine Reduktion der aktuellen oder der jüngst prognostizierten *Wachstumsrate*? Auch ist oft unklar, über welchen Zeitraum diese Reduktion erfolgen soll. Und inwieweit hängen Höhe und Dynamik der Verluste davon ab, in welcher Phase des Konjunkturzyklus – in einer Wachstums- oder in einer Kontraktionsphase – ein Energie-Embargo eine Volkswirtschaft trifft?

Letzteres legt nahe, dass die Eintrittszeitpunkte von Schocks beziehungsweise von Gegenmaßnahmen von Bedeutung sind, wenn deren Wirkungen abgeschätzt werden soll. Aus ökonometrischer Sicht gilt daher zu berücksichtigen, dass, assoziiert mit unterschiedlichen Zuständen der Wirtschaft, IRFs unterschiedliche Verläufe annehmen können. Herkömmliche lineare VAR-Modelle können dies nicht abbilden, nicht-lineare Multiregime-Modelle wie MRVARs hingegen schon, da hier die resultierenden IRFs je nach Zustand variieren können.

#### 3.1 Methodik

Da konventionelle VAR-Modelle lediglich eine lineare Approximation dynamischer Prozesse abbilden, sind sie nicht in der Lage, Regimeabhängigkeiten zu erfassen. Folglich sind VAR-IRFs unabhängig vom Zustand einer Volkswirtschaft zum Zeitpunkt eines Impulses und IRF-Profile dahingehend invariant, dass sie stets proportional hinsichtlich Größe und Vorzeichen eines Impulses verlaufen. Mit anderen Worten: Reaktionen auf positive und negative Impulse gleicher Größe sind zygomorph (spiegelbildlich symmetrisch). Ist die Reaktion auf einen beliebigen Impuls übermittelt, können die Reaktionen auf alle anderen Impuls-Szenarien durch einfache Multiplikation abgeleitet werden.

---

13 Siehe Hamilton (1998, 2022).

Ein nichtlineares Zeitreihenmodell kann durch die nichtlineare funktionale Form des Typs  $y_t = f(\varepsilon_t, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots; \theta)$  dargestellt werden oder auch in linearer Form mit zustandsabhängigen Parametern, wie  $y_t = c(s_t) + \sum_{i=1}^p A_i(s_t)y_{t-i} + \varepsilon_t$ , wobei  $s_t$  den Zustand zum Zeitpunkt  $t$  repräsentiert. In unserer Analyse folgen wir dem zweiten Ansatz und erwägen die mildeste Form der Verallgemeinerung einer linearen VAR mit konstanten Parametern, indem wir stückweise Linearität unterstellen. Für diese Strategie wurden zwei Modellklassen vorgeschlagen: (i) Markov-Switching-Autoregressionen, dargelegt in Hamilton (1989); und (ii) Autoregressionen mit mehreren Regimen, die durch Schwellenwerte einer bestimmten Variablen definiert werden, vorgeschlagen von Tong (1978, 1983).

Eine multivariate Markov-Switching-Autoregression (MSVAR) mit  $M$  Regimen hat die Form<sup>14</sup>

$$y_t = c(s_t) + \sum_{i=1}^p A_i(s_t)y_{t-i} + \varepsilon_t, \varepsilon_t | s_t \sim (0, \Sigma(s_t)), \tag{1}$$

wobei die Modellparameter je nach Zustand variieren. Packt man die Parameterkoeffizienten der Regime  $i = 1, \dots, M$  jeweils in Vektor  $\theta_i$ ,

$$\theta(s_t) = \begin{cases} \theta_1, & \text{wenn } s_t = 1 \\ \theta_2, & \text{wenn } s_t = 2 \\ \vdots & \\ \theta_M, & \text{wenn } s_t = M \end{cases} \tag{2}$$

dann umfasst Vektor  $\theta = (\theta_1, \dots, \theta_M)'$  sämtliche Regimeparameter  $c(s_t), A_i(s_t)$  und  $\Sigma(s_t)$  des Modells (1). Es wird angenommen, dass die Zustände nichtbeobachtbare Regime widerspiegeln und dass der regimeerzeugende Prozess durch eine endlich-dimensionale Markov-Kette mit Übergangswahrscheinlichkeiten der Form

$$p_{ij} = \Pr(s_{t+1} = j | s_t = i), \sum_{j=1}^M p_{ij} = 1, i, j \in \{1, \dots, M\}. \tag{3}$$

bestimmt werden. Die bedingten Übergangswahrscheinlichkeiten,  $p_{ij}$ , lassen sich in einer Zustandsübergangsmatrix zusammenfassen

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & \cdots & p_{1M} \\ \vdots & & \vdots \\ p_{M1} & \cdots & p_{MM} \end{bmatrix}.$$

Ein entscheidendes Merkmal von MSVAR-Modellen ist, dass die Zustände nicht beobachtbar sind und daher nicht offensichtlich interpretierbar sind. Außerdem kann eine gegebene Beobachtung

<sup>14</sup> Für eine detailliertere Diskussion von MSVAR-Modellen siehe Mittnik und Semmler (2012).

nicht direkt einem bestimmten Regime zugeordnet werden, lediglich eine probabilistische Zuordnung ist möglich.

Für unser Vorhaben, die Analyse konjunkturabhängiger Dynamiken, wenn Zustände in Bezug auf das Wirtschaftswachstum definiert und entsprechend beobachtet werden können, sind MRVAR-Modelle im Sinne von Tong (1978, 1983) und Tsay (1998) die natürlicheren Modell-Kandidaten, da wir Schwellenwerte einer beobachtbaren Variablen zur Klassifikation makroökonomischer Regime spezifizieren können. Dies ist in Situationen vorzuziehen, in denen wir beispielsweise an einer Politikanalyse interessiert sind, die während eines gegebenen Zustands (Regimes) der Wirtschaft zum Einsatz kommen soll. Eine MRVAR-Spezifikation hat die Form<sup>15</sup>

$$y_t = c_i + \sum_{j=1}^{p_i} A_{ij}y_{t-j} + \varepsilon_{it}, \tau_{i-1} < r_{t-d} \leq \tau_i, \varepsilon_{it} \sim (0, \Sigma_i), i = 1, \dots, M. \quad (4)$$

Für die Innovationen,  $\varepsilon_{it}$ , wird typischerweise eine bedingte Normalverteilung unterstellt, was aber nicht zwingend der Fall sein muss. In (4) stellt  $r_{t-d}$  den Wert der Schwellenvariable zum Zeitpunkt  $t-d$  dar, und die Regime werden durch die Schwellenwerte  $-\infty = \tau_0 < \tau_1 < \dots < \tau_M = \infty$  abgegrenzt.

Die einfachste MRVAR-Variante ist eine Zwei-Regime-VAR (2RVAR). Sie ermöglicht, zwei Phasen eines Konjunkturzyklus abzubilden und sowohl die jeweils phasenspezifischen IRFs als auch die IRFs des Gesamtsystems für gegebene Impuls-Szenarien und Systemzustände aus den abgeleiteten Dynamiken herzuleiten. Für unseren Zweck bietet sich die Output-Wachstumsrate als regimedefinierende Variable an, wobei das Schwellenniveau beispielsweise bei null oder einer durchschnittlichen Wachstumsrate explizit festgelegt oder aber implizit geschätzt werden kann.

Abgesehen von der einfacheren Regimeinterpretation sind MRVAR-Modelle mit festgelegten Schwellenwerten auch hinsichtlich der Schätzung attraktiver als MSVARs. Anstelle der bei MSVAR-Modellen üblichen EM-Schätzung können MRVARs bei vorgegebenen Schwellenwerten analog zu VAR-Modellen Regime für Regime linear unter Verwendung der Kleinste-Quadrate-Methode geschätzt werden. Erweiterungen zu kointegrierten MRVAR-Prozessen wurden von Balke und Fomby (1997) vorgeschlagen, wobei der Fehlerkorrekturterm die Schwellenvariable definiert, was eine asymmetrische Anpassung an ein Gleichgewicht erlaubt.<sup>16</sup>

Die Impuls-Antwort-Analyse für lineare VAR-Modelle ist unkompliziert. IRF-Punktschätzungen und deren asymptotische Verteilung können analytisch aus den geschätzten VAR-Parametern abgeleitet werden (vgl. Mitnik und Zadzorny, 1993). In nichtlinearen Umgebungen ist dies im Allgemeinen nicht möglich und man greift daher auf Monte-Carlo-Simulationen zurück. Diese liefern sogenannte Generalisierte Impuls-Antwort-Folgen (GIRFs), die vom Gesamtzustand,  $z_t$ , der Art des Impulses,  $v_t$ , und dem Reaktionshorizont,  $h$ , abhängen (siehe Koop et al. 1996):

$$\text{GIRF}_h(z_t, v_t) = E(y_{t+h} | z_t, u_t + v_t) - E(y_{t+h} | z_t, u_t), h = 0, 1, \dots \quad (5)$$

15 Siehe Tsay (1998).

16 Kointegrierte MSVAR-Modelle werden in Chen et al. (2022) behandelt.



Der Zustandsvektor,  $z_t$ , reflektiert alle relevanten Informationen der Vergangenheit. Bei MSVAR-Prozessen enthält  $z_t$ , Informationen über vergangenen Zustände und Realisierungen von  $v_t$ , bei MRVAR-Prozessen mit bekannten Schwellenwerten lediglich Informationen über vergangene Realisierungen  $y_{t-1}, \dots, y_{t-p_{max}}$ , mit  $p_{max} = \max(p_1, \dots, p_M)$ .

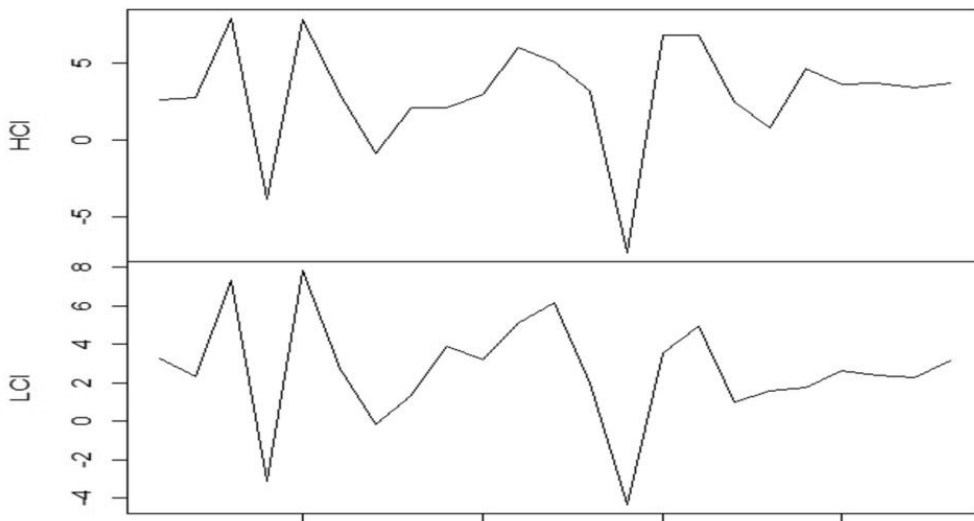
Um die Unterschiede in den dynamischen Eigenschaften zwischen den verschiedenen Regimen zu verstehen, ist eine regimespezifische Reaktionsanalyse wie in Ehrmann et al. (2003) hilfreich. Regimespezifische Reaktionen von MRVAR-Modellen unterstellen, dass der Prozess in den Folgeperioden innerhalb des betroffenen Regimes verbleibt. Dies ist besonders von Interesse, wenn milde Impulse analysiert werden, Regime zu Persistenz neigen oder wenn Analysen für kürzere Fristen der Fokus sind. Sollen jedoch die Auswirkungen großer Impulse analysiert werden, die sofortige Regimewechsel induzieren können, dann stehen eher die Reaktionen des Gesamtsystems anstatt der einzelnen Regime im Vordergrund.

### 3.2 Empirische Ergebnisse

Wie in Abschnitt 2 beschrieben, ermitteln wir jährliche Wachstumsraten der hochintensiven Energiesektoren (HCL) und niedrigintensiven Energiesektoren (LCL) in Deutschland. Abbildung 1 zeigt beide Zeitreihen für die Jahre 1995 bis 2018, die der folgenden Analyse zugrunde liegen.

Abbildung 1

Jährliche Wachstumsraten der hoch- (oben) und niedrigintensiven Energiesektoren (unten) in Deutschland, 1995 – 2018



Quelle: eigene Berechnung.

Zunächst gilt es zu untersuchen, ob ein Multi-Regime-Modell für die bivariate Zeitreihe der beiden sektoralen Wachstumsraten von den Daten gestützt wird oder ob bereits ein einziges Regime die Zeitreihen adäquat abbilden kann. Dazu ziehen wir die gängigen Modellselektionskriterien AIC und BIC heran. Für die VAR-Spezifikation wird ein Modell mit Lag-Länge  $p = 1$  favorisiert. Für die 2RVAR-Spezifikation muss zunächst die regimedefinierende Variable gewählt werden. Da die Wachstumsraten beider Sektoren sehr ähnlich verlaufen, macht es praktisch keinen Unterschied, welche der beiden dazu herangezogen wird. Im Folgenden wählen wir die HCL-Wachstumsrate. Wir definieren die Regime 1 und 2 als Phasen niedriger bzw. hoher HCL-Wachstumsraten. Die Bestimmung des Schwellenwertes und der Lag-Längen der jeweiligen Regime erfolgt ebenfalls anhand der Modellselektionskriterien. Für Regime 1 wird die Lag-Länge  $p_1 = 1$  und für Regime 2  $p_2 = 2$  gewählt. Wie Tabelle 1 zeigt, nehmen beide Selektionskriterien für das 2RVAR-Modell einen niedrigeren Wert an. Wir favorisieren somit das 2RVAR-Modell gegenüber einer linearen VAR-Spezifikation.

Tabelle 1

**AIC- und BIC-Werte der geschätzten Modelle**

	VAR	2RVAR
AIC	223,80	219,80
BIC	238,56	227,40

Quelle: Eigene Berechnung.

Die nächste Frage ist, ob die geschätzten VAR und MRVAR-Modelle stabile Dynamiken produzieren, so dass nach einem Impuls stets wieder ein Gleichgewichtszustand erreicht wird. Dies folgt aus den Eigenwerten der geschätzten autoregressiven Modellparameter, die in Tabelle 2 aufgeführt sind. Stabilität erfordert, dass die Absolutwerte aller Eigenwerte, die mit den AR-Parametern eines Regimes assoziiert sind, kleiner als eins sind. Dies ist sowohl für das VAR-Modell also auch für beide Regime des 2RVAR-Modells gegeben.

Tabelle 2

**Eigenwerte der geschätzten Modelle**

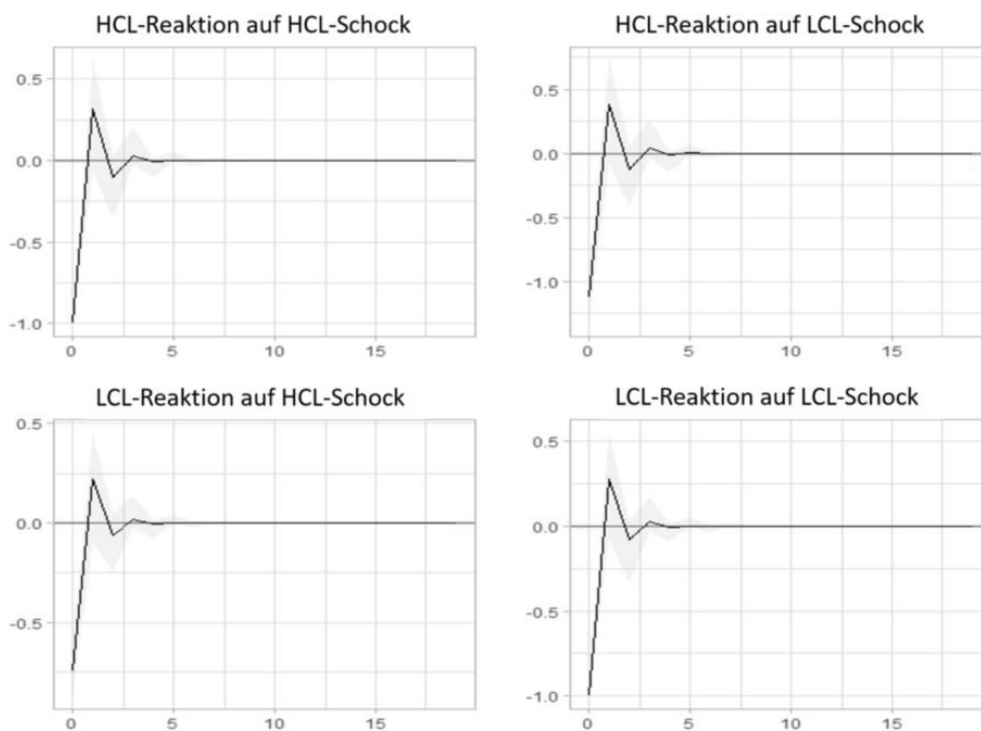
VAR		2RVAR	
$p = 1$	$p_1 = 1$	$p_2 = 2$	
0,3039	-0,786	0,6654	
0,1329	-0,390	0,4631	
-	-	-0,7133 + 0,6377i	
-	-	-0,7133 - 0,6377i	

Quelle: Eigene Berechnung.

Abbildung 2 zeigt die IRFs des VAR-Modells, wobei die grauen Zonen das 90%-Konfidenzband darstellen. Die vertikale Achse zeigt den Effekt eines negativen Impulses von 1% in HCL-Wachstum auf HCL-Wachstum (oben links) und auf LCL-Wachstum (unten links). Die Grafiken implizieren, dass gleichzeitig auch der LCL-Sektor einen Wachstumsrückgang erleidet. Der al-

Abbildung 2

## Impuls-Antwort-Folgen des linearen VAR-Modells



Quelle: Eigene Berechnungen.

lerdings mit  $-0,75\%$  geringer ausfällt als die Wachstumsrate im HCL-Sektor. Im Folgejahr ergibt sich in beiden Sektoren ein moderater Anstieg der Wachstumsraten von rund  $0,25\%$ , und danach ebbt in beiden Sektoren die Wirkung des Impulses schnell ab. Ein analoger Impuls in LCL-Sektor führt zu ähnlichen Reaktionen. Allerdings fällt der simultane Wachstumsrückgang im HCL-Sektor mit mehr als  $1\%$  stärker aus als es umgekehrt im LCL-Sektor bei einem HCL-Impuls der Fall ist.

Mit Blick auf die Frage, welche Effekte ein russisches Energieembargo für die deutsche Wirtschaft haben könnte, folgt aus den IRF-Ergebnissen des linearen Modells, dass dies auf den HCL und den LCL-Sektor ähnliche Auswirkungen hätte. Da Russland ungefähr  $25\text{--}30\%$  der gesamten Gas- und Ölimporte für Deutschland liefert,<sup>17</sup> wäre für Deutschland im Falle eines Embargos seitens Russlands die Höhe eines möglichen Schocks entsprechend begrenzt.<sup>18</sup>

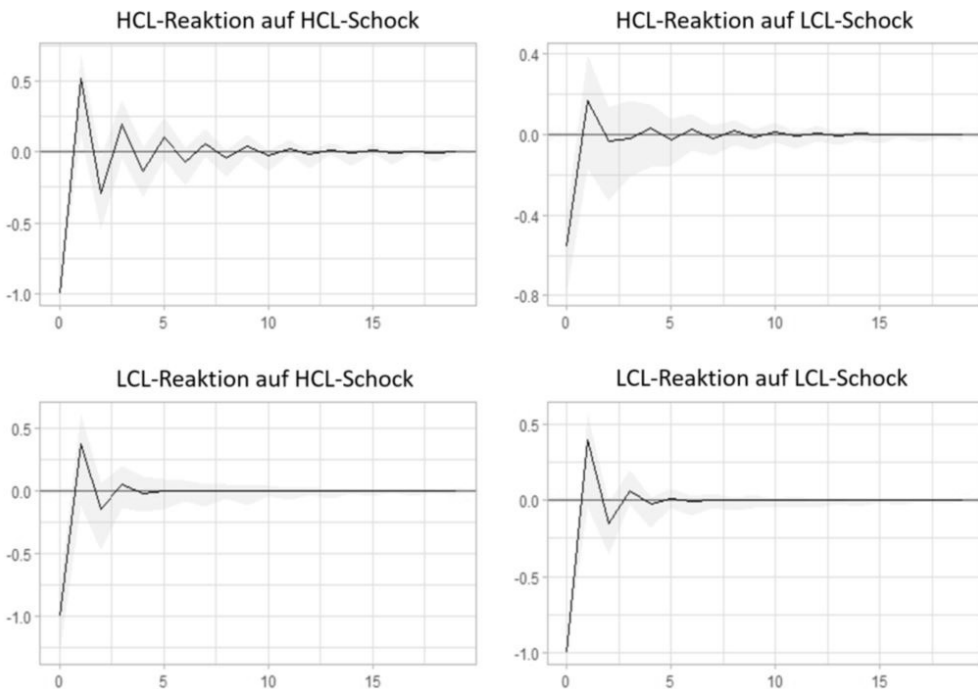
17 Siehe Bachmann et al. (2022).

18 Eine Reihe von gegenwärtigen Analysen konzentrieren sich nur auf den Ausfall der russischen Gasimporte. Im Rahmen einer I/O-Studie ist solch eine Analyse aber nicht empirisch nachvollziehbar, da nach Auskunft des Statistischen Bundesamtes die I/O-Koeffizienten für Gas-Inputs alleine nicht existieren. Wir haben deshalb die Hilfskonstruktion gewählt, die konjunkturabhängigen Effekte für die gleichzeitige Nutzung der beiden Energie-Inputs zu studieren. Zudem ist die Analyse hier nur für direkte Verkettung der Industriesektoren durchgeführt, die direkten und indirekten Wirkungen, die man durch die vertikale Integration der Sektoren, durch die Leontief-Inverse erhält, werden hier

Abbildung 3 zeigt die 2RVAR-IRFs für einen negativen Impuls von 1% im HCL-Wachstum, wenn sich die Wirtschaft in einem Zustand niedrigen Wachstums befindet. Niedriges Wachstum liegt hier vor, wenn die Wachstumsraten unterhalb des geschätzten Schwellenwert von 2,5% liegt. Ähnlich wie im VAR-Fall, erholt sich die HCL-Wachstumsrate nach einem Jahr, erhöht sich mit 0,5% allerdings etwas stärker (Grafik links oben). Sie fluktuiert im Nachgang jedoch etwas länger als beim linearen Modell. Der simultane Effekt auf das LCL-Wachstum ist stärker als im linearen Fall. Die verzögerten Effekte sind jedoch sehr ähnlich. Bei einem negativen Impuls in LCL-Wachstum reagiert das HCL-Wachstum ähnlich wie im VAR-Fall, allerdings in abgeschwächter Form.

Abbildung 3

**Impuls-Antwort-Folgen des 2RVAR-Modells im Regime Niedrigwachstum**



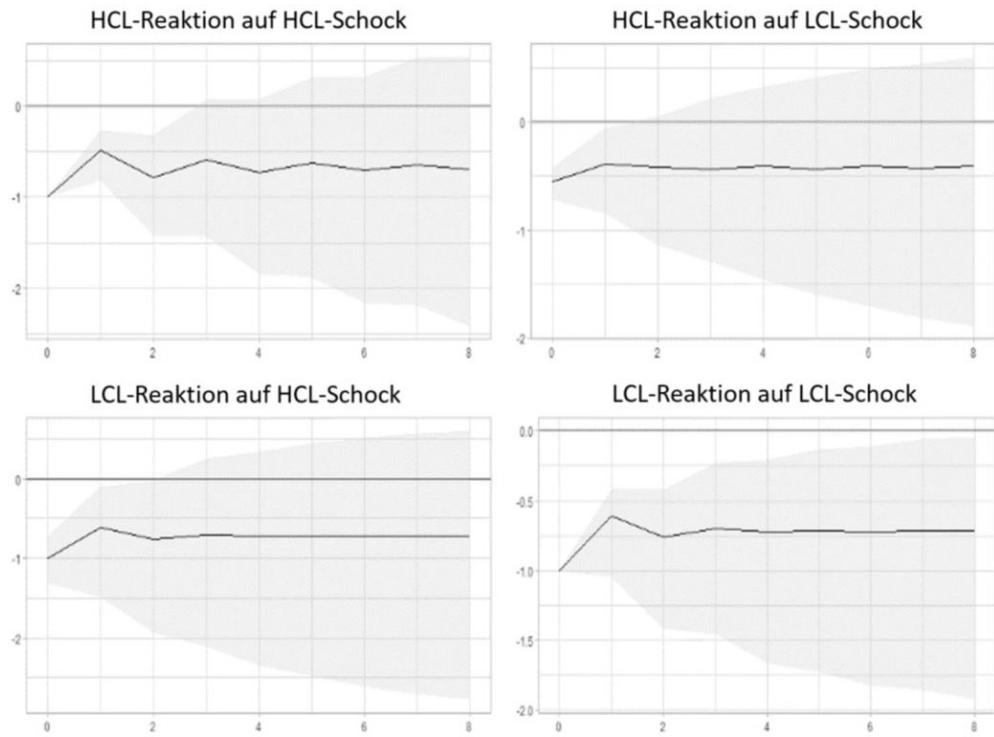
Quelle: Eigene Berechnungen.

Zusätzlich zu den IRFs können kumulative Wirkungen analysiert werden. Um die Wirkungen besser sichtbar zu machen, betrachten wir hier einen kürzeren Zeithorizont. Abbildung 4 zeigt die kumulierten IRFs auf einen negativen Impuls bei niedrigem Wachstum. Mit Blick auf die Punktschätzer der IRFs ergibt sich, dass negative Impulse zum HCL-Sektor langfristig ähnlich persistente negative Auswirkungen auf beide Sektoren haben, wobei in allen Fällen die Effekte in wenigen Jahren insignifikant werden. Ein negativer Impuls hat größere Effekte im HCL-Sektor, wenn dort der

noch nicht betrachtet. Auch dies könnte für ein Gasembargo vorgenommen, jedoch sind die Input-Koeffizient für Gas alleine nicht verfügbar.

Abbildung 4

**Kumulative 2RVAR-IRFs auf einen negativen Impuls im Regime Niedrigwachstum**



Quelle: Eigene Berechnungen.

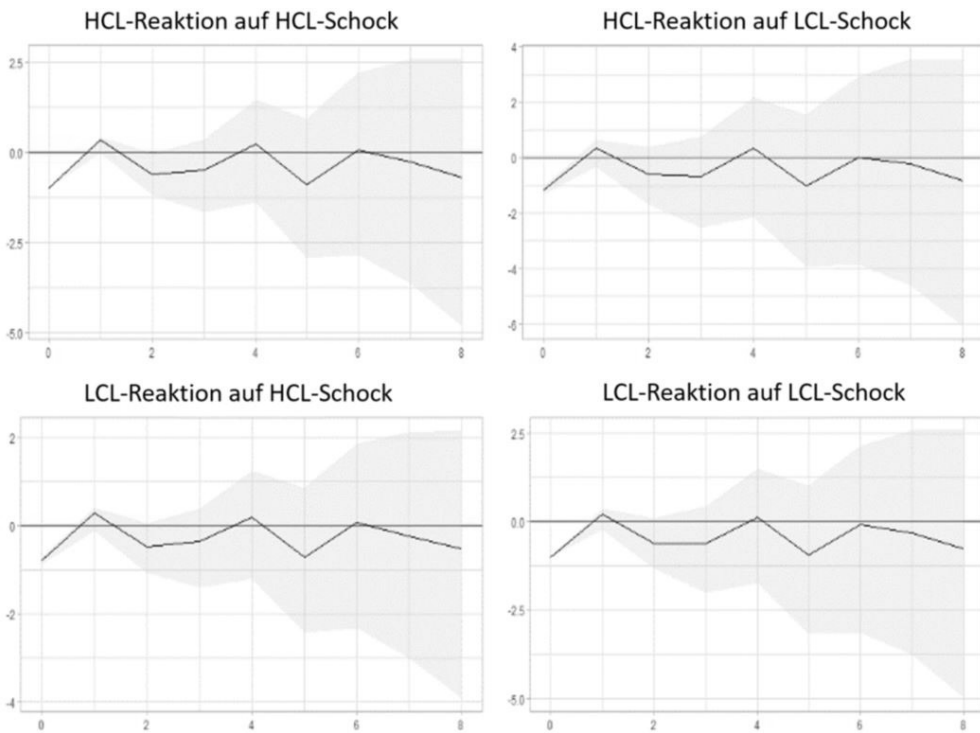
Impuls ausgelöst wird, und der Impuls ausgehend vom LCL-Sektor zeigt langfristig eine geringere negative Wirkung auf den HCL-Sektor (-0,4 %) als auf den LCL-Sektor selbst (-0,7 %).

Abbildung 5 zeigt die kumulativen Reaktionen, wenn der negative Impuls bei hohem Wachstum einsetzt. Mit einem Wert von 0,957 sind die Absolutwerte der dominanten Eigenwerte nicht weit von eins, der Instabilitätsgrenze, entfernt. Im Hochwachstums-Regime sorgt das für oszillierende kumulative IRFs, die zunächst signifikant, dann aber insignifikant werden, da die Breite der Konfidenzbänder stark zunimmt.

Es sei jedoch angemerkt, dass vielfältige makroökonomische Wachstumskräfte positiv oder negativ auf die Wachstumsraten wirken, wie der Internationale Währungsfonds (IMF) auch für Europa und Deutschland für die Jahre 2020, 2022 und 2023 ermittelt hat (siehe IMF 2022a, b). Auch ist man in der aktuellen Lage an eher kurzfristigen Effekten von Energieschocks insbesondere auf energieintensive Sektoren interessiert, um wirtschaftspolitische Maßnahmen abzuwägen. Wie der Währungsfonds konstatiert, sind die Konjunkturbewegungen Deutschlands in großem Maße mit denjenigen Europas und – mit zeitlicher Verzögerung – mit denen der USA verbunden.

Abbildung 5

**Kumulative 2RVAR-IRFs auf einen negativen Impuls in einem Regime hohen Wachstums**



Quelle: Eigene Berechnungen.

Überdies ist wichtig festzuhalten, dass in der Tat mit mehr persistenten negativen Wachstums-einbrüchen zu rechnen ist, wenn die Energieschocks eine Wirtschaft mit niedrigen oder negativen Wachstumsraten treffen. Dann können, wie in Abbildung 4 gezeigt ist, persistente Wachstumsverluste auftreten. Aber auch hier gilt, dass auftretende positive Impulse oder aber eine Kombination von Politikmaßnahmen – wie Energiesubstitution, Maßnahmen zur Energieeinsparung, Regelungs- und Steuerungspolitiken, Reduzierung von Energieimporten oder eine beschleunigte Nutzung von Erneuerbaren Energien – der langfristigen Persistenz entgegenwirken können. Der letzte Punkt, die Kombination von Maßnahmen, wird im nächsten Abschnitt analysiert.

#### 4 Langfristige Perspektive: VAR-Analyse mit kombinierten Impulsen

Im Folgenden untersuchen wir im Rahmen einer VAR-Analyse, welche langfristigen wirtschaftlichen Konsequenzen bestimmte Kombinationen von Maßnahmen haben können. Dabei betrachten wir insgesamt neun Länder. Die Analyse basiert auf den im Abschnitt 2 beschriebenen Daten, wobei allerdings die Gruppierung in den Ländern auf Basis der deutschen CO<sub>2</sub>-Intensi-

tätsdaten (Statistisches Bundesamt 2005) erfolgt und die Rangfolge der Branchen für alle Länder und Zeitperioden identisch ist.<sup>19</sup>

#### 4.1 Daten und Länderauswahl

Die absolute Höhe der CO<sub>2</sub>-Emissionen sowie die absolute CO<sub>2</sub>-Intensität in einem bestimmten Sektor können sich natürlich von Land zu Land unterscheiden. Dies hängt von der Größe der Branche, der eingesetzten Technologie, dem Energiemix und ggf. von weiteren Faktoren ab. Allerdings dürfte die relative Stellung einer Branche innerhalb eines Landes in etwa gleich sein, insbesondere unter den Industrieländern. Daher ist davon auszugehen, dass energieintensive Fertigungsindustrien in jedem Land relativ CO<sub>2</sub>-intensiv sind. Wir klassifizieren lediglich zwei Sektoren, einen CO<sub>2</sub>-intensiven Sektor (High Carbon-Intensive Sector, HCIS) und einen Sektor mit niedriger CO<sub>2</sub>-Intensität (Low Carbon-Intensive Sector, LCIS), wobei wir den Median der CO<sub>2</sub>-Intensität als Schwellenwert bei der Klassifikation heranziehen. Das Gleichsetzen von Energieintensität mit CO<sub>2</sub>-Intensität gilt natürlich nur annäherungsweise, was bei unserer Vorgehensweise allerdings eher nur für Branchen mit Intensitäten um den Median herum zu einer Fehlklassifikation führen dürfte. Nach einem Input-Output-Modellierungsansatz haben wir auch die gesamte CO<sub>2</sub>-Intensität berechnet. Diese Methode berücksichtigt die CO<sub>2</sub>-Intensität der Inputs und liefert daher genauere Ergebnisse zur CO<sub>2</sub>-Intensität bestimmter Branchen. Diese alternative Berechnung hatte jedoch keinen Einfluss auf die Branchenzusammensetzung der beiden Sektoren HCIS und LCIS.

Wir verwenden EU-KLEMS-Branchendaten aus neun Ländern zu Wachstum von Produktion und Beschäftigung in den jeweiligen Sektoren HCIS und LCIS. Tabelle 3 führt die neun Länder auf und umreißt die Datenlage.

Tabelle 3

#### Stichprobenumfänge für Output- und Beschäftigungsdaten der jeweiligen Länder

	Land	Jahre	Anzahl der Beobachtungen
1	Deutschland	1992 – 2005	14
2	Australien	1989 – 2005	17
3	Frankreich	1978 – 2005	28
4	Ungarn	1992 – 2005	14
5	Japan	1973 – 2005	33
6	Südkorea	1970 – 2005	36
7	Schweden	1970 – 2005	36
8	Großbritannien	1970 – 2005	36
9	USA	1970 – 2005	36

Quelle: EU-KLEMS.

19 Eine Analyse der Rangfolge der CO<sub>2</sub>-Intensität und der Anpassungsgeschwindigkeiten der fossilen und erneuerbaren Energiesektoren über die Zeit wird in Valles-Codina and Semmler (2022) vorgenommen, wo auch Kosten-, Preis- und Profitabilitätsdynamiken sowie Ungleichgewichte in den Wachstumsraten zwischen den Sektoren zugelassen werden.

## 4.2 Modellspezifikation

Wir spezifizieren ein VAR-Modell erster Ordnung mit vier Variablen: HCIS-Output ( $OUT_{hi,t}$ ), LCIS-Output ( $OUT_{lo,t}$ ), HCIS-Beschäftigung ( $EMP_{hi,t}$ ) und LCIS-Beschäftigung ( $EMP_{lo,t}$ ). Alle Variablen werden in Bezug auf jährliche Wachstumsraten (Log-Differenzen) angegeben und in Vektor  $y_t$  zusammengefasst:

$$Y_t = \begin{bmatrix} out_{hi,t} \\ out_{lo,t} \\ emp_{hi,t} \\ emp_{lo,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \log OUT_{hi,t} & -\log OUT_{hi,t-1} \\ \log OUT_{lo,t} & -\log OUT_{lo,t-1} \\ \log EMP_{hi,t} & -\log EMP_{hi,t-1} \\ \log EMP_{lo,t} & -\log EMP_{lo,t-1} \end{bmatrix} \times 100$$

Die VAR erster Ordnung hat die Form

$$y_t = c + Ay_t + \varepsilon_t, \tag{6}$$

mit Innovationen  $\varepsilon_t$ ,  $E(\varepsilon_t) = 0$  und

$$Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = \begin{cases} \Sigma, & t = s, \\ 0, & t \neq s, \end{cases} \tag{7}$$

wobei Vektor  $c$  und Matrix  $A$  sind konstant.

Tabelle 4 zeigt zusammenfassende Statistiken der Daten für die USA, für die wir hier detailliertere Analysen präsentieren. Die geschätzten Parameterwerte für die USA lauten:

Tabelle 4

### Zusammenfassende Statistiken der US-Daten

	$out_{hi,t}$	$out_{lo,t}$	$emp_{hi,t}$	$emp_{lo,t}$
Mittelwert	2,47	3,09	1,39	1,72
$out_{hi,t}$	16,32	3,32	2,02	3,61
$out_{lo,t}$	0,39	11,00	2,11	5,04
$emp_{hi,t}$	0,65	0,51	1,52	2,30
$emp_{lo,t}$	0,68	0,72	0,89	4,39

Erste Zeile: Mittelwerte; unterer Block: Varianzen (Diagonalelemente) und Kovarianzen (Korrelationen) oberhalb (unterhalb) der Diagonalen. Quelle: Eigene Berechnungen.

$$\hat{C}_{USA} = \begin{bmatrix} 1,25 \\ 3,25 \\ 0,54 \\ 0,58 \end{bmatrix}, \hat{A}_{USA} = \begin{bmatrix} 0,37 & 0,52 & 0,20 & -0,92 \\ 0,47 & 0,76 & -0,23 & -0,54 \\ -0,02 & 0,23 & 0,50 & -0,26 \\ -0,06 & 0,51 & 0,27 & -0,33 \end{bmatrix},$$



$$\hat{\Sigma}_{USA} = \begin{bmatrix} 5,67 & 0,52 & 0,20 & -0,92 \\ 2,45 & 7,40 & 1,74 & 3,57 \\ 1,80 & 1,74 & 1,11 & 1,57 \\ 2,89 & 3,57 & 1,57 & 2,91 \end{bmatrix}$$

Mit den Eigenwerten bei  $\hat{A}_{USA}$  von  $0,2164 \pm 0,5489i$ ,  $0,5322$  und  $0,3444$ , und Absolutwerten  $0,59$ ,  $0,5322$  und  $0,3444$  ist das geschätzte System stabil.

Um dynamische Abhängigkeiten zwischen den Variablen zu untersuchen und die Folgen von Gegenmaßnahmen abzuschätzen, führen wir Impulsantwort-Analysen mit dem geschätzten US-Modell durch. Bevor wir eine Analyse sogenannter kombinierter Impuls vornehmen, betrachten wir im nächsten Abschnitt die üblichen Einzel-Impuls-IRFs und beginnen dabei mit einer kurzen Erläuterung zur Herleitung von IRFs. Im darauffolgenden Abschnitt untersuchen wir dann die Reaktionen auf ein Politikmaßnahmenpaket in Form von Composite Impulse Response Functions (CIRFs), wo eine Kombination von Impulsen unterstellt wird.

### 4.3 IRF-Analyse für die USA

Wie oben besprochen, die IRFs geben im Allgemeinen an, wie die endogenen Variablen auf äußere unvorhergesehene Einflüsse – sprich: Schocks oder Impuls – reagieren. Ein VAR-Modell stellt ein ökonometrisches Modell in reduzierter Form dar, in der alle Variablen als endogen betrachtet werden. Die nicht vom Modell prognostizierbaren Ein-Schritt-Prognosefehler repräsentieren die externen Einflüsse. Es handelt sich dabei um „Überraschungen“ oder „Innovationen“, wie nicht antizipierte Politikmaßnahmen, die nicht durch das Modell und vergangene Daten prognostizierbar sind.

Zur formalen Herleitung der IRFs verwenden wir einfachheitshalber den Lag-Operator,  $L$ , definiert als  $Ly_t = y_{t-1}$ . So können wir den VAR-Prozess (6) durch  $A(L)y_t = \varepsilon_t$  ausdrücken.<sup>20</sup> Für VAR-Prozesse erster Ordnung gilt dann  $A(L) = I - AL$ .

Die Matrizen der sogenannten Moving-Average-Darstellung

$$y_t = A^{-1}(L)\varepsilon_t = \tilde{C}(L)\varepsilon_t, \text{ Cov}(\varepsilon_t) = \Sigma,$$

wobei  $\tilde{C}(L) = \tilde{C}_0 + \tilde{C}_1L + \tilde{C}_2L^2 + \dots$  im Allgemeinen ein Matrixpolynom unendlicher Ordnung ist,<sup>21</sup> erfassen die Einflüsse der Innovationen  $\varepsilon_t$  auf den Verlauf der endogenen Variablen in Vektor  $y_{t+k}$ ,  $k = 0, 1, \dots$ . Das  $i, j$ -Element von  $\tilde{C}_k, \tilde{c}_{k,ij}$ , kann als Veränderung in der  $i$ -ten Komponente von  $y_{t+k}$  aufgrund eines Einheitsschocks in der  $j$ -ten Innovation in Vektor  $\varepsilon_t$  zum Zeitpunkt  $t$  aufgefasst werden.

20 Der Einfachheit halber ignorieren wir hier den konstanten Vektor  $c$ , da er keinen Einfluss auf die Dynamik des Prozesses hat. Auch unterstellen wir stabile VAR-Prozesse.

21 Mit der Tilde-Notation kennzeichnen wir IRF-Koeffizienten, die mit den Prognosefehlern der reduzierten Form assoziiert sind.

Allerdings ist der Prognosefehler  $\varepsilon_{jt}$  nicht unbedingt eindeutig mit einem Schock in  $y_{jt}$  verbunden, da die Komponenten in  $\varepsilon_t$  typischerweise miteinander korrelieren. In anderen Worten: Ein Schock in  $\varepsilon_{jt}$  wirkt in der Regel auf alle Komponenten in  $y_t$ . Für eine eindeutige Zuordnung müssen die Schocks unkorreliert sein. Um das zu erreichen, wird meist angenommen, dass  $\varepsilon_t$  durch eine lineare Kombination von (ökonomisch interpretierbaren) „strukturellen“ Schocks, im Folgenden bezeichnet mit  $u_t$ , abgebildet werden kann, so dass

$$\varepsilon_t = Ru_t.$$

Matrix  $R$  kann theoriegeleitet bestimmt werden, wir sprechen dann von einem strukturellen VAR-Modell, oder – was häufig in der Praxis der Fall ist – von einer Choleski-Zerlegung der Kovarianzmatrix  $\Sigma$ . In beiden Fällen gilt

$$\Sigma = RR'.$$

Im Fall einer Choleski-Zerlegung ist  $R$  eine untere Dreiecksmatrix mit positiven Diagonalelementen. Durch die Transformation  $u_t = R^{-1}\varepsilon_t$  erhalten wir *orthonormalisierte* Innovationen, weil Komponenten von  $u_t$  unkorreliert sind und Einheitsvarianzen haben, also  $\text{Cov}(u_t) = I$ . Letzteres folgt aus

$$E(u_t u_t') = E[R^{-1}\varepsilon_t \varepsilon_t'(R^{-1})'] = R^{-1}\Sigma(R^{-1})' = I.$$

Die *strukturellen* IRFs ergeben sich dann durch

$$Y_t = \tilde{C}(L)\varepsilon_t = \tilde{C}(L)Ru_t = C(L)u_t = C_0u_t + C_1u_t + C_2u_t + \dots$$

mit

$$C_k = \tilde{C}_k R \tag{9}$$

Die Ableitung der strukturellen Schocks,  $u_t$ , mittels Choleski-Zerlegung unterstellt – aufgrund der Dreiecksstruktur von  $R$  – spezifische Annahmen über den gleichzeitigen beziehungsweise verzögerten Einfluss der strukturellen Schocks auf die endogenen Variablen, die durch die Reihung der Elemente in Vektor  $y_t$  festgelegt wird. In unserem Fall definieren wir  $y_t = (out_{hi,t}, out_{lo,t}, emp_{hi,t}, emp_{lo,t})'$  und erhalten

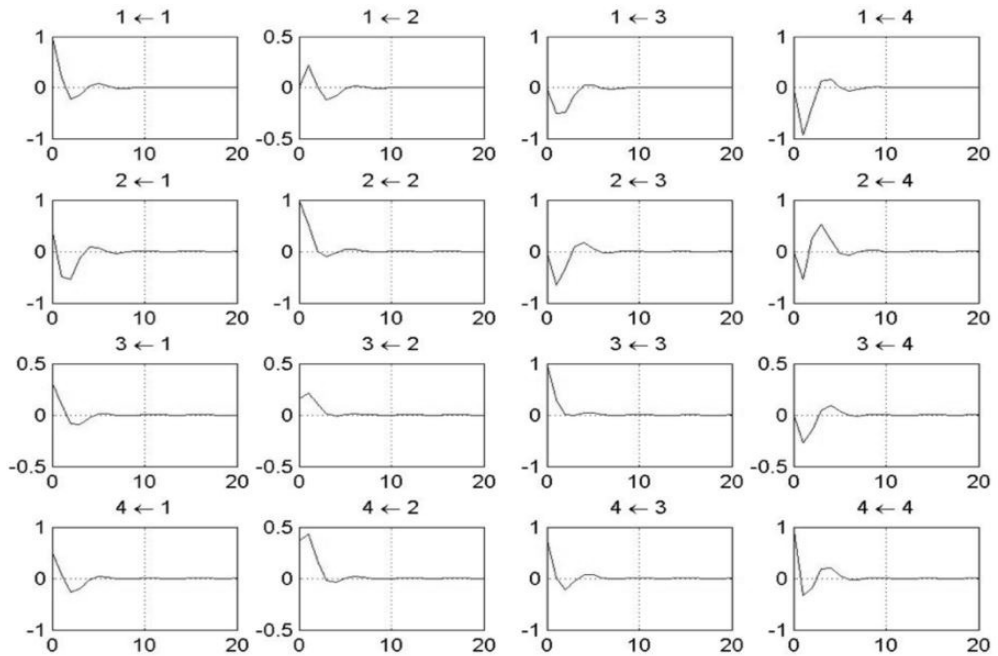
$$\hat{R}_{USA} = \begin{bmatrix} 2,3817 & 0 & 0 & 0 \\ 1,0317 & 2,5179 & 0 & 0 \\ 0,7559 & 0,3836 & 0,6283 & 0 \\ 1,2145 & 0,9203 & 0,4872 & 0,5982 \end{bmatrix}.$$

Diese Spezifikation unterstellt, dass sich eine (strukturelle) Innovation in CO<sub>2</sub>-intensiver Produktion unmittelbar auf alle endogenen Variablen auswirkt. In welchem Ausmaß dies jeweils erfolgt, wird durch die Werte der ersten Spalte in Matrix  $R$  determiniert. Die simultanen Wirkungen eines Impulses auf Output im CO<sub>2</sub>-armen Sektor werden durch die zweite Spalte in  $R$

bestimmt. Hier findet kein simultaner Einfluss auf den CO<sub>2</sub>-intensiven Sektor-Output statt,<sup>22</sup> nur die restlichen drei endogenen Variablen sind direkt betroffen. Die simultanen Reaktionen auf Impuls in der Beschäftigung der beiden Sektoren werden entsprechend durch die Spalten drei und vier determiniert.

Die IRFs  $\hat{C}$ ,  $k = 0, 1, \dots$ , sind in Abbildung 6 dargestellt. Angesichts der geringen Stichprobengröße sind die Schätzergebnisse eher indikativer Natur. Für eindeutigere Schlussfolgerungen wären Intervallschätzungen und Signifikanzbetrachtungen erforderlich, was durch die aktuell noch bescheidene Stichprobengröße nicht allzu informativ wäre. Insgesamt aber lässt sich feststellen, dass die Punktschätzungen der IRFs durchweg plausibel erscheinen und eine Basis für eine erste indikative Diskussion liefern können. Die Diagramme in Abbildung 6 deuten an, dass alle endogenen Variablen über einen Zeitraum von höchstens etwa fünf Jahren auf Impulse reagieren; danach sind keine weiteren Effekte zu erkennen.

Abbildung 6

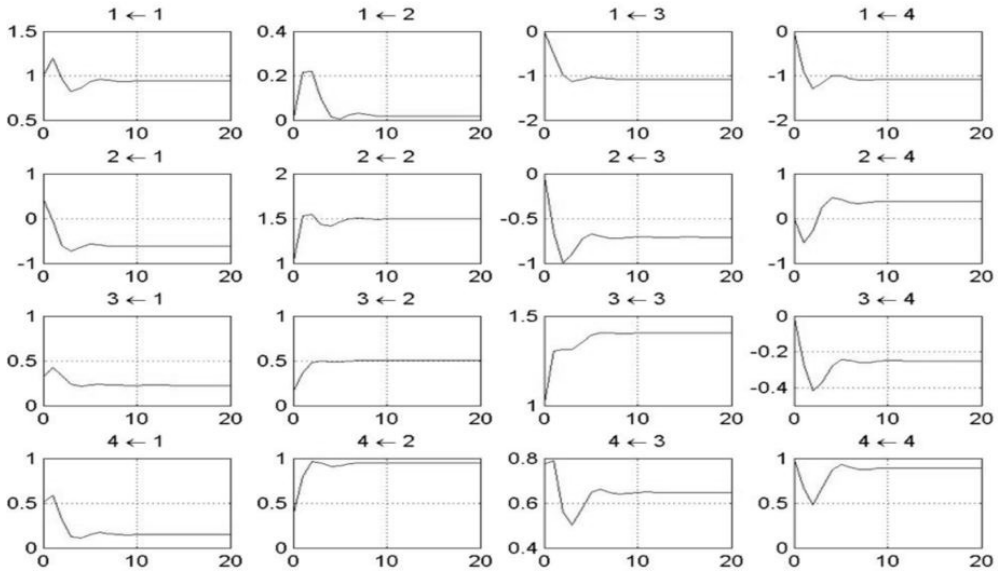


IRFs des geschätzten VAR-Modells (6) mit  $y_t = (out_{hi,t}, out_{lo,t}, emp_{hi,t}, emp_{lo,t})'$ . Die Überschrift „ $i \leftarrow j$ “ zeigt an, dass es sich um die Antwort von Variable  $i$  in Vektor  $y_t$  als Folge des strukturellen Schocks  $j$  in Vektor  $u_t$  handelt.  
Quelle: Eigene Berechnung.

Um Wiederholungen zu vermeiden, diskutieren wir die kumulativen IRFs des Modells, gezeigt in Abbildung 7, ausführlicher. Die kumulativen Effekte ergeben sich durch Aufsummierung der gewöhnlichen IRFs:

22 Frühestens nach einer Periode, abhängig von den Werten in Matrix  $C_1$ , kann hier ein Einfluss eintreten.

Abbildung 7



Kumulative IRFs des geschätzten VAR-Modells (6) mit mit  $y_t = (out_{hi,t}, out_{lo,t}, emp_{hi,t}, emp_{lo,t})'$ . Die Überschrift „ $i \leftarrow j$ “ zeigt an, dass es sich um die Antwort von Variable  $i$  in Vektor  $y_t$  als Folge des strukturellen Schocks  $j$  in Vektor  $u_t$  handelt.  
Quelle: Eigene Berechnung.

$$\bar{c}_k = \sum_{i=0}^k C_i$$

Die kumulativen Auswirkungen eines positiven Impulses von einem Prozent auf das Produktionswachstum des CO<sub>2</sub>-intensiven Sektors sind wie folgt. Der kumulierte Effekt auf HCIS-Produktion selbst fluktuiert anfänglich um das Impulsniveau von einem Prozent und pendelt sich langfristig bei 0,94 % ein. Das LCIS-Wachstum erfährt gleichzeitig mit dem positiven HCIS-Wachstumsimpuls auch einen positiven Effekt. Dieser dreht sich aber schnell ins Negative und führt langfristig zu einem kumulativen Rückgang beim LCIS Wachstum von etwa -0,6 %. Der Beschäftigungseffekt in beiden Sektoren ist zunächst ziemlich positiv. Langfristig reduzieren sich die kumulativen Beschäftigungseffekte bei etwa 0,2 % (HCIS) beziehungsweise 0,14 % (LCIS). Daher ist der Effekt auf das Beschäftigungswachstum im CO<sub>2</sub>-intensiven Sektor etwas stärker. Ein positiver Impuls in LCIS-Produktion wirkt zunächst schwach positiv auf HCIS-Produktion; kumulativ betrachtet gibt es hier jedoch keine langfristigen Auswirkungen. Anders sieht die Wirkung für LCIS-Produktion selbst aus. Der positive Ein-Prozent-Impuls wirkt sich auch im Folgejahr weiter positiv aus. Das langfristige kumulative Wachstum in LCIS-Produktion beträgt rund 1,5 %. Auch die Beschäftigung in beiden Sektoren reagiert positiv mit einem langfristigen Wachstumsschub von etwa 0,5 % im CO<sub>2</sub>-intensiven Sektor und sogar 0,94 % im CO<sub>2</sub>-armen Sektor LCIS selbst.

Ein positiver Impuls in HCIS-Beschäftigung hat negative Auswirkungen auf die Produktion in beiden Sektoren, nämlich rund -1,0 % (-0,7 %) für HCIS (LCIS). Die HCIS-Beschäftigung selbst erhöht sich kumulativ auf 1,4 %, während das kumulative LCIS-Beschäftigungswachstum sich bei plus 0,64 % einpendelt. Abschließend betrachten wir die kumulativen Folgen eines positiven

Impulses in LCIS-Beschäftigung. Hier reagiert das HCIS-Produktionswachstum negativ (-1%), während es im CO<sub>2</sub>-armen Sektor mit 0,37% langfristig einen positiven Effekt zur Folge hat. Die HCIS-Beschäftigung wird von diesem Impuls negativ beeinflusst (-0,25%), während das kumulierte LCIS-Beschäftigungswachstum selbst einen kumulativen Anstieg von 0,9% erfährt.

#### 4.4 Analyse alternativer Politikmaßnahmen

##### *CO<sub>2</sub>-Steuer und Subvention*

Als erste Maßnahme betrachten wir die Auswirkungen auf Beschäftigung und Output eines Maßnahmen szenarios, in dem eine Steuer auf die Güter des CO<sub>2</sub>-intensiven Sektors erhoben wird und eine Subvention auf den Verbrauch von CO<sub>2</sub>-armen Gütern vorgenommen wird. Im Rahmen der IRF-Analyse können wir dieses Maßnahmenpaket modellieren mittels einer Kombination von Impulsen, die insgesamt für den Staatshaushalt ausgabenneutral sind. Die hier betrachtete Kombination setzt sich aus zwei Impulse zusammen: einem positiven im LCIS-Sektor – zum Beispiel durch die Gewährung von Subventionen oder Steuererleichterungen – und einem negativen im CO<sub>2</sub>-intensiven Sektor – zum Beispiel durch den Abbau bestehender Subventionen oder durch die Erhebung zusätzlicher Steuern –, wobei beide Maßnahmen so dosiert sind, dass der eine Impuls den anderen finanziert. Konkret berechnen wir die kumulativen Auswirkungen auf die Beschäftigung in beiden Sektoren, indem wir den Betrag, der 1% der Bruttoleistung (Basisjahr 2005) des HCIS entspricht, vom HCIS zum LCIS verschieben. Im Fall der USA bedeutet dies eine Steuer- oder Subventionskürzung in Höhe von 86,5 Mrd. (realen 1995) US-Dollar, die dem HCIS auferlegt und gleichzeitig zur Entlastung des LCIS verwendet wird. Die Entlastung des LCIS könnte in Form einer Steuersenkung, einer direkten Subvention oder einer anderen Art direkter oder indirekter Unterstützung für den CO<sub>2</sub>-armen Sektor erfolgen.

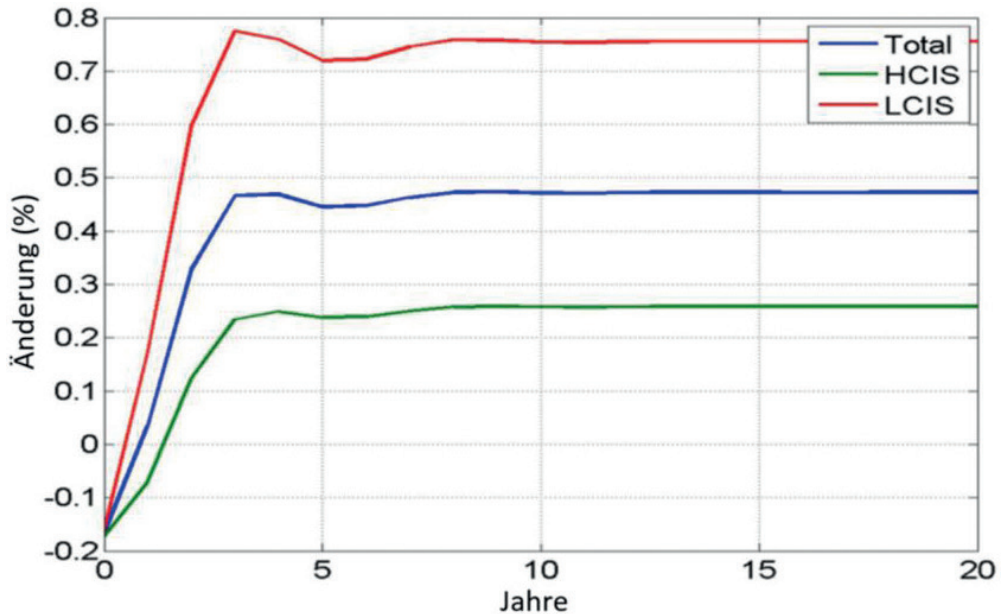
Um die Wirkung der Impulskombination zu analysieren, unterstellen wir für beide Sektoren simultane Impulse: Das Produktionswachstum des HCIS wird in Folge des Impulses um 1% reduziert, und das LCIS-Produktionswachstum wird entsprechend der Steuereinnahmen (oder Subventionskürzungen) aus dem HCIS so erhöht, dass Ausgabenneutralität gewährt ist. Ein derartiger einmaliger Wachstumsimpuls führt niveaumäßig zu einer dauerhaften Zunahme (Abnahme) des Outputs im LCIS (HCIS). Im Rahmen einer Analyse kumulativer Auswirkungen wird unterstellt, dass das Szenario in den Folgejahren beibehalten wird, dass also beispielsweise die HCIS-Steuern und die entsprechenden LCIS-Subventionen in der Folgezeit aufrechterhalten bleiben.

Die Folge von Impulskombinationen lässt sich in Form von zusammengesetzten IRFs (Composite Impulse Response Functions, CIRFs) darstellen. Abbildung 8 zeigt die kumulativen CIRFs für die Beschäftigung in den USA. Demnach ist das Beschäftigungswachstum in der Impulsperiode in beiden Sektoren negativ, wird aber in der Folge mit etwa 0,75% im LCIS und 0,25% im HCIS sehr schnell positiv. Der Wachstumseffekt auf die Gesamtbeschäftigung liegt langfristig etwa bei 0,47% und wird in drei Jahren erreicht.

Eine andere Frage ist, ob der positive Effekt auf die Beschäftigung mit einem langfristigen Rückgang der Bruttoleistung einhergeht. Dies ist jedoch nicht der Fall, wie die kumulativen Joint-Response-Schätzungen (Abb. 9) anzeigen. Die Gesamtbruttoleistung sinkt zunächst um etwa 0,2%, steigt aber innerhalb von zwei Jahren auf über 0,5% an. Wie zu erwarten ist, bleibt das Output-Wachstum des HCIS durch diese Politikmaßnahme negativ beeinflusst, während das

Abbildung 8

**Kumulative Sektor- und Gesamt-CIRFs für US-Beschäftigung infolge einer haushaltsneutralen Impulskombination**



Quelle: Eigene Berechnung.

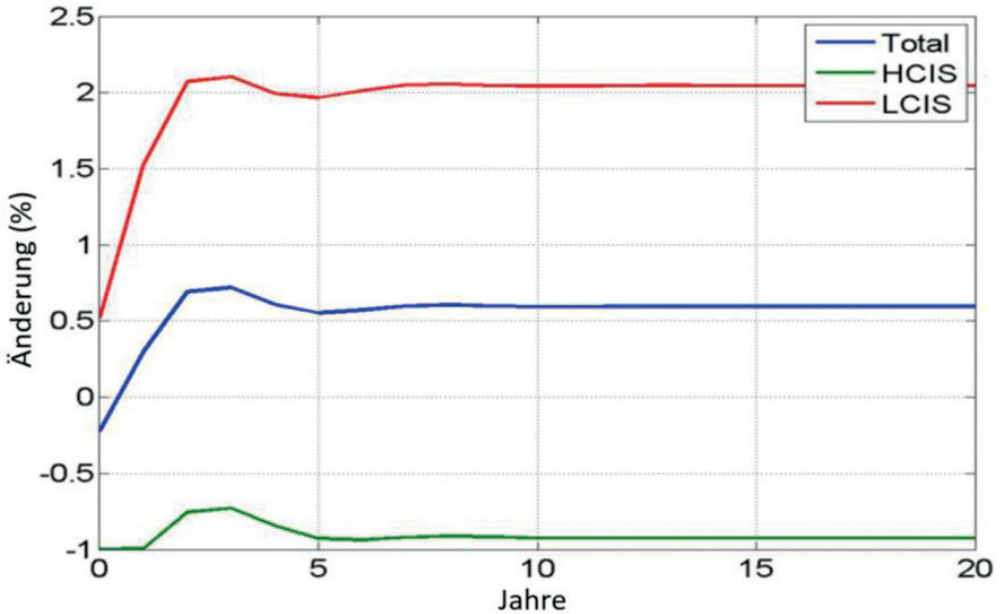
zusätzliche Output-Wachstum des LCIS nach 5 Jahren um mehr als 2% höher ist als im Business-as-Usual-Szenario (BAU). Damit fördert oder beschleunigt diese Kombination von Maßnahmen einen Strukturwandel hin zu einer weniger CO<sub>2</sub>-intensiven Wirtschaft.

Es sollte betont werden, dass diese kumulativen Wachstumseffekte relativ zum BAU gezeigt sind: Eine Verringerung des Wachstums um 1% im HCIS bedeutet, dass das gesamte Produktionswachstum im HCIS nach 5 Jahren ungefähr 1% niedriger ist als in einem Szenario, in dem keine derartigen Politikrichtlinien implementiert werden. Eine Reduzierung um 1% bedeutet nach 5 Jahren eine jährliche Wachstumsreduzierung von etwa 0,2%. Die tatsächliche jährliche Wachstumsrate im HCIS kann immer noch positiv sein, würde aber bei Einführung der Politik um 0,2% niedriger ausfallen.

Zusammenfassend lässt sich sagen, dass unsere Analyse auf Folgendes hindeutet: Eine grüne Politik, die den CO<sub>2</sub>-armen Sektor der USA auf Kosten des CO<sub>2</sub>-intensiven Sektors begünstigt, führt sowohl zu Beschäftigungs- als auch zu Produktionswachstum, wobei die Politik streng haushaltsneutral ist und sich selbst finanziert. Die Ergebnisse für die anderen Länder sind im Abschnitt 4.5 dargestellt. Allerdings können wir nicht für alle Länder positive Effekte auf die Gesamtleistung und die Gesamtbeschäftigung beobachten.

Abbildung 9

**Kumulative Reaktion der Gesamtproduktion und des Sektors aufgrund eines wachstumsneutralen Politikimpulses**



Quelle: Eigene Berechnung.

*CO<sub>2</sub>-Steuer – keine Subvention*

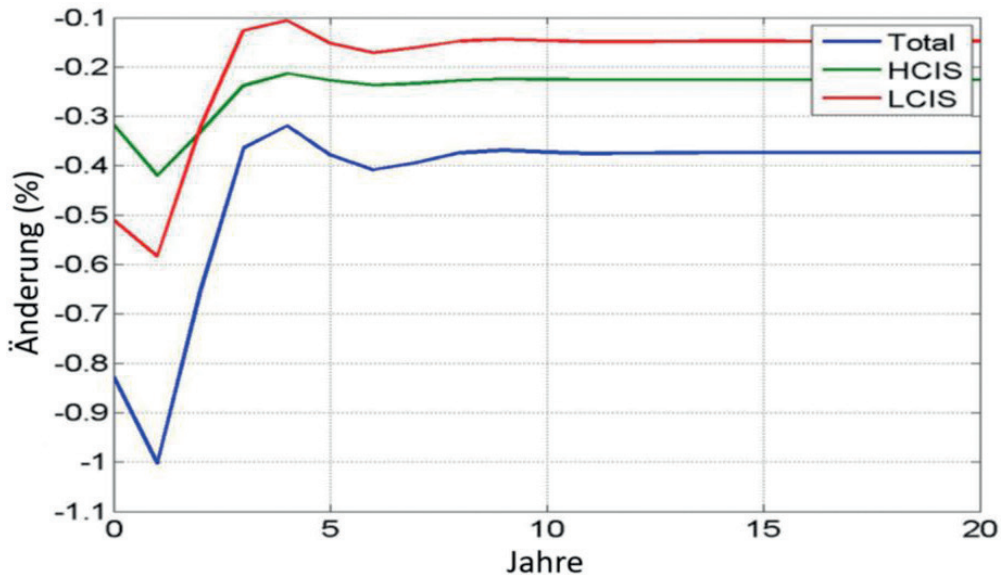
Als nächsten Fall diskutieren wir das Szenario einer CO<sub>2</sub>-Steuer, die auf den HCIS erhoben wird. Diesmal wird dem LCIS kein Zuschuss gewährt. Technisch gesehen schocken wir das System, indem wir dem Output des HCIS einen negativen Wachstumsimpuls auferlegen. Die kumulative Antwort der Beschäftigung ist in Abbildung 10 angegeben. Wir können sehen, dass die positiven Auswirkungen auf die Beschäftigung, die wir im vorherigen Fall beobachten konnten, verschwinden. Die Beschäftigung in beiden Sektoren geht zurück. Insgesamt rechnen wir mit einem Beschäftigungsabbau von etwa 0,4% gegenüber dem BAU.

Abbildung 11 zeigt die kumulierten Joint-Response-Schätzungen zur Bruttonproduktion in beiden Sektoren sowie zur Gesamtproduktion. Wie bei der Beschäftigung sind die Wirkungen auf den Output unterschiedlich. Im HCIS wird die Leistung im Vergleich zum BAU um fast 1% reduziert, aber die Leistung steigt im LCIS um etwa 0,6%. Die Gesamtbruttoleistung dürfte knapp 0,4% niedriger ausfallen als in dem BAU.

Es ist wichtig, im Auge zu behalten, dass wir in diesem Politikscenario eines isolierten negativen Wachstumsimpulses für den HCIS einen Sektor belastet haben, ohne dem System etwas zurückzugeben. Dies erklärt die negativen Ergebnisse im Vergleich zum vorherigen Politikexperiment. Im Falle einer Steuer kann man erwarten, dass die Regierung die eingenommenen Steu-

Abbildung 10

### Kumulative Reaktion der Gesamtbeschäftigung und der Sektorbeschäftigung aufgrund eines isolierten politischen Impulses nur im HCIS



Quelle: Eigene Berechnung.

ereinnahmen für einen bestimmten Zweck verwendet. Diese Aktivität der Regierung kann das Wachstum in dem einen oder anderen Sektor ankurbeln. Dieser Aspekt wird hier vernachlässigt. Die Ergebnisse betonen jedoch auch die Bedeutung zusätzlicher Minderungsmaßnahmen, da eine eingeführte CO<sub>2</sub>-Steuer an sich – selbst, wenn sie nur einem Sektor auferlegt wird – negative Auswirkungen auf Produktion und Beschäftigung hat.

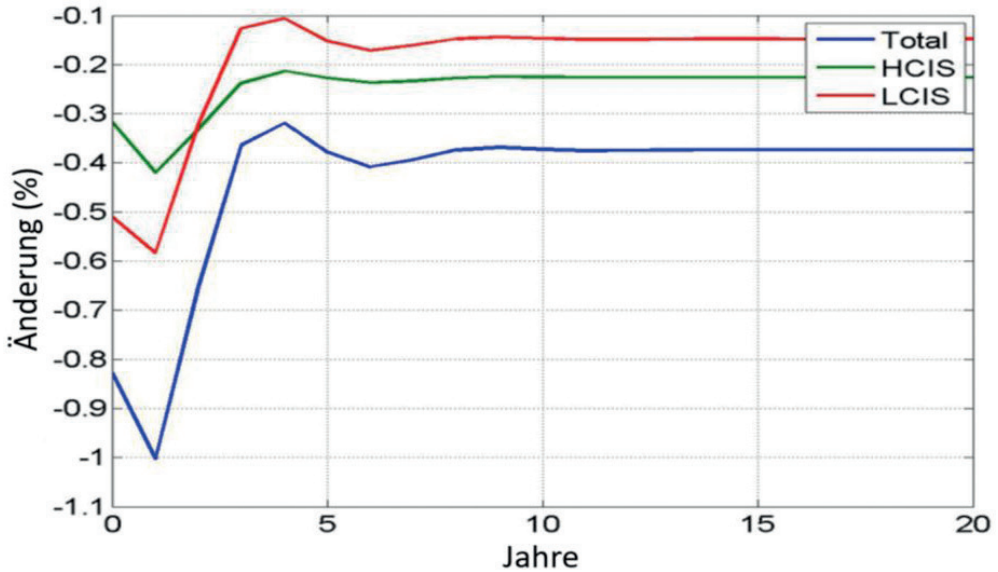
### CO<sub>2</sub>-Steuer und Lohnsubventionen

Abschließend schätzen wir die Auswirkungen eines Impulses auf den HCIS ab, wenn in beiden Sektoren ein Lohnzuschuss gewährt wird. Wie bereits erwähnt, erlaubt unsere Methode keine Schätzung der sektorspezifischen Auswirkungen bestimmter Politikinstrumente wie beispielsweise einer sektorspezifischen Lohnsubvention. Wir können jedoch eine allgemeine Lohnsubvention berücksichtigen, indem wir die Impulsgröße für beide Sektoren anpassen. Wir gehen davon aus, dass die Lohnzuschüsse vollständig durch die auf die HCIS erhobene Steuern finanziert werden. Außerdem nehmen wir an, dass die Subvention zwischen den beiden Sektoren entsprechend der relativen Größe der beiden Sektoren in Bezug auf die Beschäftigung verteilt wird. Somit verhängen wir zusätzlich zu dem negativen Produktionswachstumsimpuls von 1% auf dem HCIS zwei simultane positive Wachstumsimpuls in Sektoren, die in ihrer Gesamtgröße dem negativen Impuls (Budgetneutralität) entsprechen und entsprechend der relativen Beschäftigungsgröße in die beiden Sektoren verteilt werden. Somit wird ein Teil des negativen Impulses von 1% im HCIS gemildert, und der positive Impuls im LCIS hängt von der relativen Größe der LCIS-Beschäftigung ab.



Abbildung 11

Kumulative Reaktion der Gesamtproduktion und der Sektorproduktion aufgrund eines isolierten Politikimpulses nur im HCIS



Quelle: Eigene Berechnung.

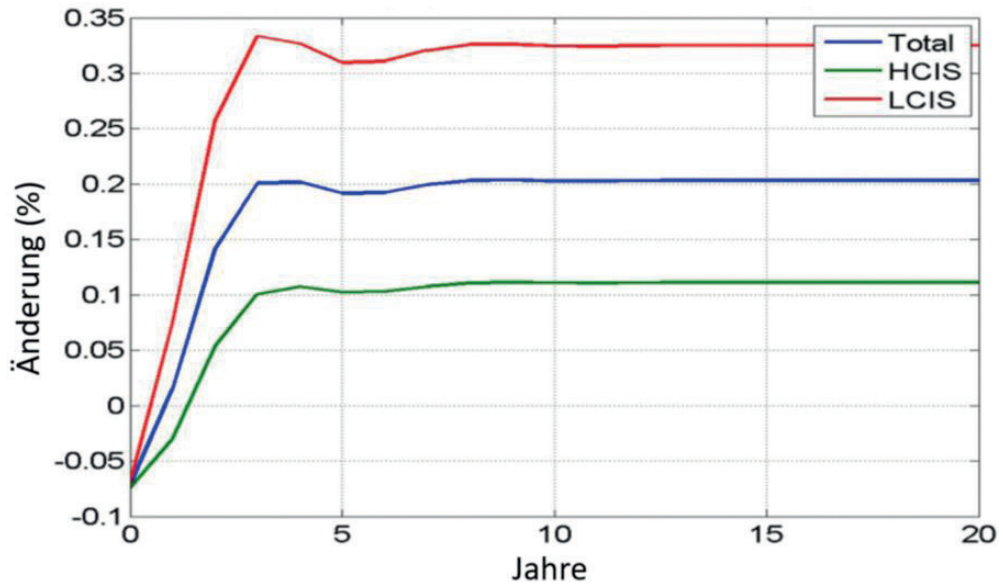
Wir zeigen die kumulative Reaktion der Beschäftigung in Abbildung 12 und des Outputs in Abbildung 13. In beiden Grafiken ist deutlich zu sehen, dass dieses haushaltsneutrale PolitikszENARIO nur eine lineare Transformation von Fall 1 ist, wobei die Stärke des Impulsvektors herunterkaliert wird. Die Effekte sind also ähnlich wie im Fall 1, aber weniger stark.

#### 4.5 Übersicht der Länderergebnisse

Im Folgenden präsentieren wir einen Überblick über die Ergebnisse unserer Impulsantwortanalyse für alle neun untersuchten Länder. Detaillierte Statistiken für alle Länder finden sich in Kato et al. (2015). Wir konzentrieren uns auf Fall 1 (CO<sub>2</sub>-Steuer und -Subvention), da es sich um eine haushaltsneutrale Politik handelt und die abgeschöpften Steuereinnahmen wieder in die Wirtschaft zurückgeführt werden. Tabelle 5 zeigt die Auswirkungen auf die gesamte reale Bruttoleistung und Beschäftigung bezogen auf das BAU-Szenario nach 5 Jahren, und Tabelle 6 fasst die Auswirkungen nach 10 Jahren zusammen. Wir stellen fest, dass sich die Ergebnisse nach 5 Jahren nicht mehr wesentlich verändern. Unsere Politik hat dann keine weiteren Auswirkungen auf Produktion und Beschäftigung. In der folgenden Diskussion beziehen wir uns daher nur auf Tabelle 5.

Abbildung 12

**Kumulative Reaktion der Beschäftigung aufgrund einer Steuer auf das HCIS und Lohnsubventionen für beide Sektoren**



Quelle: Eigene Berechnung.

Tabelle 5

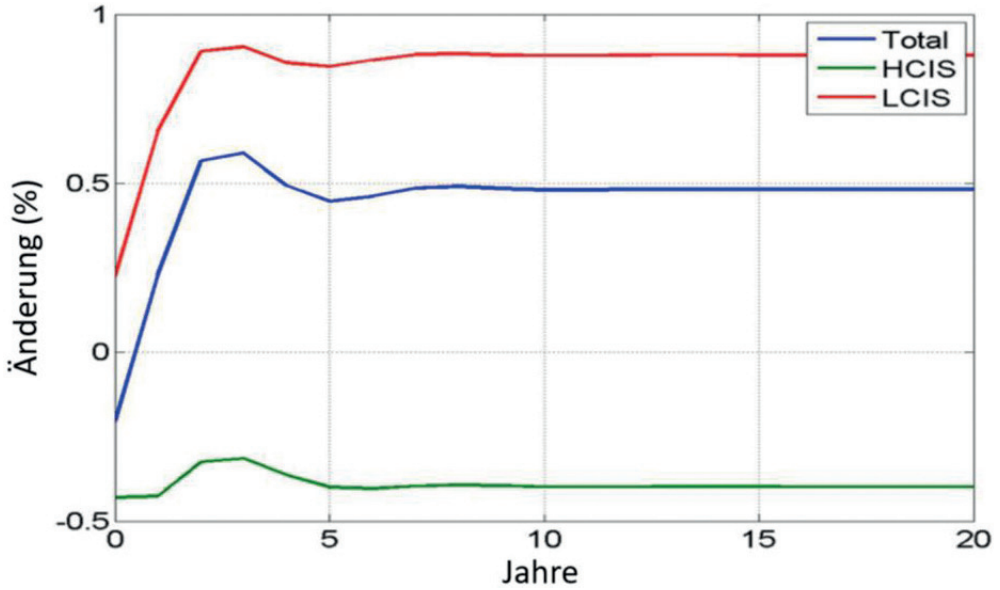
**Reale Beschäftigungs- und Outputeffekte nach 5 Jahren – CO<sub>2</sub>-Steuer und Subvention (alle Angaben in %)**

#	Land	Beschäftigung			Produktion		
		HCIS	LCIS	Gesamt	HCIS	LCIS	Gesamt
1	Deutschland	0,29	0,08	0,19	-0,36	0,90	0,36
2	Australien	-1,41	-2,26	-1,63	-1,79	0,42	-0,98
3	Frankreich	0,00	0,32	0,15	-1,02	1,08	0,09
4	Ungarn	1,20	2,83	1,90	-0,11	4,52	2,31
5	Japan	-0,18	-0,56	-0,35	-1,04	0,20	-0,40
6	Südkorea	-0,19	-0,44	-0,27	-0,73	0,69	-0,12
7	Schweden	-0,48	-0,13	-0,33	-0,34	0,99	0,35
8	Großbritannien	-0,12	-0,03	-0,08	-1,19	0,24	-0,45
9	USA	0,24	0,72	0,45	-0,93	1,97	0,55

Quelle: Eigene Berechnungen. Werte sind bezogen auf BAU-Szenario nach 5 Jahren.

Abbildung 13

**Kumulative Reaktion des Outputs aufgrund einer Steuer auf den HCIS und Lohnsubventionen für beide Sektoren**



Quelle: Eigene Berechnung.

Tabelle 6

**Reale Beschäftigungs- und Output-Effekte nach 10 Jahren – CO<sub>2</sub>-Steuer und Subvention (alle Angaben in %)**

#	Land	Beschäftigung			Produktion		
		HCIS	LCIS	Gesamt	HCIS	LCIS	Gesamt
1	Deutschland	0,28	0,07	0,18	-0,37	0,88	0,34
2	Australien	-1,41	-2,26	-1,63	-1,79	0,42	-0,99
3	Frankreich	0,01	0,26	0,11	-1,03	0,96	0,02
4	Ungarn	1,25	2,81	1,92	-0,09	4,53	2,33
5	Japan	-0,18	-0,56	-0,35	-1,05	0,21	-0,40
6	Südkorea	-0,19	-0,45	-0,27	-0,74	0,69	-0,12
7	Schweden	-0,48	-0,13	-0,33	-0,35	0,98	0,34
8	Großbritannien	-0,12	-0,03	-0,08	-1,19	0,24	-0,45
9	USA	0,26	0,75	0,47	-0,92	2,04	0,59

Quelle: Eigene Berechnungen. Werte sind bezogen auf BAU-Szenario nach 10 Jahren.

Wir können beobachten, dass die Ergebnisse der Politik von Land zu Land unterschiedlich sind. In allen Fällen wird jedoch das Produktionswachstum im LCIS verstärkt, während es im HCIS verlangsamt wird. Wir erinnern an dieser Stelle daran, dass die in den Tabellen angegebenen

Wachstumsraten als Abweichungen vom Gesamtwachstum des BAU-Szenarios zu interpretieren sind. Die tatsächlichen Wachstumsraten können positiv oder negativ sein (zumindest für die Produktion würden wir normalerweise positive Wachstumsraten über fünf Jahre annehmen). Wir beobachten ein leichtes positives Wachstum der Gesamtleistung für einige Länder und ein leicht negatives Wachstum der Gesamtleistung für andere. Insgesamt hat die auferlegte Klimapolitik keine großen Auswirkungen auf die Gesamtbruttolleistung und die Gesamtbeschäftigung. Ausnahmen sind Australien und Ungarn. In Australien führt die Politik zu einem Rückgang des Produktionswachstums in Höhe von etwa 1 % (entspricht einem jährlichen Bruttoleistungsrückgang von etwa 0,2 %) und einem Beschäftigungsrückgang von etwa 1,6 % (jährlicher Rückgang von ca. 0,32 %). Eine gegenteilige Situation zeigt sich in Ungarn, wo die Klimapolitik die Bruttoleistung um 2,31 % steigert (jährlicher Anstieg von etwa 0,46 %) und eine Steigerung des Beschäftigungswachstums von mehr als 0,9 % (jährlicher Anstieg von etwa 0,18 %) ankurbelt.

Generell lässt sich auch beobachten, dass zusätzliches Output- und Beschäftigungswachstum meist in die gleiche Richtung gehen, d. h. diese Wachstumsraten sind entweder beide positiv oder beide negativ. Dies gilt jedoch nicht für die Produktion in den jeweiligen Sektoren sowie deren Beschäftigungswachstum. Hier sehen wir, dass manchmal ein positives Bruttoleistungswachstum mit einem negativen Beschäftigungswachstum einhergeht. Dies tritt sowohl im HCIS als auch im LCIS auf. In den meisten Ländern wirkt sich eine einprozentige Änderung des Produktionswachstums im LCIS weniger stark auf die Beschäftigung aus als eine einprozentige Änderung des Produktionswachstums im HCIS, was darauf hindeutet, dass die durchschnittliche Arbeitsproduktivität im LCIS-Sektor höher ist als im HCIS. Wir können dies gut in den Fällen von Frankreich und Südkorea beobachten, wo der absolute Wert des Produktionswachstumseffekts im HCIS und im LCIS ungefähr gleich ist. In Frankreich führt der Politikimpuls zu einem zusätzlichen Produktionswachstum von +1,08 % im LCIS und -1,02 % im HCIS. Die Beschäftigung in HCIS bleibt jedoch unbeeinflusst, während das Beschäftigungswachstum in LCIS nur um 0,32 % gesteigert wird. Das bedeutet, dass die Arbeitsproduktivität im LCIS steigt, während sie im HCIS sinkt.<sup>23</sup> In Südkorea ist die Situation ähnlich mit nahezu identischen absoluten Produktionsänderungen für beide Sektoren (HCIS -0,73 %, LCIS +0,69 %). Auch hier reagiert die Beschäftigung im LCIS nicht sehr stark auf die Produktionssteigerung im LCIS, was wiederum zu einem höheren Anstieg der Arbeitsproduktivität im LCIS führt. Im HCIS geht der Produktionsrückgang um 0,73 % mit einem Beschäftigungsrückgang von nur 0,19 % einher, was einen Rückgang der durchschnittlichen Arbeitsproduktivität im HCIS impliziert. Dasselbe Phänomen ist für HCIS und LCIS in allen anderen Ländern zu beobachten. Ein solcher Rückgang der Beschäftigung im HCIS könnte eintreten, wenn hochproduktive Industrien ihre Produktion stark reduzieren und Arbeitnehmer entlassen, die dann in weniger produktiven Branchen innerhalb der HCIS Arbeit finden.

Wir müssen bedenken, dass wir es mit der Bruttoleistung zu tun haben und nicht mit der Wertschöpfung oder dem BIP. Daher ist das Verhältnis von Output zu Beschäftigung möglicherweise kein guter Indikator für die Arbeitsproduktivität. Wertschöpfung wäre angemessener. Eine Schätzung der durchschnittlichen Arbeitsproduktivität im HCIS und im LCIS unter Berücksichtigung der Wertschöpfung der beschäftigten Arbeitnehmer bestätigt jedoch die obigen Ergebnisse: Der LCIS ist im Durchschnitt produktiver als der HCIS. Die positiven Gesamtbeschäftigungseffekte, die wir für mehrere Länder (Deutschland, Frankreich, Ungarn und die Vereinigten Staaten) gefunden haben, müssen daher von der höheren Wachstumsdynamik des LCIS stammen, die

23 Als „Arbeitsproduktivität“ interpretieren wir hier das Verhältnis von Bruttoleistung zu Beschäftigung.

durch den Politikimpuls ausgelöst wird. In allen Fällen mit positivem Beschäftigungswachstum löste der Impuls eine viel stärkere positive Wachstumsdynamik im LCIS aus, als er das Wachstum im HCIS verlangsamte. Dieser Effekt überkompensiert den Effekt einer höheren Arbeitsproduktivität auf die Gesamtbeschäftigung und führt zu einem positiven Nettoeffekt für die Beschäftigung. Die Umsetzung von Richtlinien zur Unterstützung des LCIS unterstützt demnach den produktiveren Sektor in der Wirtschaft.

Zusammenfassend stellen wir fest, dass der gewählte kombinierte Impuls keinen großen Einfluss auf das Gesamtniveau von Produktion und Beschäftigung hat. Meistens werden strukturelle Anpassungen ausgelöst und keine Rückgänge der Wirtschaftstätigkeit insgesamt. In mehreren Ländern, wie den USA oder Ungarn, können wir positive Auswirkungen auf die gesamtwirtschaftliche Aktivität beobachten, die etwas stärker sind als nahe bei null. Für Australien sind die Auswirkungen ebenfalls etwas stärker, aber auf der negativen Seite. Die Gründe für diese Unterschiede auf Länderebene sind an dieser Stelle nicht ganz zu klären. Wahrscheinlich spielen auch die Ausgangsbedingungen (z. B. Größe des HCIS und LCIS in Bezug auf Output und Beschäftigung) zum Zeitpunkt des Impulses oder die unterschiedlichen Stichprobenumfänge eine Rolle.

## 4.6 Ergebnisse

Vor dem Hintergrund der großen Dringlichkeit, wirksame Klimapolitiken zur Reduzierung der Erderwärmung und der fossilen Energieabhängigkeit umzusetzen, wurde in diesem Abschnitt ein dynamisches Modell des Strukturwandels zur Analyse konkreter Politikvorschläge zur Verringerung von CO<sub>2</sub>-Emissionen entwickelt. Konkret wurden drei Arten von Maßnahmen betrachtet: 1) die Erhebung einer CO<sub>2</sub>-Steuer für CO<sub>2</sub>-intensive Industrien, 2) die Erhebung einer CO<sub>2</sub>-Steuer und die Subventionierung von Arbeitskräften (oder die Senkung der Overhead-Kosten für Arbeit) und 3) die Erhebung einer CO<sub>2</sub>-Steuer und die Subventionierung von CO<sub>2</sub>-armen Industrien. Wir untersuchen die Produktions- und Beschäftigungsdynamiken, die sich aus jeder dieser Politikmaßnahmen ergeben, und ihre Auswirkungen auf den Strukturwandel. Dazu werden die CO<sub>2</sub>-Intensitäten von Industrien berechnet und die empirischen Auswirkungen von Politikmaßnahmen untersucht. Die eigentliche empirische Bewertung der CO<sub>2</sub>-Steuerpolitik erfolgt durch eine VAR-basierte Bestimmung von Folgen von Impulskombinationsantworten. Wie die Intuition vermuten lässt, wird das ungünstigste Ergebnis erzielt, wenn CO<sub>2</sub>-intensiven Industrien nur ein CO<sub>2</sub>-Steuersatz auferlegt wird und die Einnahmen nicht für andere Zwecke wie die Senkung anderer Steuersätze, die Subventionierung von Lohn- oder Lohnsteuern oder die Entwicklung anderer (weniger CO<sub>2</sub>-intensiver) Produkte benutzt wird. Da unsere Analyse haushaltsneutrale Politikeingriffe zulässt, untersuchen wir auch Fälle, in denen die Einnahmen für andere Zwecke verwendet werden. Die empirischen Ergebnisse zeigen, dass insbesondere die dritte Politikmaßnahme, bei der CO<sub>2</sub>-Steuern zur Subventionierung der Entwicklung des LCIS eingesetzt wird, die größten Nettogewinne in Bezug auf Produktion und Beschäftigung erzielt.

## 5 Schlussfolgerungen

Der allgemeine Hintergrund für unsere Arbeit ist ein multisektorales Wachstumsmodell, das in Kato et al. (2010) detailliert erklärt wurde (siehe Anhang). Aufbauend auf dieses Modell stellen wir hier zwei Varianten eines ökonometrischen Ansatzes zur Abschätzung der Auswirkungen von Energieabhängigkeiten und klimapolitischer Maßnahmen vor. Eine Variante wird eingesetzt, um die kurzfristigen Auswirkungen einer Reduktion fossiler Brennstoffe für Wirtschaftssektoren mit

hoher Energieintensität zu analysieren. Die zweite ermöglicht eine langfristige Folgeabschätzung einer wirtschaftspolitisch unterstützten Dekarbonisierung der Wirtschaft.<sup>24</sup> Die Energie- beziehungsweise CO<sub>2</sub>-Intensität der Sektoren kann in diesem multisektoralen Ansatz empirisch durch multisektorale Input-Output-Tabellen ermittelt werden. Für Deutschland sind diese leider noch nicht hinreichend detailliert, so dass die unterschiedlichen Auswirkungen eines Gas- beziehungsweise eines Ölembargos nicht separat analysiert werden können.

Für die erste Fragestellung, verfolgt im Abschnitt 3, benutzen wir ein MRVAR Modell, das, im Gegensatz zu einem konventionellen VAR-Modell, zustandsabhängige Abschätzungen kurz- und mittelfristiger Wachstumseinbußen erlaubt. Mit Hilfe von MRVAR-Modellen haben wir regimeabhängige Analysen vorgenommen, um den Einfluss unterschiedlicher Zustände einer Wirtschaft bei der Analyse der Wachstumseffekte zu berücksichtigen. Die längerfristigen Auswirkungen einer Dekarbonisierung der Wirtschaft auf Beschäftigung und Produktion, die durch entsprechende wirtschaftspolitische Maßnahmen begleitet wird, haben wir in einer Mehrländer-Studie anhand einer VAR-basierten Analyse von Reaktionen auf Impulskombinationen vorgestellt.

Weitergehende Untersuchungen wären bei einer besseren Datenlage möglich. So könnte eine Analyse der Wirkung eines Importembargos auch bei vertikaler Integration der Sektoren mit Hilfe einer Leontief-Inversen vorgenommen werden. Auch könnten spezifische Netzwerk- und Kaskadenwirkungen eines Embargos einzelner Energieträger genauer empirisch analysiert werden. Netzwerk- und Kaskadenwirkung, die in Bachmann et al. (2022) angedeutet und in Dullien und Krebs (2022) als wirksam vermutet werden, könnten dann zur Prognose großer Wachstumseinbrüche herangezogen werden. Tatsächlich sind derartige Prognosen nur mit Hilfe nicht-linearer, zustandsabhängiger Modellansätze, wie dem MRVAR-Modells, durchführbar. Überdies müsste eine Datenbasis vorhanden sein, die die I/O-Koeffizienten der Gas-Inputs von intermediären Gütern und Endnachfrage (Konsum und Investition) beinhaltet. Da diese Koeffizienten für Deutschland nicht vorhanden sind, haben wir eine Hilfskonstruktion gewählt, die zumindest eine grobe Abschätzung ermöglicht. Daher ist unser Aufsatz eher als ein methodischer Beitrag einzustufen.

Ein besonders wichtige Forschungsrichtung betrifft Fragen der Marktstruktur, der Preissetzung, und des Marktzugangs. Im Hinblick auf alternative Marktstrukturen und Preissetzungsmethoden der fossilen Energieanbieter<sup>25</sup> könnte als Alternative zu Importembargos auch Importsteuern ein wirksames Politikinstrument sein, siehe Hausmann (2022) and Röger und Welfens (2022). Dies wäre auf den ersten Blick eine einfache Lösung, um den Import fossiler Energie zu reduzieren und die Energieabhängigkeit von Russland zu vermindern. Bei hinreichender Datenbasis könnte die Verminderung für Gas ermittelt werden, wenn neue Gaslieferanten in den Markt eintreten – zum Beispiel nordeuropäische, arabische oder afrikanische Anbieter oder auch Substitute wie LNG-Gas verfügbar werden –, so dass russisches Gas ersetzt werden könnte und Russlands Marktanteil sinkt. Für neue Gaslieferungen bestehen allerdings hohe Markteintrittsschranken (aufgrund der notwendigen Infrastruktur wie Pipelines, Terminals etc.), so dass der erhöhte Preis noch andauern könnte. Eine Importsteuer könnte dann allerdings auch andere Anbieter zur Preiserhöhung ver-

---

24 Die kurz- und langfristigen Herausforderungen der gegenwärtigen Energiekrise sind auch in Hamilton (2022) detailliert diskutiert.

25 Semmler et al. (2022) und Gevorkyan and Semmler (2016) haben Markteintrittsschranken- und spieltheoretische Modelle entwickelt, die mit potentieller Konkurrenz und dynamischen Markteintritten arbeiten, nämlich der Konkurrenz von Anbietern erneuerbarer Energie versus fossilen Energie-Oligopolen, siehe Gevorkyan and Semmler (2016).

leiten, so dass die Wohlfahrtsverluste wieder verloren gingen, wie Röger und Welfens (2022) argumentieren. Im Fall von Öl ist die Aufrechterhaltung derartiger Marktzugangsschranken schwieriger.<sup>26</sup> Marktzutritte könnten selbst bei niedrigeren Ölpreisen leichter stattfinden, so dass die Importsteuer-bedingten hohen Preise für russisches Öl unterboten werden könnten. Hier ist in der Tat zu erwarten, dass die Rohölpreise aufgrund globaler Rezessionstendenzen sinken werden, wie es derzeit in den USA bereits zu beobachten ist.

Da die Erzeugungskosten für erneuerbare Energie sich bereits seit Längerem im Korridor der fossilen Energiepreisschwankungen nach unten bewegt haben, wäre dies die Gelegenheit, die fossile Energieabhängigkeit insgesamt zu reduzieren und dem Ausbau von alternativen Energien zu beschleunigen. Es sind jedoch detaillierte I/O-Daten nötig, um dies auf Branchenebene für einzelne Energieträger und deren CO<sub>2</sub>-Intensität untersuchen zu können.

Auch dürfte eine Gasumlage nur dann sinnvoll sein, wenn die Einkünfte davon nicht nur der Insolvenzvermeidung von fossilen Energielieferanten dienen, sondern auch der Vermeidung von Privatinsolvenzen und vor allem der Beschleunigung des Dekarbonisierungsprozesses. Ähnliches gilt für den Fall einer Abschöpfung von Übergewinnen, wie unsere Kombinationsimpuls-Analyse nahelegt. Dies käme, wie in Bastos und Semmler (2022) vorgeschlagen, einer Steuer auf CO<sub>2</sub>-intensive Unternehmen gleich, die auch der Dekarbonisierung zugute kommen sollte. Weiterhin ist für Ermittlung der kurz- oder mittelfristigen Wirkung von Energie-Importembargos und der Erfolgsaussichten einer Dekarbonisierungsstrategie die Abschätzung der Geschwindigkeit der Energiesubstitution bei sich verändernden Marktpreisen nötig, die von Ungleichgewichtspreisen angestoßen werden. Weitere Forschungsanstrengungen zu diesen Fragen sind notwendig.<sup>27</sup>

## Anhang:

Kato et al. (2015) schlagen ein Drei-Sektoren-Wachstumsmodell vor, das einen strukturellen Wandel auf einem ausgewogenen Wachstumspfad ermöglicht. Konsumgüter sind entweder CO<sub>2</sub>-intensiv und werden vom CO<sub>2</sub>-intensiven Sektor produziert, oder sie sind kohlenstoffarm und werden vom kohlenstoffarmen Sektor produziert. Der dritte Sektor ist der Investitionsgütersektor, dessen CO<sub>2</sub>-Intensität nicht weiter betrachtet wird. In der Basisversion des Modells, d.h. ohne Klimaschutzpolitik, wählen Haushalte einen Konsumpfad gemäß ihren Präferenzen, die durch eine Nutzenfunktion CRRA (constant relative risk aversion) beschrieben wird:

$$U_t = \int_{\{0\}}^{\{\infty\}} e^{-\rho t} \frac{[H_t^\beta L_t^\theta]^{1-\sigma}}{1-\sigma} dt \quad (10)$$

wobei alle Parameter strikt positiv sind.

Die drei Sektoren haben identische Produktionsfunktionen mit konstanten Skalenerträgen. Es existieren zwei Produktionsfaktoren (Kapital und Arbeit), und es wird angenommen, dass der

26 Siehe Gevorkyan and Semmler (2016).

27 In neueren Studien, die I/O-Daten und Ungleichgewichtspreis- und Mengendynamiken berücksichtigen, wird dieses Problem untersucht. Zu den Schätzungsproblemen in diesem Zusammenhang siehe auch Valles-Codina und Semmler (2022).

technische Wandel arbeitsvermehrend ist. Unter den Bedingungen des vollständigen Wettbewerbs kann dann gezeigt werden, dass die Beschränkung des Budgets in Effizienzeinheiten gleich ist:

$$\dot{k}_t + (g_t + \delta) k_t + P_H h_t + P_L l_t = B_K F(k_t, 1). \quad (11)$$

Die Konsumwahl der Haushalte kann in ein dynamisches Optimierungsproblem umgewandelt werden: Maximierung von (10) unter der dynamischen Nebenbedingung (11), nach dem Umschreiben der Nutzenfunktion unter Verwendung von Pro-Effizienz-Arbeitsvariablen.

Die Lösung dieses Problems liefert uns die Zeitpfade von Produktion und Beschäftigung der drei Sektoren. In dem Artikel wird gezeigt, dass die Umsetzung unterschiedlicher Klimaschutzpolitiken (die drei Politikszenerarien entsprechen denen in Kato et al. 2015) zu Wachstumspfaden führen, bei denen sich die relative Größe der beiden Sektoren ändert. Produktions- und Beschäftigungsanteile im CO<sub>2</sub>-intensiven Sektor nehmen im Laufe der Zeit ab, während Output und Beschäftigung im CO<sub>2</sub>-armen zunehmen.

## Literaturverzeichnis

- Bachmann, R., D. Baqaee, C. Bayer, M. Kuhn, A. Löschel, B. Moll, A. Peichl, K. Pittel und M. Schularick (2022): What if? The Economic Effects for Germany of a Stop of Energy Imports from Russia, ECONtribute Policy Brief No. 028, University of Bonn.
- Balke, N. S. und T. B. Fomby (1997): Threshold cointegration, *International Economic Review* 38, 627–645.
- Bastos Neves, J. und W. Semmler (2022): A Proposal for a Carbon Wealth Tax: Modelling, Empirics, and Policy, SSRN: [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=4114243](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=4114243).
- Chen, P., W. Semmler und H. Maurer (2022): Delayed Monetary Policy Effects in a Multi-Regime Cointegrated VAR (MRCIVAR), *Journal of Econometrics and Statistics*, forthcoming.
- Christiano, L. J., M. Eichenbaum und S. Rebelo (2009): When is the Government Spending Multiplier Large?. NBER Working Paper No. 15394.
- Dullien, S. und T. Krebs (2022): Anmerkungen zur Studie „What if? The Economic Effects for Germany of a Stop of Energy Imports from Russia“ von Bachmann et al. (2022), IMK Pressedienst, 09. 05. 2022.
- Ehrmann, M., M. Ellison and N. Valla (2003): Regime-dependent impulse response functions in a Markov-switching vector autoregressive model, *Economic Letters* 78, 295–299.
- Ernst, E., A. Haider und W. Semmler (2017): Debt-deflation, financial market stress and regime change – Evidence from Europe using MRVAR, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Volume 81, August 2017, 115–139.
- Gali, J., J. D. Lopez-Salido und J. Vall'es (2007): Understanding the Effects of Government Spending on Consumption, *Journal of the European Economic Association* 5, 227–270.
- Gevorkyan A. und W. Semmler (2016): Oil price, overleveraging and shakeout in the shale energy sector – Game changers in the oil industry (with A. Gevorkyan), *Economic Modeling*, 54, 244–259.
- Gong, G. und W. Semmler (2006): *Stochastic Dynamic Macroeconomics, Theory and Empirical Evidence*, Oxford University Press.
- Greiner, A., L. Grüne und W. Semmler (2010): Growth and Climate Change: Thresholds and Multiple Equilibria. In: J. Crespo Cuaresma, T. Palokangas and A. Tarasyev (Hrsg.),



- Dynamic Systems, Economic Growth, and the Environment, Springer, Heidelberg/New York, S. 63–78.
- Greiner, A. und W. Semmler (2008): The Global Environment, Natural Resources and Economic Growth. Oxford University Press, Oxford.
  - Gross, M. und W. Semmler (2018): Inflation Targeting, Credit Flows and Financial Stability in a Regime Change Model, *Macroeconomic Dynamics*, <https://doi.org/10.1017/S136510051700102X>, 2018.
  - Hamilton, J. D., (1989): A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle, *Econometrica* 57, 357–384.
  - Hamilton, J. D. (2022): US produces more oil than Russia – but this energy crisis shows fossil fuels’ ecological, political costs. *The Economic Times-News*.
  - Hausmann, R. (2022): The Case for a Punitive Tax on Russian Oil, Project Syndicate, Feb 26, [http://www.project-syndicate.org/commentary/case-for-punitive-tax-on-russian-oil-by-ricardo-hausmann-2022-02\\_1/3](http://www.project-syndicate.org/commentary/case-for-punitive-tax-on-russian-oil-by-ricardo-hausmann-2022-02_1/3).
  - IMF, International Monetary Fund (2022a): How a Russian Natural Gas Cutoff Could Weigh on Europe’s Economies, M. Flanagan, A. Kammer, A. Pescatori and M. Stuermer, IMF Working Paper.
  - IMF, International Monetary Fund (2022b): IMF Country Focus, Germany Faces Weaker Growth Amid Energy Concerns: Germany Country Team, IMF European Department, IMF Working Paper.
  - IPCC (2006): IPCC Fourth Assessment Report: Climate Change, Intergovernmental Panel on Climate Change, United Nations, see also IPCC Reports 2007, 2021 and 2022.
  - Kato, M., S. Mittnik, W. Semmler und D. Samaan (2010): Economics of Climate Change in a Generalized Balanced Growth Model, Discussion Paper, ILO, Geneva. Published as *Modeling the Dynamics of the Transition to a Green Economy* (2014). In: V. Veliov, E. Moser, G. Trakel, and W. Semmler (Hrsg.), *Dynamic Optimization in Environmental Economics*, Springer Publishing House.
  - Kato, M., S. Mittnik, W. Semmler und D. Samaan (2015): Employment and Output Effects of Climate Change Policies. In: *The Macroeconomics of Global Warming* (with L. Bernard) (Hrsg.), *Handbook of Oxford University Press*.
  - Koop, G., M. Pesaran, M. und S. Potter (1996): Impulse responses in nonlinear multivariate models, *Journal of Econometrics* 74, 119–147.
  - Mittnik, S. und W. Semmler (2012): Regime Dependence of the Multiplier, *Journal of Economic Behavior and Organisation*, Vol. 83, no 3: 502–522.
  - Mittnik, S. und W. Semmler (2013): The Real Consequences of Financial Stress, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 37, no. 8.
  - Mittnik, S. und W. Semmler (2018): Overleveraging, Financial Fragility and the Banking-Macro Link: Theory and Empirical Evidence. *Macroeconomic Dynamics*, Vol. 22, special issue, 4–32.
  - Mittnik, S. und P. Zadrozny (1993): Asymptotic distributions of impulse responses, step responses, and variance decompositions of estimated linear dynamic models, *Econometrica* 61, 857–887.
  - Nordhaus, W. (2008): *A Question of Balance*. Princeton University Press, Princeton.
  - O’Mahony, M. und M. P. Timmer (2009): Output, Input and Productivity Measures at the Industry Level: The EU KLEMS Database, *The Economic Journal*, 119, 374–409.
  - Proops, J. L., M. Faber und G. Wagenhals (1993): *Reducing CO<sub>2</sub> Emissions A Comparative Input-Output Study for Germany and the UK*. Springer Verlag, Berlin/Heidelberg/New York.

- Röger, W. und P. Welfens (2022), EU-Gasimportzoll im Duopol: Ein Beitrag zur Debatte über Energiesanktionen gegen Russland, in diesem Band.
- Semmler, W., G. Di Bartolomeo, B. Fard und J. Braga (2022): Limit pricing and entry game of renewable energy firms into the energy sector, *Structural Change and Economic Dynamics* Vol. 61, June 2022, 179–190.
- Statistisches Bundesamt (2005): Branchenspezifische Daten zum CO<sub>2</sub>-Ausstoß in Kilotonnen in den I/O Tabellen (2005).
- Statistisches Bundesamt (2018): Daten aus deutschen I/O-Tabellen von (2018).
- Tong, H. (1978): On a threshold model. In: Chen, C.H. (Hrsg.), *Pattern Recognition and Signal Processing*. Kluwer, Amsterdam.
- Tong, H. (1983): *Threshold Models in Non-linear Time Series Analysis*. Springer Verlag, New York.
- Tsay, R. S. (1998): Testing and modelling multivariate threshold models, *Journal of the American Statistical Association* 93, 1188–1202.
- Valles-Codina, O. und W. Semmler (2022): Assessing the Speed of the Green Transition: Directed Technical Change Towards Decarbonization, *Journal of Economics and Statistics*, forthcoming.
- Woodford, M. (2010): Financial Intermediation and Macroeconomic Analysis, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 24, no. 4, S. 21–44.