

Das konjunkturelle Verhalten der Staatsausgaben für Gesundheit und Soziales in Österreich und Deutschland:

Wie robust ist die OECD-Methodik?

Aleksandr Arsenev, Philipp Heimberger und
Bernhard Schütz

**FB**

Das konjunkturelle Verhalten der Staatsausgaben für Gesundheit und Soziales in Österreich und Deutschland:

Wie robust ist die OECD-Methodik?

ALEKSANDR ARSENEV
PHILIPP HEIMBERGER
BERNHARD SCHÜTZ

Aleksandr Arsenev and Philipp Heimberger are Economists at The Vienna Institute for International Economic Studies (wiiw). Bernhard Schütz is Economist at wiiw and Research Associate at the University of Duisburg-Essen.

Die Studie wurde von Open Philanthropy im Rahmen des "European Macro Policy Network" (koordiniert vom Dezernat Zukunft) sowie von der Arbeiterkammer Wien gefördert.

Zusammenfassung

Ausgabenelastizitäten messen die Reaktion der verschiedenen Komponenten der Staatsausgaben auf den Konjunkturzyklus. Sie sind wichtige Inputs für fiskalische Prognosen und sind im Kontext der Fiskalregeln relevant, da Elastizitätsschätzungen in die Bestimmung des fiskalischen Spielraums einfließen. In dieser Studie wird die Sensitivität der von der OECD und der Europäischen Kommission verwendeten Schätzmethode zur Ermittlung der Elastizitäten der Staatsausgaben für Österreich und Deutschland für den Zeitraum 1995-2020 analysiert. Unsere Ergebnisse deuten darauf hin, dass die Ausgabenelastizitäten auf kleine Abweichungen bei den Daten und der Modellspezifikation reagieren. Weiters finden wir, dass die Sozialausgaben in Österreich und Deutschland auf Konjunkturschwankungen reagieren, dieser Effekt aber stark von den Ausgaben für Arbeitslosigkeit getrieben wird.

Schlüsselwörter: Staatsverschuldung; Haushaltsdefizit; Haushaltsregeln; Haushaltselastizität; Staatsausgaben; Sozialausgaben

JEL Klassifikation: E62, H62, E32

INHALT

Zusammenfassung.....	5
1. Einleitung.....	9
2. Literatur	11
3. Der OECD/KOM-Ansatz zur Schätzung von Budgetelastizitäten	13
4. Öffentliche Ausgaben und der Konjunkturzyklus	14
4.1. Ausgangslage (CLS_real).....	14
4.2. Nominelles Produktionspotential (CLS_nom).....	15
4.3. Alternatives Maß für die Produktionslücke (CLS_pop)	15
4.4. Instrumentvariablen (2SLS_real, 2SLS_nom, 2SLS_pop)	17
4.5. Ergebnisse	19
4.6. Robustheitstest: Ergebnisse für verkürzte Datenzeiträume.....	21
5. Fazit.....	24
Literatur.....	26
Appendix.....	28
Appendix A. Variablen und Datenquellen	28
Appendix B. Sensitivitätsanalyse: Auswirkungen auf die strukturellen Haushaltssalden	29

TABELLEN UND ABBILDUNGEN

Tabelle 1 / Ergebnisse für die Produktionslücken-Koeffizienten über die verschiedenen Spezifikationen	20
Tabelle 2 / Ergebnisse für die Produktionslücken-Koeffizienten über die verschiedenen Spezifikationen ohne das Jahr 1995	21
Tabelle 3 / Ergebnisse für die Produktionslücken-Koeffizienten über die verschiedenen Spezifikationen ohne das Jahr 2020	23
Abbildung 1 / Summe aus Beschäftigten und Selbständigen im Verhältnis zur Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter (grau), Produktionslücke gemäß OECD/KOM (gelb)	16
Abbildung 2 / Veränderung der (logarithmierten) Summe aus Beschäftigten und Selbständigen im Verhältnis zur Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter (grau), Produktionslücke gemäß OECD/KOM (gelb)	16
Abbildung 3 / Regression unter Verwendung der Summe aus Erwerbstätigen und Selbstständigen als Anteil der Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter	17
Abbildung 4 / Regressionsrahmen	18
Tabelle A1 / Variablen und Datenquellen.....	28
Tabelle B1 / Anteil der Ausgaben an den Gesamtausgaben (Prozent)	29
Tabelle B2 / Strukturelle Salden (in Prozent) unter Berücksichtigung von Semi-Elastizitäten	29
Tabelle B3 / Strukturelle Salden (in Prozent) unter Berücksichtigung von Semi-Elastizitäten	30

1. Einleitung

Budgetelastizitäten, die die Reaktion des Budgetsaldos (bzw. von Teilen davon) auf konjunkturelle Bedingungen messen, sind ein wichtiger Faktor für Budgetprognosen. Darüber hinaus sind sie ein wichtiger technischer Input für die Schätzung des fiskalpolitischen Spielraums im Kontext der EU-Fiskalregeln, die der Fiskalpolitik Grenzen setzen. Die Wahl der Methode, mit der die Bereinigung des Budgetsaldos um die Auswirkungen des Konjunkturzyklus durchgeführt wird, bestimmt den fiskalpolitischen Spielraum der einzelnen EU-Länder bei Anwendung der EU-Fiskalregeln. In nationalen Fiskalregeln spielt die Schätzung von Budgetelastizitäten eine Rolle bei der Bestimmung der erlaubten öffentlichen Kreditaufnahme - wie etwa in Deutschland unter der Schuldenbremse (Heimberger und Schütz 2022) und in Österreich im Rahmen des Stabilitätspakts (Heimberger 2014).

Die Schätzung der Konjunkturkomponente des Budgetsaldos erfordert eine Schätzung der Produktionslücke sowie der Semi-Elastizität des Budgetsaldos. Bei der Produktionslücke handelt es sich um die Differenz zwischen der tatsächlichen Produktion und einer modellbasierten Schätzung des Produktionspotenzials. Die Semi-Elastizität des Haushaltssaldos wiederum misst die Reaktion des Haushaltssaldos auf Veränderungen dieser Produktionslücke. Während die Bedenken hinsichtlich der Art und Weise, wie das Produktionspotenzial (und damit die Produktionslücke) geschätzt wird, gut dokumentiert sind (z. B. Truger, 2015; Heimberger et al., 2017; Coibion et al. 2018; Fatas, 2019; Schuster et al. 2022), hat die Schätzung der Budgetelastizitäten bisher wenig Beachtung gefunden. Ein besonderer Kritikpunkt ist, dass der von der Europäischen Kommission verwendete Ansatz zur Schätzung der Budget-Semi-Elastizität, der sich auf technische Arbeiten der OECD stützt (Price et al. 2014), fast ausschließlich auf Einnahmekomponenten (Steuern und Sozialbeiträge) fokussiert (Heimberger und Schütz 2022). Auf der Ausgabenseite wird dagegen angenommen, dass nur die Ausgaben für Arbeitslosigkeit auf konjunkturelle Bedingungen reagieren (Mourre et al., 2019). Andere Teile des Staatshaushalts, wie verschiedene Komponenten der Sozialausgaben sowie der Gesundheitsausgaben, können jedoch ebenfalls von konjunkturellen Bedingungen beeinflusst werden (z. B. Darby und Melitz, 2008; Afonso und Jalles, 2013).

Darby und Melitz (2008) verweisen auf zwei Arten von Argumenten für einen Zusammenhang zwischen Gesundheits- und Sozialausgaben und dem Konjunkturzyklus. Einerseits haben Menschen in wirtschaftlich guten Zeiten, wenn die Arbeitslosigkeit niedrig ist, möglicherweise weniger Angst, sich krank zu melden. Zudem kann es für Menschen mit dauerhaften gesundheitlichen Problemen leichter sein, ihren Arbeitsplatz zu behalten, wenn es schwieriger ist, einen Ersatz zu finden. Schließlich würde eine höhere Kapazitätsauslastung auch mehr Arbeitsunfälle und damit höhere Gesundheitsausgaben bedeuten. Andererseits führen sie das Gegenargument an, dass "wenn Entlassungen während der Rezession zunehmen, die Menschen, die die Wahl haben, sich krank, arbeitsunfähig oder arbeitslos zu melden, ihre Entscheidung von der Rate und der Dauer des Lohnersatzes durch Sozialleistungen abhängig machen werden" (Darby und Melitz 2008: 720). Daher können die Ausgaben für Gesundheit und Soziales in Zeiten des wirtschaftlichen Abschwungs steigen und sich somit antizyklisch verhalten. Eine Reihe von weiteren Argumenten für die Antizyklizität lautet, dass Arbeitslosigkeit häufig mit psychischem Stress und sozialer Deprivation für die direkt und indirekt (Partner, Kinder) Betroffenen einhergeht (z. B. Paul und Moser 2009,

McClelland 2000) und daher zu steigenden Sozial- und Gesundheitsausgaben führen kann. Darüber hinaus kann die größere Angst, arbeitslos zu werden, auch mit Gesundheitsproblemen (z. B. Sverke et al. 2002) und Arbeitsunfällen zusammenhängen, letzteres weil sie sich negativ auf die Einhaltung von Sicherheitsstandards auswirken kann (Probst und Brubaker 2001).

Diese Studie testet die von der OECD und der Europäischen Kommission verwendete Methodik (im Folgenden: OECD-KOM-Ansatz), indem sie einen disaggregierten Blick darauf wirft, wie verschiedene Komponenten der österreichischen Staatsausgaben auf den Konjunkturzyklus reagieren. Anschließend erweitern wir das OECD-KOM-Basismodell, um die Auswirkungen von (kleinen) Variationen in den Daten und der Modellspezifikation zu bewerten und Probleme der Endogenität und möglicher dritter Faktoren, die Veränderungen der Staatsausgaben und der konjunkturellen Bedingungen beeinflussen, zu berücksichtigen (z. B. Heimberger 2023a). Dies beinhaltet die Einführung eines Instrumentvariablenansatzes, um Endogenitätsprobleme im Zusammenhang mit Staatsausgaben und Wirtschaftstätigkeit zu lösen, sowie die Betrachtung verschiedener Schätzzeiträume und die Prüfung verschiedener Maße des Konjunkturzyklus. Die Anwendung dieser verschiedenen Strategien liefert Ergebnisse über das konjunkturelle Verhalten der Staatsausgaben für verschiedene Komponenten der Ausgaben für Soziales und Gesundheit. Abschließend werden die Auswirkungen dieser Ergebnisse auf die Verwendung von Budgetelastizitäten in fiskalischen Prognosen und Fiskalregeln diskutiert.

2. Literatur

Dutzende von Arbeiten haben das zyklische Verhalten der Fiskalpolitik untersucht (z. B. Gavin und Perotti 1997; Mawejje und Odhiambo 2022; Gootjes und de Haan 2022; Heimberger 2023b). Eine umfangreiche Literatur befasst sich speziell mit der Konjunkturabhängigkeit der Staatsausgaben (z. B. Alesina et al. 2008; Ilzetzki und Vegh 2008; Fatas und Mihov 2012; Jalles 2021). Die Literatur über das konjunkturelle Verhalten von Gesundheits- und Sozialausgaben ist im Vergleich dazu kleiner, aber auch dort gibt es einige relevante Papiere.

Darby und Melitz (2008) schätzen Ausgabenelastizitäten für OECD-Länder anhand von Daten aus den Jahren 1982 bis 2003. Sie kommen zu dem Ergebnis, dass nicht nur die Ausgaben für Arbeitslosigkeit auf den Konjunkturzyklus reagieren, sondern auch eine Reihe anderer Kategorien von Sozial- und Gesundheitsausgaben (Gesundheit, Pension, Arbeitsunfähigkeit und Krankengeld) antizyklisch reagieren. Darby und Melitz (2008) führen sowohl Panel-Regressionen als auch länderspezifische Regressionen durch. Für die Panel-Regression verwenden sie 3SLS mit Fixed-Effects für Zeit und Länder. Als Instrumente verwenden sie die aktuellen Werte der Ölpreisinflation, die vergangenen Werte der Ausgaben/Einnahmen-Variable, das OECD-BIP, die eine Periode zurückliegende Veränderung der nicht erwerbstätigen Bevölkerung und die aktuelle Veränderung der Exporte in Prozent des BIP.

Afonso und Jalles (2013) verwenden ein Panel von entwickelten und aufstrebenden Volkswirtschaften für den Zeitraum 1970-2008. Sie stellen fest, dass sich einige Ausgabenkategorien azyklisch verhalten, während sich die Gesamtausgaben und die Ausgaben für soziale Sicherheit und Wohlfahrt antizyklisch bewegen. Um Endogenitätsprobleme zu lösen, verwenden sie einen SYS-GMM-Schätzer, bei dem vergangene Werte der Regressoren als Instrumente dienen. Furceri (2010) berichtet, dass die Ausgaben für Alter, Gesundheit und Arbeitslosigkeit am meisten zur Glättung von Produktionsschocks in den OECD-Ländern im Zeitraum 1980-2005 beitragen. Abbott und Jones (2012) kommen zum Schluss, dass die Gesamtsozialausgaben in den OECD-Ländern im Zeitraum 1980-2005 nicht auf zyklische Bedingungen reagieren, da die Antizyklizität durch Grenzen der öffentlichen Kreditaufnahme und die politische Polarisierung eingeschränkt wird. D'Addio (2015) legt Panel-Regressionen für 20 OECD-Länder im Zeitraum 1982-2011 vor; das Hauptergebnis ist, dass die Sozialausgaben in Rezessionen stärker antizyklisch sind als in Aufschwungsphasen. Ayala-Canon et al. (2022) untersuchen die Konjunkturabhängigkeit der Sozialausgaben in den OECD-Ländern für 35 OECD-Länder im Zeitraum 1980-2013 und stellen fest, dass die Sozialausgaben während der globalen Finanzkrise am stärksten antizyklisch waren. Arze del Granado et al. (2013) finden, dass die staatlichen Gesundheitsausgaben in Entwicklungsländern prozyklisch, in fortgeschrittenen Volkswirtschaften jedoch azyklisch sind. Galeano et al. (2021) verwenden Paneldaten für 131 Länder im Zeitraum 1980-2019; sie stellen fest, dass die Ausgaben für die Arbeitslosenversicherung und die Sozialversicherung wichtige Determinanten für die Konjunkturabhängigkeit der gesamten Staatsausgaben sind.

Dieser Überblick deutet darauf hin, dass in der Literatur keine vollständige Einigkeit über die Konjunkturabhängigkeit der Sozialausgaben herrscht. Während mehrere Studien durchschnittliche Auswirkungen auf der Grundlage von Panel-Regressionen berichten, ist ein wichtiger Aspekt jener, dass

die Zyklizität der öffentlichen Ausgaben von Land zu Land unterschiedlich sein kann. Im Gegensatz zu den in diesem Abschnitt untersuchten Studien beziehen wir neuere Daten (bis zum Jahr 2020, wobei wir in einem Robustheitstest das Jahr 2020 - das erste Jahr der Covid19-Pandemie - ausschließen) ein und wenden die im OECD/KOM-Ansatz verwendete Methodik an, die für die Schätzung der Ausgabenreaktionen auf zyklische Bedingungen politisch relevant ist. Außerdem beruhen unsere Ergebnisse auf länderspezifischen Regressionen, womit potentiell unterschiedliches zyklisches Verhalten in den einzelnen Ländern berücksichtigt wird. Um die Annahme zu testen, dass nur die Ausgaben für Arbeitslosigkeit konjunkturabhängig sind, trennen wir verschiedene Kategorien von Sozialausgaben (Alter, Krankheit und Behinderung, Wohnen, Arbeitslosigkeit usw.) und gehen damit über die bestehende Literatur hinaus, die hauptsächlich die Konjunkturabhängigkeit der gesamten Sozialausgaben untersucht hat.

3. Der OECD/KOM-Ansatz zur Schätzung von Budgetelastizitäten

Bei den Budgetelastizitäten stützt sich die Europäische Kommission auf die von der OECD entwickelte Schätzmethodik (Mourre et al. 2019; Price et al., 2014; Girouard und Andre, 2005). Auf der Einnahmeseite werden Einkommenssteuern auf Löhne, Selbstständigeneinkommen, Kapitaleinkommen und Unternehmenseinkommen sowie Sozialversicherungsbeiträge und indirekte Steuern berücksichtigt. Auf der Ausgabenseite berücksichtigt der OECD-KOM-Ansatz jedoch nur die Ausgaben für Arbeitslosigkeit; alle anderen Staatsausgaben werden als konjunkturunabhängig angenommen. Die Schätzung der Reaktion einer bestimmten Komponente des Staatshaushalts erfolgt in zwei Schritten: Im ersten Schritt wird die Sensitivität der Haushaltskomponente gegenüber der jeweiligen fiskalischen Basis (z. B. der aggregierte Bruttobetriebsüberschuss im Falle der Unternehmenssteuern) gemessen. Im Falle der Ausgaben für die Arbeitslosigkeit wird diese Elastizität einfach als gleich 1 angenommen.¹ Im zweiten Schritt schätzt die OECD/KOM-Methode die Sensitivität der Steuerbasis in Bezug auf die Produktionslücke. Sobald beide Elastizitäten ermittelt wurden, können sie kombiniert werden, um die Elastizität einer Haushaltskomponente in Bezug auf die Produktionslücke zu ermitteln (siehe hierzu Mourre et al., 2014, Price et al., 2014; Mourre et al., 2019).²

$$\Delta \ln \left(\frac{B_t}{y_t^*} \right) = c + \alpha \Delta \ln \left(\frac{y_t}{y_t^*} \right) + \lambda \ln \left(\frac{B_{t-1}}{y_{t-1}^*} \right) - \beta \ln \left(\frac{y_{t-1}}{y_{t-1}^*} \right) + u_t \quad (1)$$

Dabei bezeichnet B die interessierende Variable (in diesem Fall das nominale Maß einer bestimmten fiskalischen Basis), y^* ist das reale Produktionspotenzial und y das reale BIP. In der gesamten Studie verwenden wir Großbuchstaben für nominale Werte und Kleinbuchstaben für reale Werte. Im Falle der Ausgaben für Arbeitslosigkeit — die einzige Ausgabenkomponente, die im OECD/KOM-Ansatz als konjunktursensitiv berücksichtigt wird — wird die Arbeitslosenquote (u) als fiskalische Basis verwendet.³ Hier wird die *die Lohninflation nicht beschleunigende Lohnrate der Arbeitslosigkeit (NAWRU)* zu Normalisierungszwecken verwendet:

$$\Delta \ln \left(\frac{u_t}{NAWRU_t} \right) = c + \alpha \Delta \ln \left(\frac{y_t}{y_t^*} \right) + \lambda \ln \left(\frac{u_{t-1}}{NAWRU_{t-1}} \right) - \beta \ln \left(\frac{y_{t-1}}{y_{t-1}^*} \right) + u_t \quad (2)$$

Beim Vergleich von Gleichung (1) mit dem Ansatz von Darby und Melitz (2008) fällt auf, dass die OECD zur Normalisierung der interessierenden Variablen das Produktionspotenzial und nicht die tatsächliche Produktion verwendet und dass sie anstelle des nominalen Wertes den realen Wert verwendet. Die Heranziehung des realen Produktionspotenzials erscheint hier merkwürdig, wenn man bedenkt, dass die interessierende Variable (B) eigentlich nominal angegeben ist. Wir werden auf diese Frage weiter unten zurückkommen.

¹ Die gleiche Annahme wird für indirekte Steuern verwendet.

² Die OECD nennt zwei weitere mögliche Spezifikationen, nämlich eine GLS-Schätzung, bei der für die Autokorrelation in den Residuen kontrolliert wird, und ein Fehlerkorrekturmodell. Die genannte Spezifikation, die fast immer bevorzugt wird, ist eine Kombination dieser beiden Ansätze (siehe Price et al., 2014, S. 40).

³ Da im zweiten Schritt davon ausgegangen wird, dass die Elastizität der Ausgaben für die Arbeitslosigkeit in Bezug auf die fiskalische Basisgröße (d. h. die Arbeitslosenquote) gleich 1 ist, ist die erstellte Schätzung auch diejenige, die in die endgültige Semi-Elastizität eingeht.

4. Öffentliche Ausgaben und der Konjunkturzyklus

Im Folgenden schätzen wir die Elastizitäten der Staatsausgaben nach der OECD/KOM-Methode (Mourre et al. 2019; Price et al. 2014) für Österreich und vergleichen die Ergebnisse mit jenen für Deutschland. Ergebnisse für andere EU-Länder werden in Arsenev et al. (2023) berichtet. Detaillierte Informationen zu den verwendeten Daten sind in Tabelle A1 in Anhang A zu finden. Unsere Vorgehensweise besteht darin, von der OECD-KOM-Spezifikation auszugehen und dann kleine Änderungen an Daten und Spezifikationsdetails vorzunehmen, um zu prüfen, wie sensitiv die Elastizitätsschätzungen sind. Diese Robustheitsanalyse ist wichtig, da die Schätzungen der Budgetelastizitäten für fiskalische Prognosen verwendet werden und in die Berechnungen des fiskalischen Spielraums in nationalen und europäischen Fiskalregeln eingehen. Die folgenden Unterkapitel beschreiben jeweils diese verschiedenen Spezifikationen, gefolgt von einer gesammelten Präsentation der Ergebnisse für den gesamten Datenzeitraum sowie — als weiterer Robustheitstest — für leicht verkürzte Samples.

4.1. AUSGANGSLAGE (CLS_REAL)

Im Gegensatz zum OECD/KOM-Ansatz verwenden wir jedoch einen längeren und aktuelleren Zeitraum (1995-2020), da Price et al. (2014) sich nur auf Beobachtungen im Zeitraum 1990-2013 stützen. Während wir in der Lage sind, die Elastizitäten der Produktionslücke für das Arbeitnehmerentgelt (*WAGE*), den Bruttobetriebsüberschuss der Unternehmen (*GOSC*) und die Arbeitslosenquote (*U_Rt*) zu reproduzieren, sind Daten für Kapitaleinkommen und Einkommen von Selbstständigen nicht öffentlich verfügbar. Daher führen wir *Conditional Least Square (CLS)* Regressionen mit einem Fehlerkorrekturterm durch und kontrollieren für die Autokorrelation erster Ordnung in den Residuen.

Im Folgenden schätzen wir die Elastizitäten der Gesundheitsausgaben und verschiedener Kategorien von Sozialausgaben in Bezug auf die Produktionslücke. Wir tun dies, um die OECD-KOM-Annahme zu testen, dass nur die Ausgaben für Arbeitslosigkeit auf den Konjunkturzyklus reagieren. Da die zugrundeliegende Basisgröße dieser Ausgabenkategorien nicht auf einen einzigen Posten reduziert werden kann, schätzen wir ihre Reaktion auf die Produktionslücke direkt (mit der Ausgabenkategorie als unabhängiger Variable). Dies bedeutet, dass wir die folgende *CLS* Regression (inkl. Fehlerkorrekturterm und Kontrolle für Autokorrelation erster Ordnung in den Residuen) durchführen:

$$\Delta \ln \left(\frac{B_t}{y_t^*} \right) = c + \alpha \Delta \ln \left(\frac{y_t}{y_t^*} \right) + \lambda \ln \left(\frac{B_{t-1}}{y_t^*} \right) - \beta \ln \left(\frac{y_{t-1}}{y_{t-1}^*} \right) + u_t \quad (3)$$

wobei *B* die interessierende Variable (d. h. die jeweilige Ausgabenkategorie) bezeichnet.

4.2. NOMINELLES PRODUKTIONSPOTENTIAL (CLS_NOM)

Die OECD-KOM-Methodik verwendet einen realen Wert (Produktionspotenzial y^*) zur Normalisierung der nominalen Werte in Gleichung (1). Dies führt zu einem deutlichen Aufwärtstrend in der resultierenden Regressionsvariable, weil der Zähler mit der Inflation wächst, der Nenner aber nicht.⁴ Verwendet man das nominale Produktionspotential, so wird die Inflation auch im Nenner berücksichtigt und die resultierende Variable ist stabiler.⁵ Daher passen wir den OECD-KOM-Rahmen leicht an, indem wir das nominale Produktionspotenzial zur Normalisierung der Ausgabenkategorien und der Variablen für die Steuerbemessungsgrundlage verwenden:⁶

$$\Delta \ln \left(\frac{B_t}{Y_t^*} \right) = c + \alpha \Delta \ln \left(\frac{y_t}{y_t^*} \right) + \lambda \ln \left(\frac{B_{t-1}}{Y_{t-1}^*} \right) - \beta \ln \left(\frac{y_{t-1}}{y_{t-1}^*} \right) + u_t \quad (4)$$

4.3. ALTERNATIVES MAß FÜR DIE PRODUKTIONSLÜCKE (CLS_POP)

Der OECD/KOM-Ansatz verwendet das Produktionspotenzial, um alle an der Regression beteiligten Variablen zu normalisieren. Es hat sich allerdings gezeigt, dass die Schätzungen des Produktionspotenzials der Europäischen Kommission und anderer Organisationen eine prozyklische Verzerrung aufweisen, d. h. die Korrektur erfolgt tendenziell in dieselbe Richtung wie die Veränderung des Konjunkturverlaufs (z. B. Heimberger und Kapeller 2017; Fatas 2019; Coibion et al. 2018).⁷ Um auf diese Kritik zu reagieren, verwenden wir ein alternatives Maß: die Summe aus Erwerbstätigen (E) und Selbstständigen (SE) als Anteil an der Gesamtbevölkerung im erwerbsfähigen Alter (P_{15-64}). Abbildung 1 vergleicht den Verlauf dieses Maßes mit dem OECD-Maß für die Produktionslücke, während Abbildung 2 die jährlichen Veränderungen dieser Größen wiedergibt. Der Vorteil davon, das von der Europäischen Kommission/OECD gemessene Produktionspotenzial durch die Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter zu ersetzen, besteht darin, dass letztere weniger endogen ist.⁸ Wir haben uns für dieses Maß entschieden, da Mason et al. (2021) gezeigt haben, dass die Erwerbsbeteiligung, insbesondere von weniger privilegierten Gruppen, stark von den wirtschaftlichen Bedingungen beeinflusst wird: Wenn der Arbeitsmarkt stark ausgelastet ist, werden mehr Menschen in die Erwerbsbevölkerung gezogen, da sich die Aussichten für weniger privilegierte Gruppen verbessern. Das Regressionssetup wird in Abbildung 3 veranschaulicht: Gemessen wird die Auswirkung unseres Konjunkturmaßes auf die interessierende Variable normalisiert durch das Maß für die Produktionskapazität (die Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter), illustriert durch den hervorgehobenen Pfeil. Hier entstehen nun folgende zwei Probleme: Das erste bezieht sich auf den demografischen Wandel, der eine dritte Variable darstellt, die möglicherweise beide Variablen beeinflusst (siehe linkes Bild). Um diesen Einfluss herauszunehmen, verwenden wir Kontrollvariablen für den Anteil der Bevölkerung über (>64) und unterhalb (<15) des erwerbsfähigen Alters (siehe rechtes Bild). Das zweite Problem ist auch in der ursprünglichen OECD/KOM-Methode

⁴ Ein Problem, das sich noch verschärfen würde, wenn die hohen Inflationsraten, die zum Zeitpunkt der Erstellung dieser Studie vorherrschen, Teil der Stichprobe wären.

⁵ Der Ljung-Box Test für Autokorrelation in den Residuen kann überdies für die Ausgangsspezifikation (GLS_{real}) die Nullhypothese von Autokorrelation in den Residuen meist nicht verwerfen.

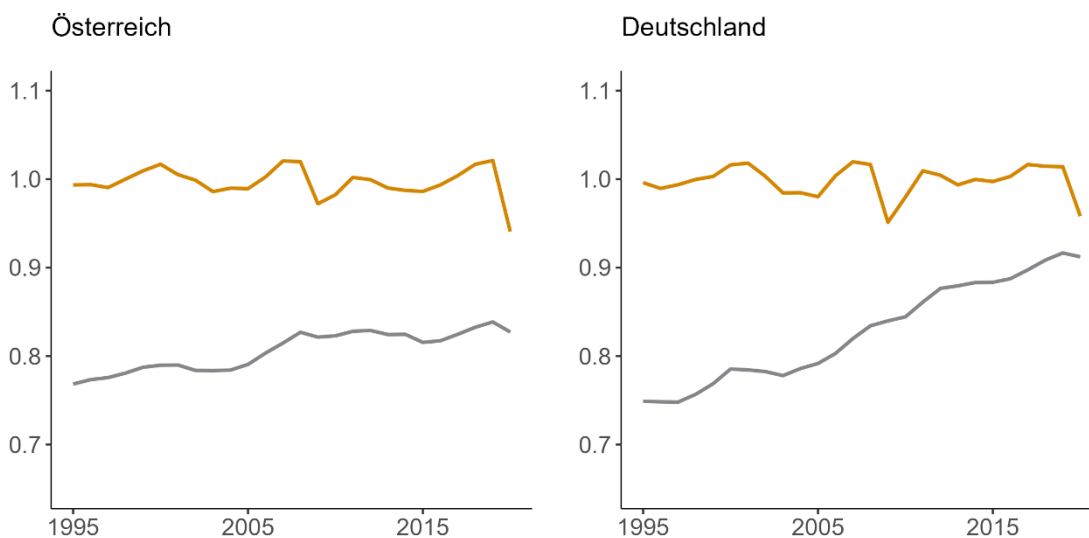
⁶ Wenn wir in allen Nennern Y^* anstelle von y^* haben wollten, könnten wir in Gleichung (4) y/y^* mit Y/Y^* ersetzen. Das Ergebnis wäre das Gleiche, da gilt $Y/Y^* = (y \cdot P)/(y^* \cdot P) = Y/Y^*$.

⁷ Ein wesentlicher Grund dafür ist, dass die Schätzungen der strukturellen Arbeitslosigkeit, die eine wichtige Komponente der Berechnung des Produktionspotenzials sind, weitgehend der beobachteten Entwicklung der tatsächlichen Arbeitslosigkeit folgen (Heimberger et al. 2017).

⁸ Die Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter reagiert kurzfristig nicht auf Veränderungen der aktuellen Arbeitslosigkeit. Mittelfristig könnte sie jedoch reagieren, da die Arbeitsmarktbedingungen die Wanderungsmuster beeinflussen können.

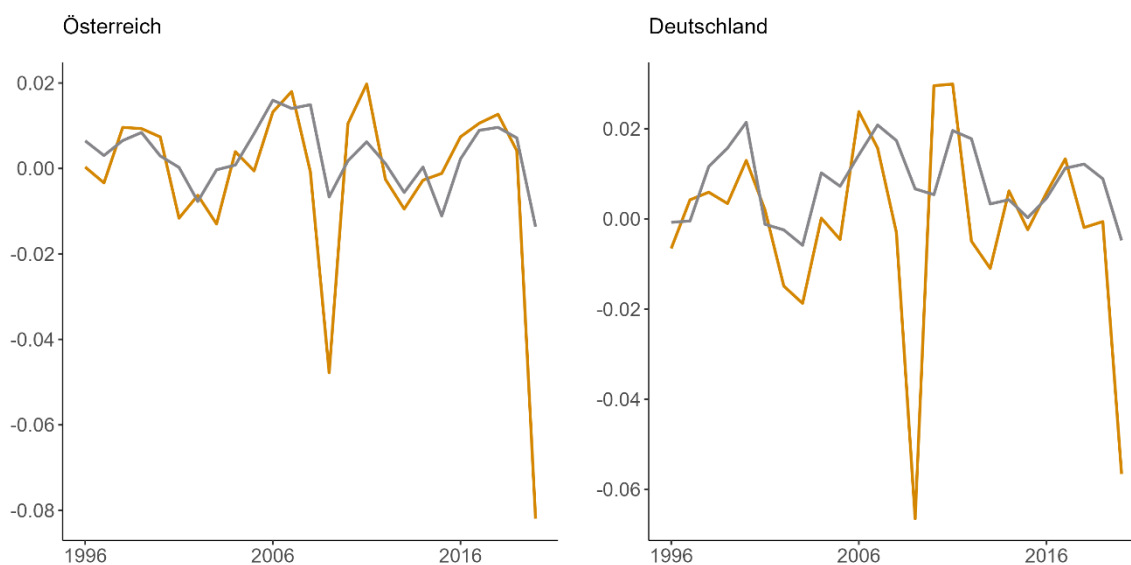
präsent, nämlich die umgekehrte Kausalität, die sich daraus ergibt, dass unsere Variable von Interesse den Konjunkturzyklus über den Einkommens-/Konsumnachfragekanal beeinflusst (siehe linkes Bild). Wir bleiben vorerst bei der ursprünglichen Methodik ohne Instrumentalvariablen, was bedeutet, dass wir diesen Kanal nicht adressieren. Allerdings befassen wir uns im nächsten Abschnitt damit, wenn wir Exporte (normalisiert durch die Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter) als Instrument für das Konjunkturmaß verwenden (siehe rechtes Bild).

Abbildung 1 / Summe aus Beschäftigten und Selbständigen im Verhältnis zur Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter (grau), Produktionslücke gemäß OECD/KOM (gelb)



Daten: AMECO, eigene Berechnungen

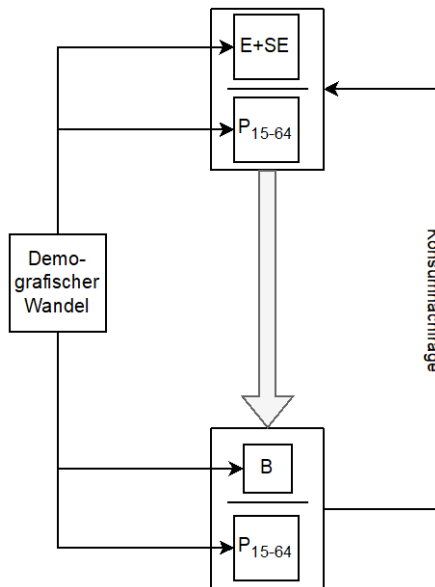
Abbildung 2 / Veränderung der (logarithmierten) Summe aus Beschäftigten und Selbständigen im Verhältnis zur Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter (grau), Produktionslücke gemäß OECD/KOM (gelb)



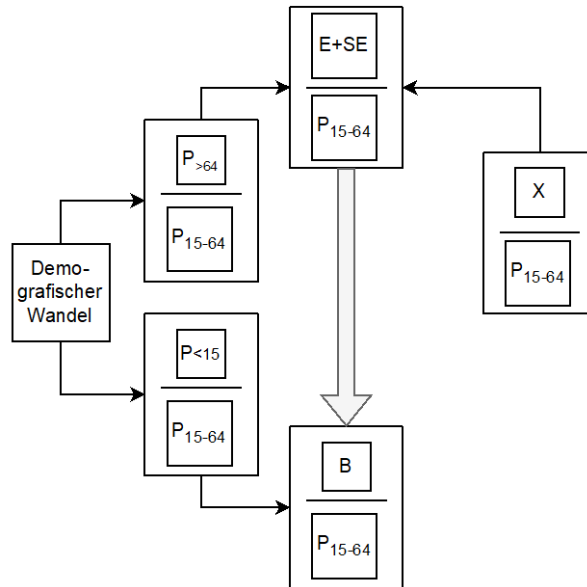
Daten: AMECO, eigene Berechnungen

Abbildung 3 / Regression unter Verwendung der Summe aus Erwerbstätigen und Selbstständigen als Anteil der Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter

Ohne Instrument und Kontrollvariablen



Mit Instrumenten und Kontrollvariablen



Anmerkung: E... Erwerbstätige, SE... Selbstständige, P15-64... Bevölkerung zwischen 15-64, P>64... Bevölkerung über 64, P<15... Bevölkerung unter 15, B... Variable von Interesse in nominalen Werten, X... nom. Exporte.

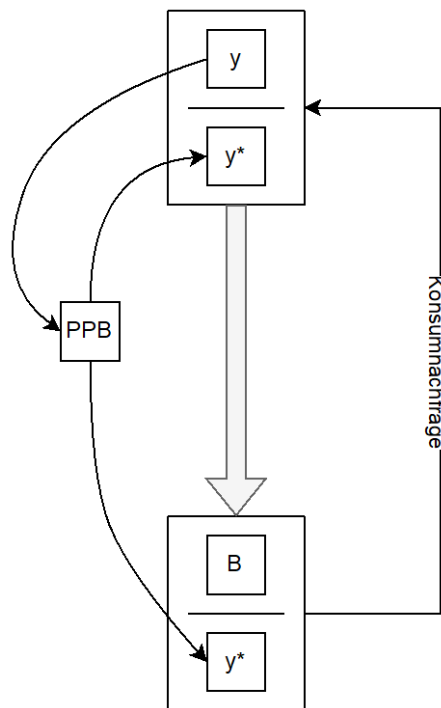
4.4. INSTRUMENTVARIABLEN (2SLS_REAL, 2SLS_NOM, 2SLS_POP)

Der OECD-KOM-Ansatz geht nicht auf Endogenitätsprobleme ein. Das Problem der Endogenität hängt sowohl mit den Steuerbasis- als auch mit den Ausgabenvariablen zusammen, was in Abbildung 4 veranschaulicht wird: Eigentlich wollen wir die Auswirkungen unseres Konjunkturmaßes (des Verhältnisses von Produktion zu Produktionspotenzial) auf unsere durch das Produktionspotenzial normalisierte Variable von Interesse messen (der hervorgehobene Pfeil). Gleichzeitig wirkt sich jedoch eine Änderung dieser Variable (z. B. Sozialausgaben oder Lohneinkommen) über den Einkommens-/Konsumnachfragekanal auf das Konjunkturmaß aus, wie im linken Bild dargestellt.⁹ Um diesen Feedbackkanal zu adressieren, führen wir nominale Exporte, normalisiert durch das reale Produktionspotenzial, als Instrument für unser Konjunkturmaß ein (siehe rechtes Bild). Das linke Bild in Abbildung 4 veranschaulicht auch das zweite Problem im Zusammenhang mit der OECD/KOM-Standardmethode, nämlich dass das Produktionspotenzial aufgrund von Problemen im Zusammenhang mit der verwendeten Berechnungsmethode (hier bezeichnet als *Berechnungsmethode für das Produktionspotential*, *BPP* in Abbildung 4) eine prozyklische Verzerrung aufweist (für eine Diskussion siehe Heimberger et al., 2017; siehe auch Fußnote 7). Der Konjunkturzyklus beeinflusst das Ergebnis also über einen zusätzlichen Kanal, was zu einer Verzerrung der Ergebnisse führt. Leider können wir diesen Feedbackkanal im bestehenden Setup nicht berücksichtigen (daher ist er auch im rechten Bild zu sehen), aber er veranschaulicht die Motivation für die Verwendung eines alternativen Maßes für das Produktionspotenzial im vorherigen Abschnitt (vgl. Abbildung 3).

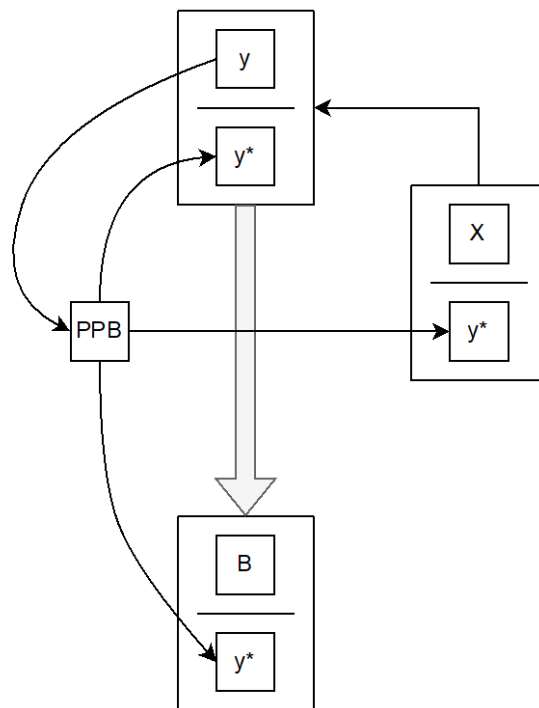
⁹ Zu den Auswirkungen der Sozialausgaben auf das BIP siehe z. B. Furceri und Zdzienicka (2012).

Abbildung 4 / Regressionsrahmen

Ohne Instrument



Mit Instrument



Anmerkung: y ...reales BIP, y^* ...reales Produktionspotenzial, B ... interessierende Variable in nominalen Werten, PPB...Methode der Kommission zur Berechnung des Produktionspotentials.

Wie besprochen gehen wir also das Endogenitätsproblem an, indem wir die Produktionslücke innerhalb einer *2-Stage-Least Square (2SLS)* Regression mit den nominalen Exporten als Anteil des realen Produktionspotentials (X/y^*) instrumentieren. Nominale Exporte sollten ein gutes Instrument sein, da sie eine wichtige Determinante für Konjunkturschwankungen (und damit auch für die Produktionslücke) sind, aber gleichzeitig (zumindest kurzfristig) nicht von Effekten der Inlandsnachfrage beeinflusst werden, wie sie durch Änderungen des Einkommens des privaten Sektors verursacht werden.^{10 11}

¹⁰ Mittelfristig können sich Binnennachfrageeffekte über Auslandsnachfrageeffekte, die sich aus der damit einhergehenden höheren Importnachfrage ergeben, auf die Exporte auswirken. Darby und Melitz (2008) verwenden ebenfalls nominale Exporte als eines ihrer Instrumente.

¹¹ Die statistischen Tests verwerfen in fast allen Spezifikationen die Nullhypothese, dass das Instrument schwach ist.

4.5. ERGEBNISSE

Die Ergebnisse deuten (siehe Tabellen 1 und 2) weder für die österreichischen noch für die deutschen Gesundheitsausgaben (*HEAL*) auf systematisches konjunkturelles Verhalten hin. Anders sieht dies mit den Sozialausgaben (*SOC*) aus, die über fast alle Spezifikationen hinweg signifikante negative Koeffizienten aufweisen. Laut unseren Ergebnissen ist für Österreich ein Rückgang der Konjunktur um 1 Prozentpunkt (sinkende Produktionslücke) mit einem Anstieg der nominalen Sozialausgaben im Verhältnis zum Produktionspotenzial um bis zu 0,62 Prozentpunkte verbunden (*2SLS_nom*, siehe Tabelle 1). Für Deutschland wären dies sogar bis zu 1,04 Prozentpunkte (*2SLS_real*, siehe Tabelle 1).¹² Allerdings ist dieser Effekt sehr stark von den Ausgaben für Arbeitslosigkeit getrieben: Nimmt man letztere aus den Sozialausgaben heraus (*SOC**), so werden diese nur noch jeweils von einer Spezifikation als signifikant ausgewiesen. Von den einzelnen Ausgabenkategorien erweisen sich die Ausgaben für Arbeitslosigkeit (*U_Sp*) in beiden Ländern über die verschiedenen Spezifikationen hinweg als sehr signifikant antizyklisch. So deuten unsere Ergebnisse darauf hin, dass ein Rückgang der Konjunktur um 1 Prozentpunkt von einem Anstieg der Ausgaben für Arbeitslosigkeit im Verhältnis zum Produktionspotential von bis zu 5,74 Prozentpunkte in Österreich (*2SLS_real*, siehe Tabelle 1) bzw. 4,26 Prozentpunkte in Deutschland (*CLS_real*, siehe Tabelle 1) begleitet ist. Die anderen Ausgabenklassen zeigen hingegen kaum signifikante Reaktionen. Einzige Ausnahme bilden die Ausgaben für Familien in Deutschland, die hier, mit Ausnahme einer Spezifikation, signifikant antizyklisch ausgewiesen werden. Demnach könnte ein Rückgang der Konjunktur um 1 Prozentpunkt hier mit einem Anstieg der Ausgaben für Familien im Verhältnis zum Produktionspotential von bis zu 1,68 Prozentpunkte einhergehen (*CLS_real*, siehe Tabelle 1). Interessanterweise finden wir für Österreich hier keinen ähnlichen Schätzwert. Lohneinkommen und Nettobetriebsüberschuss zeigen schließlich, zum Vergleich, das zu erwartende signifikante prozyklische, bzw. die Arbeitslosenrate (*U_Rt*) das erwartete antizyklische Verhalten. Ausnahmen gibt es hier lediglich bei der Verwendung des alternativen Maßes für die Produktionslücke (*CLS_pop*, *CLS_pop*) und für den Nettobetriebsüberschuss (*GOSC*).

¹² Die Regressionen für unser alternatives Konjunkturmaß (selbstständig und unselbstständig Erwerbstätige als Anteil der Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter, siehe *CLS_pop* und *2SLS_pop* in Tabelle 5) liefern teilweise höhere Koeffizienten als in den anderen Regressionen. Allerdings können die Effektgrößen nicht direkt verglichen werden, da in diesem Fall die interessierende Variable durch die Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter normalisiert wird, während in den anderen Regressionen hierfür das Produktionspotential verwendet wird.

Tabelle 1 / Ergebnisse für die Produktionslücken-Koeffizienten über die verschiedenen Spezifikationen

Code	Type	HEAL	SOC	SOC*	FAM	HOU	OLD	SICK	SURV	U_Sp	U_Rt	WAGE	GOSC
AT	CLS_real	-0.09 (0.17)	-0.5*** (0.13)	-0.19 (0.11)	-1.07** (0.33)	-0.56 (0.88)	-0.13 (0.1)	-0.02 (0.36)	-0.05 (0.08)	-4.79*** (0.59)	-4.31*** (0.79)	0.61*** (0.07)	0.67* (0.3)
	CLS_nom	-0.05 (0.17)	-0.5*** (0.12)	-0.19 (0.11)	-0.69 (0.4)	-0.11 (0.9)	-0.13 (0.13)	0.19 (0.33)	0.05 (0.08)	-4.65*** (0.53)	-4.31*** (0.79)	0.6*** (0.07)	0.91*** (0.26)
	CLS_pop	-0.06 (0.43)	-0.6 (0.36)	0.03 (0.26)	-1.41 (1.05)	0.16 (2.14)	0.34 (0.24)	1.08 (1.09)	0.27 (0.15)	-8.05*** (1.96)	-11.91*** (1.65)	1.75*** (0.18)	1.62 (0.87)
	2SLS_real	0.02 (0.31)	-0.64* (0.26)	-0.29 (0.23)	-0.96 (0.61)	-1.02 (1.62)	-0.19 (0.21)	-1.39 (0.88)	-0.07 (0.17)	-5.74*** (1.14)	-6.08** (1.66)	0.5*** (0.11)	1.91* (0.77)
	2SLS_nom	0.06 (0.33)	-0.52* (0.22)	-0.19 (0.2)	-0.22 (0.75)	0.48 (1.84)	-0.24 (0.24)	-0.81 (0.7)	0.06 (0.16)	-5.23*** (0.96)	-6.17** (1.65)	0.51*** (0.12)	1.96* (0.69)
	2SLS_pop	0.26 (0.88)	-1.75 (1.02)	-0.79 (0.76)	-2.37 (2.67)	-2.74 (5.85)	-0.25 (0.53)	0.8 (4.1)	-0.05 (0.42)	-14.55 (7.83)	-17.34* (6.77)	1.83*** (0.34)	6.26* (2.4)

Code	Type	HEAL	SOC	SOC*	FAM	HOU	OLD	SICK	SURV	U_Sp	U_Rt	WAGE	GOSC
DE	CLS_real	-0.47 (0.27)	-0.75*** (0.16)	-0.19 (0.12)	-1.68*** (0.31)	0.14 (2.02)	-0.06 (0.11)	0.3 (0.22)	0.06 (0.14)	-4.26*** (0.55)	-3.21*** (0.4)	0.59*** (0.08)	1.19*** (0.28)
	CLS_nom	-0.45 (0.3)	-0.68*** (0.16)	-0.22 (0.12)	-1.67*** (0.33)	-0.01 (2.11)	-0.12 (0.1)	0.29 (0.22)	-0.03 (0.12)	-4.15*** (0.62)	-3.21*** (0.4)	0.58*** (0.1)	1.36*** (0.25)
	CLS_pop	-0.13 (0.46)	-1.48*** (0.3)	-0.68** (0.22)	-3.17* (1.45)	12.39 (7.08)	-0.44** (0.15)	-0.21 (0.6)	-0.14 (0.28)	-10.09*** (1.99)	-7.35*** (1.43)	1.22*** (0.18)	1.29 (1.52)
	2SLS_real	-0.34 (0.35)	-1.04*** (0.25)	-0.27 (0.18)	-1.68** (0.45)	-0.65 (2.78)	-0.07 (0.14)	0.22 (0.34)	0.11 (0.18)	-3.73*** (0.76)	-2.02** (0.57)	0.46*** (0.12)	1.13* (0.42)
	2SLS_nom	-0.29 (0.39)	-0.75** (0.21)	-0.18 (0.17)	-1.66** (0.48)	-0.22 (2.9)	-0.05 (0.15)	0.23 (0.33)	0.04 (0.17)	-3.64*** (0.8)	-1.99** (0.59)	0.55*** (0.14)	1.22** (0.41)
	2SLS_pop	-1.21 (1.47)	-5.08* (2.36)	-5.73 (11.95)	-9.12 (9.49)	11.05 (22.91)	-1.6 (2.71)	-0.76 (2.21)	-3.71 (5.49)	-23.17* (8.19)	-14.56* (6.52)	2.35* (0.82)	10.44 (5.52)

Anmerkungen: *p<0,05, **p<0,01, ***p<0. 001; HEAL...Gesundheitsausgaben, SOC...Sozialausgaben, SOC*...Sozialausgaben abzüglich der Ausgaben für Arbeitslosigkeit, FAM...Ausgaben für Familie und Kinder, HOU...Ausgaben für Wohnen, OLD...Ausgaben für Alter, SICK...Ausgaben für Krankheit und Invaliddität, SURV...Ausgaben für Hinterbliebenenrenten, U_Sp...Ausgaben für Arbeitslosigkeit, U_Rt...Arbeitslosenquote, WAGE...Arbeitnehmerentgelt, GOSC...Bruttobetriebsüberschuss der Kapitalgesellschaften; CLS_real...Conditional Least Squares mit Normalisierung durch das reale Produktionspotential, CLS_nom...Conditional Least Squares mit Normalisierung durch das nominale Produktionspotential, CLS_pop...Conditional Least Squares mit Normalisierung durch das alternative Maß für das Produktionspotential (selbstständig und unselbstständig Erwerbstätige als Anteil der Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter), 2SLS_real...2-Stage-Least-Squares mit Normalisierung durch das reale Produktionspotential, 2SLS_nom...2-Stage-Least-Squares mit Normalisierung durch das nominale Produktionspotential, 2SLS_pop...2-Stage-Least-Squares mit Normalisierung durch das alternative Maß für das Produktionspotential (selbstständig und unselbstständig Erwerbstätige als Anteil der Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter);

Daten: Eurostat (COFOG), AMECO, eigene Berechnungen

4.6. ROBUSTHEITSTEST: ERGEBNISSE FÜR VERKÜRZTE DATENZEITRÄUME

Ist der OECD-KOM-Ansatz robust gegenüber kleinen Änderungen im Erfassungsbereich? Im Folgenden reduzieren wir den Stichprobenumfang um eine Beobachtung, indem wir zuerst das Jahr 1995 (was die Stichprobe effektiv auf 1998-2020 reduziert) und dann das Jahr 2020 (was zu einer effektiven Stichprobe von 1997-2019 führt) ausschließen.

Tabelle 2 / Ergebnisse für die Produktionslücken-Koeffizienten über die verschiedenen Spezifikationen ohne das Jahr 1995

Code	Type	HEAL	SOC	SOC*	FAM	HOU	OLD	SICK	SURV	U_Sp	U_Rt	WAGE	GOSC
AT	CLS_real	-0.05 (0.16)	-0.55*** (0.11)	-0.22* (0.1)	-1.12*** (0.3)	-0.67 (0.89)	-0.15 (0.1)	-0.1 (0.35)	-0.05 (0.07)	-4.98*** (0.51)	-4.24*** (0.81)	0.6*** (0.07)	0.71* (0.3)
	CLS_nom	0 (0.17)	-0.5*** (0.12)	-0.18 (0.11)	-0.76* (0.38)	-0.11 (0.91)	-0.14 (0.12)	0.16 (0.36)	0.04 (0.08)	-4.79*** (0.48)	-4.24*** (0.81)	0.6*** (0.07)	0.89*** (0.26)
	CLS_pop	-0.14 (0.45)	-0.62 (0.34)	0.02 (0.24)	-1.61 (0.98)	0.16 (2.15)	0.32 (0.24)	0.69 (1.12)	0.27 (0.15)	-8.28*** (2)	-11.8*** (1.63)	1.72*** (0.16)	1.61 (0.89)
	2SLS_real	-0.05 (0.28)	-0.52* (0.2)	-0.21 (0.19)	-0.65 (0.55)	-0.94 (1.6)	-0.15 (0.19)	-1.12 (0.74)	0.04 (0.15)	-5.16*** (0.9)	-6.12** (1.61)	0.51*** (0.11)	1.84* (0.74)
	2SLS_nom	0.01 (0.31)	-0.45* (0.2)	-0.14 (0.19)	-0.08 (0.72)	0.46 (1.83)	-0.17 (0.22)	-0.74 (0.66)	0.07 (0.16)	-4.81*** (0.8)	-6.21** (1.59)	0.51*** (0.12)	1.9* (0.67)
	2SLS_pop	0.13 (0.91)	-1.46 (0.9)	-0.5 (0.63)	-1.91 (2.42)	-1.41 (5.55)	-0.17 (0.52)	0.43 (4.56)	0.06 (0.39)	-13.24 (7.21)	-17.33* (6.91)	1.9*** (0.32)	6.29* (2.51)

Code	Type	HEAL	SOC	SOC*	FAM	HOU	OLD	SICK	SURV	U_Sp	U_Rt	WAGE	GOSC
DE	CLS_real	-0.51 (0.26)	-0.76*** (0.17)	-0.19 (0.12)	-1.68*** (0.31)	0.14 (2.02)	-0.06 (0.11)	0.3 (0.22)	0.06 (0.14)	-4.26*** (0.55)	-3.2*** (0.39)	0.59*** (0.08)	1.19*** (0.29)
	CLS_nom	-0.5 (0.29)	-0.67*** (0.16)	-0.22 (0.12)	-1.67*** (0.33)	-0.01 (2.11)	-0.12 (0.1)	0.29 (0.22)	-0.03 (0.12)	-4.15*** (0.62)	-3.2*** (0.39)	0.59*** (0.1)	1.36*** (0.26)
	CLS_pop	-0.34 (0.53)	-1.6*** (0.35)	-0.68** (0.22)	-3.17* (1.45)	12.39 (7.08)	-0.44** (0.15)	-0.21 (0.6)	-0.14 (0.28)	-10.09*** (1.99)	-6.03** (1.88)	1.14*** (0.19)	1.6 (1.65)
	2SLS_real	-0.32 (0.34)	-1.04*** (0.26)	-0.27 (0.18)	-1.68** (0.45)	-0.65 (2.78)	-0.07 (0.14)	0.22 (0.34)	0.11 (0.18)	-3.73*** (0.76)	-2.17*** (0.5)	0.48*** (0.11)	1.13* (0.43)
	2SLS_nom	-0.26 (0.38)	-0.75** (0.22)	-0.18 (0.17)	-1.66** (0.48)	-0.22 (2.9)	-0.05 (0.15)	0.23 (0.33)	0.04 (0.17)	-3.64*** (0.8)	-2.17*** (0.52)	0.55*** (0.14)	1.22** (0.42)
	2SLS_pop	-1.3 (1.51)	-5.18* (2.41)	-5.73 (11.95)	-9.12 (9.49)	11.05 (22.91)	-1.6 (2.71)	-0.76 (2.21)	-3.71 (5.49)	-23.17* (8.19)	-14.6* (6.87)	2.35* (0.84)	10.31 (5.2)

Anmerkungen: *p<0,05, **p<0,01, ***p<0. 001; HEAL...Gesundheitsausgaben, SOC...Sozialausgaben, SOC*...Sozialausgaben abzüglich der Ausgaben für Arbeitslosigkeit, FAM...Ausgaben für Familie und Kinder, HOU...Ausgaben für Wohnen, OLD...Ausgaben für Alter, SICK...Ausgaben für Krankheit und Invalidität, SURV...Ausgaben für Hinterbliebenenrenten, U_Sp...Ausgaben für Arbeitslosigkeit, U_Rt...Arbeitslosenquote, WAGE...Arbeitnehmerentgelt, GOSC...Bruttobetriebsüberschuss der Kapitalgesellschaften; CLS_real...Conditional Least Squares mit Normalisierung durch das reale Produktionspotential, CLS_nom...Conditional Least Squares mit Normalisierung durch das nominale Produktionspotential, CLS_pop...Conditional Least Squares mit Normalisierung durch das alternative Maß für das Produktionspotential (selbstständig und unselbstständig Erwerbstätige als Anteil der Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter), 2SLS_real...2-Stage-Least-Squares mit Normalisierung durch das reale Produktionspotential, 2SLS_nom...2-Stage-Least-Squares mit Normalisierung durch das nominale Produktionspotential, 2SLS_pop...2-Stage-Least-Squares mit Normalisierung durch das alternative Maß für das Produktionspotential (selbstständig und unselbstständig Erwerbstätige als Anteil der Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter);

Daten: Eurostat (COFOG), AMECO, eigene Berechnungen

Eine Verkürzung des Samples um das Jahr 1995 hat im Grunde keine wirklichen Auswirkungen auf die Ergebnisse (siehe Tabelle 2). Der einzige nennenswerte Unterschied besteht darin, dass die Ausgaben für Familien und Kinder für die Basisspezifikation mit nominalem Produktionspotenzial als Normierungsgröße (*arima_nom*) nun signifikant antizyklisch ausgewiesen wird. Im Fall von Deutschland besteht der Grund dafür teilweise darin, dass keine Beobachtungen für dieses Jahr existieren (dies ist für die Variablen *FAM*, *SOC**, *HOU*, *OLD*, *SICK*, *SURV* und *U_Sp* der Fall).

Im Unterschied dazu hat das Exkludieren des letzten Jahres im Sample (2020) sehr wohl Auswirkungen (siehe Tabelle 3), was daran liegt, dass es sich hierbei um das erste Jahre der Covid19 Pandemie handelt. Die damalige Rezession unterscheidet sich insofern von anderen Rezessionen, als sie ihren Ursprung in einer Gesundheitskrise und nicht etwa in einer Finanzkrise hatte. Im Fall von Österreich führt diese Exklusion zum Resultat, dass die aggregierten Sozialausgaben (*SOC*) nur noch in einer einzigen Spezifikation einen signifikanten antizyklischen Verlauf aufweisen, während dies vorher in 4 von 6 Spezifikationen der Fall war. Für Deutschland ändert sich hingegen kaum etwas: Wiesen diese hier vorher in allen Spezifikationen einen signifikanten Einfluss auf, ist dies nun in 5 von 6 Spezifikationen der Fall. Auch größtenteils haben wir es mit ähnlichen Elastizitäten zu tun. Für beide Länder gilt weiterhin, dass sich dieser zyklische Einfluss vor allem durch die Ausgaben für Arbeitslosigkeit (*U_Sp*) ergibt: Sozialausgaben ohne Berücksichtigung der arbeitslosigkeitsbezogenen Ausgaben (*SOC**) wird in keiner Spezifikation als signifikant ausgewiesen. Für Österreich werden die Ausgaben für Familien (*FAM*), die zuvor für eine Spezifikation als signifikant aufschienen, nun über alle Spezifikationen als insignifikant ausgewiesen. Im Fall von Deutschland wird die antizyklische Tendenz von zuvor (signifikant in 5 von 6) etwas schwächer (signifikant in 4 von 6). Bei den anderen Ausgabenkategorien führt es für Österreich dazu, dass die Ausgaben für Alterspensionen sowie jene für Hinterbliebenenpensionen in jeweils einer Spezifikation (*arima_PCpop*) als signifikant aufscheinen. Im Fall von Deutschland verlieren die Ausgaben für Arbeitslosigkeit (*U_Sp*) sowie die Arbeitslosenrate (*U_Rt*) für die Spezifikation mit dem alternativen Maß und Instrumentierung (*ivreg_PCpop*) ihre vorherige Signifikanz.

Tabelle 3 / Ergebnisse für die Produktionslücken-Koeffizienten über die verschiedenen Spezifikationen ohne das Jahr 2020

Code	Type	HEAL	SOC	SOC*	FAM	HOU	OLD	SICK	SURV	U_Sp	U_Rt	WAGE	GOSC
AT	CLS_real	0.16 (0.25)	-0.37 (0.2)	-0.1 (0.17)	-0.49 (0.52)	-2.25 (1.19)	-0.1 (0.16)	-0.12 (0.59)	0.09 (0.11)	-3.97*** (0.8)	-5.79*** (1.03)	0.65*** (0.09)	1.8*** (0.35)
	CLS_nom	0.27 (0.26)	-0.34 (0.19)	-0.12 (0.18)	-0.21 (0.6)	-2.17 (1.53)	-0.06 (0.2)	-0.1 (0.52)	0.08 (0.13)	-3.01*** (0.77)	-5.79*** (1.03)	0.69*** (0.11)	1.82*** (0.33)
	CLS_pop	0.32 (0.44)	0.01 (0.25)	0.42 (0.24)	-0.14 (0.98)	-0.23 (2.36)	0.71*** (0.15)	0.66 (1.17)	0.5*** (0.13)	-5.68*** (1.42)	-11.96*** (1.7)	1.57*** (0.21)	1.76 (1)
	2SLS_real	0.05 (0.34)	-0.65* (0.29)	-0.3 (0.26)	-0.82 (0.75)	-1.53 (2.03)	-0.2 (0.23)	-1.6 (0.94)	-0.06 (0.21)	-5.73*** (1.39)	-6.77** (1.74)	0.51** (0.14)	2.15*** (0.53)
	2SLS_nom	0.1 (0.36)	-0.5 (0.29)	-0.19 (0.26)	-0.13 (0.81)	0.14 (2.48)	-0.26 (0.3)	-1.11 (0.81)	0.06 (0.18)	-4.98** (1.28)	-6.98*** (1.76)	0.51** (0.17)	2.48** (0.67)
	2SLS_pop	0.69 (1.04)	-1.3 (1.02)	-0.54 (0.84)	-1.55 (2.91)	-3.67 (7.07)	0.41 (0.43)	0.54 (4.47)	0.14 (0.42)	-13.13 (7.39)	-17.62* (7.22)	1.74*** (0.41)	7.45* (3.06)

Code	Type	HEAL	SOC	SOC*	FAM	HOU	OLD	SICK	SURV	U_Sp	U_Rt	WAGE	GOSC
DE	CLS_real	0 (0.27)	-0.87*** (0.2)	-0.28 (0.16)	-1.07** (0.34)	-1.7 (2.47)	-0.17 (0.13)	0.23 (0.26)	0.05 (0.16)	-3.39*** (0.6)	-2.82*** (0.46)	0.52*** (0.09)	1.33*** (0.34)
	CLS_nom	0.1 (0.28)	-0.55** (0.19)	-0.16 (0.14)	-0.95** (0.34)	-2.16 (2.44)	-0.07 (0.13)	0.27 (0.26)	0.06 (0.15)	-3.24*** (0.6)	-2.82*** (0.46)	0.59*** (0.12)	1.37*** (0.31)
	CLS_pop	0.39* (0.18)	-1.29*** (0.31)	-0.48** (0.18)	-1.1 (0.79)	10.53 (7.89)	-0.3* (0.15)	-0.26 (0.63)	-0.17 (0.26)	-7.69*** (1.58)	-6.25*** (1.56)	1.15*** (0.16)	0.55 (1.5)
	2SLS_real	-0.12 (0.34)	-1.17** (0.3)	-0.36 (0.23)	-1.23* (0.52)	-1.95 (3.23)	-0.13 (0.17)	0.11 (0.45)	0.13 (0.21)	-3.32*** (0.81)	-1.6* (0.62)	0.39** (0.12)	1.18* (0.49)
	2SLS_nom	-0.01 (0.37)	-0.71** (0.25)	-0.12 (0.2)	-1.13* (0.52)	-1.68 (3.29)	-0.01 (0.18)	0.19 (0.42)	0.06 (0.19)	-3.25** (0.87)	-1.55* (0.65)	0.54** (0.17)	1.18* (0.5)
	2SLS_pop	0.41 (0.91)	-7.36 (6.28)	-9.48 (55.54)	-5.77 (10.61)	7.97 (29.28)	2.96 (34.15)	-1.04 (2.52)	-3.39 (4.92)	-28.12 (18.53)	-13.01 (6.83)	2.22* (0.84)	10.87 (6.63)

Anmerkungen: *p<0,05, **p<0,01, ***p<0,001; HEAL...Gesundheitsausgaben, SOC...Sozialausgaben, SOC*...Sozialausgaben abzüglich der Ausgaben für Arbeitslosigkeit, FAM...Ausgaben für Familie und Kinder, HOU...Ausgaben für Wohnen, OLD...Ausgaben für Alter, SICK...Ausgaben für Krankheit und Invalidität, SURV...Ausgaben für Hinterbliebenenrenten, U_Sp...Ausgaben für Arbeitslosigkeit, U_Rt...Arbeitslosenquote, WAGE...Arbeitnehmerentgelt, GOSC...Bruttobetriebsüberschuss der Kapitalgesellschaften; CLS_real...Conditional Least Squares mit Normalisierung durch das reale Produktionspotential, CLS_nom...Conditional Least Squares mit Normalisierung durch das nominale Produktionspotential, CLS_pop...Conditional Least Squares mit Normalisierung durch das alternative Maß für das Produktionspotential (selbstständig und unselbstständig Erwerbstätige als Anteil der Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter), 2SLS_real...2-Stage-Least-Squares mit Normalisierung durch das reale Produktionspotential, 2SLS_nom...2-Stage-Least-Squares mit Normalisierung durch das nominale Produktionspotential, 2SLS_pop...2-Stage-Least-Squares mit Normalisierung durch das alternative Maß für das Produktionspotential (selbstständig und unselbstständig Erwerbstätige als Anteil der Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter);

Daten: Eurostat (COFOG), AMECO, eigene Berechnungen

5. Fazit

In diesem Papier wurde die Sensitivität der von der OECD und der Europäischen Kommission verwendeten Schätzmethodik zur Ermittlung der Elastizitäten der Staatsausgaben für Österreich und Deutschland für den Zeitraum 1995-2020 analysiert. Wir fanden für beide Länder, dass sich die Ausgaben für Soziales signifikant antizyklisch verhalten. Allerdings wird dies in beiden Ländern von den Ausgaben für Arbeitslosigkeit getrieben, welche sich stark anti-zyklisch verhalten. Im Fall von Deutschland fanden wir außerdem, dass die Ausgaben für Familien ebenfalls stark antizyklisch reagieren. Für Österreich hingegen konnten wir dies nicht feststellen.

Weiters können wir festhalten, dass der Ausschluss des Jahres 2020 aus der Stichprobe (d.h. des ersten Jahres der Covid-19-Pandemie) einen Einfluss auf die Ergebnisse hat. Letzteres wirft die Frage auf, wie die OECD/KOM-Methode robust mit erforderlichen Datenaktualisierungen umgehen kann, da Beobachtungen für einzelne Jahre die erzielten Ergebnisse erheblich beeinflussen können. Der OECD-KOM-Ansatz aktualisiert derzeit alle Budgetelastizitäten nur alle neun Jahre (siehe Mourre et al. 2019, S. 10). Dies kann dazu führen, dass veraltete Schätzungen der Ausgabenelastizitäten verwendet werden, was Auswirkungen auf die Budgetprognosen und die Schätzungen des fiskalischen Spielraums in nationalen und europäischen Fiskalregeln hat.

Die Berücksichtigung der Ausgaben für die Arbeitslosigkeit (der derzeitige Status quo der Kommission) hat zur Folge, dass nur ein kleiner Teil der Ausgabenseite tatsächlich in die Berechnung der konjunkturellen Auswirkungen auf das Defizit einfließt: Die Ausgaben für die Arbeitslosigkeit machen in Österreich und Deutschland aber jeweils nur 3 bzw. 4 Prozent der Gesamtausgaben aus. Im Gegensatz dazu machen die aggregierten Sozialausgaben, die durchweg als signifikant ausgewiesen werden, 41 % (Österreich) bzw. 43 % (Deutschland) der Gesamtausgaben aus.

Unsere Ergebnisse weichen insofern von jenen von Darby und Melitz (2008) ab, als diese feststellen, dass die Ausgaben für Gesundheit und Alter sowie für Arbeitsunfähigkeit und Krankengeld signifikantes zyklisches Verhalten zeigen. Afonso und Jalles (2013) stellen ebenfalls fest, dass sich die Gesamtausgaben und die Ausgaben für soziale Sicherheit und Wohlfahrt antizyklisch verhalten, während einige Ausgabenkategorien nicht zu reagieren scheinen. Allerdings verwenden sie in ihrer Studie ein Länderpanel, was hinsichtlich des Stichprobenumfangs eine bessere Voraussetzung ist, während unser Fokus auf die Anpassung des OECD/KOM-Ansatzes zur Ermittlung der Koeffizienten für einzelne Länder bedeutete, dass wir uns auf Regressionen für einzelne Länder beschränken mussten. Auch wenn der OECD/KOM-Ansatz in seinem Schätzverfahren keine Instrumente verwendet, haben wir jede Spezifikation mit und ohne Instrumente durchgeführt. Der geringe Stichprobenumfang, der auch die derzeit im OECD-KOM-Ansatz verwendeten Elastizitätsschätzungen belastet, beeinträchtigt die Zuverlässigkeit der Schätzungen erheblich. Dies ist insofern von Bedeutung, als die mit dem OECD-

KOM-Ansatz ermittelten Ausgabenelastizitäten in Budgetprognosen und Schätzungen des fiskalischen Spielraums in Rahmen von Fiskalregeln einfließen.¹³

Was die künftige Forschung betrifft, so muss die im OECD-KOM-Ansatz verwendete Annahme, dass die Haushaltselastizitäten im Zeitverlauf konstant sind, eingehender geprüft werden, z. B. durch die Verwendung von Schätzstrategien, die Schwankungen des Konjunkturverhaltens der staatlichen Ausgabenkomponenten im Zeitverlauf berücksichtigen. Es wäre auch lohnenswert, längere Datenstichproben für die Schätzung der Ausgabenelastizitäten zu verwenden, um den Stichprobenumfang zu erhöhen. Schließlich wäre es lohnenswert, das konjunkturelle Verhalten verschiedener Komponenten der Gesundheitsausgaben differenzierter zu betrachten.

¹³ Tabellen B3 und B4 in Anhang B zeigen die Veränderungen der strukturellen Finanzierungssalden im Kontext der EU-Fiskalregeln, wobei die Konjunkturabhängigkeit aller betrachteten Sozial- und Gesundheitsausgaben berücksichtigt wird.

Literatur

- Abbott, A., Jones, P. (2012): Budget deficits and social protection: Cyclical government expenditure in the OECD, *Economics Letters*, 117(3), 909-911.
- Afonso, A., Jalles, J. (2013): The cyclicity of education, health, and social security government spending, *Applied Economics Letters*, 20(7), 669-672.
- Alesina, A., Campante, F., Tabellini, G. (2008): Why is fiscal policy often procyclical?, *Journal of the European Economic Association*, 6(5), 1006-1036.
- Arsenev, A., Heimberger, P., Schütz, B. (2023): The cyclical behaviour of government spending for social protection: is the OECD methodology robust?, wiiw Working Paper No. 238.
- Arze del Granado, J., Gupta, S., Hajdenberg, A. (2013): Is social spending procyclical? Evidence for developing countries, *World Development*, 42,(2) 16-27.
- Ayala-Canon, L., Delgado-Rodriguez, M., Lucas-Santos, S. (2022): Synchronization and cyclicity of social spending in economic crises, *Empirica*, 49(4), 1153-1187.
- Coibion, O., Gorodnichenko, Y., Ulate, M. (2018): The cyclical sensitivity in estimates of potential output, *Brookings Papers on Economic Activity*, Fall 2018, 343-441.
- D'Addio, A. (2015): The dynamics of social expenditures over the cycle: A comparison across OECD countries, *OECD Journal: Economic Studies*, 1, 149-178.
- Darby, J., & Melitz, J. (2008). Social spending and automatic stabilizers in the OECD. *Economic policy*, 23(56), 716-756.
- Fatas, A., Mihov, A. (2012): Fiscal policy as a stabilization tool, *B.E. Journal of Macroeconomics*, 12(3), 1-68.
- Fatas, A. (2019): Fiscal policy, potential output, and the shifting goal-posts, *IMF Economic Review*, 67(3), 684-702.
- Furceri, D. (2010): Stabilization effects of social spending: empirical evidence from a panel of OECD countries, *The North American Journal of Economics and Finance*, 21(1), 34-48.
- Furceri, D., Zdienicka, A. (2012): The effects of social spending on economic activity: empirical evidence from a panel of OECD countries, *Fiscal Studies*, 33(1), 129-152.
- Galeano, L., Izquierdo, A., Puig, J., Vegh, C., Vuletin, G. (2021): Can automatic government spending be procyclical?, NBER Working Paper No. 28521.
- Gavin, J., Perotti, R. (2003): Fiscal policy and monetary integration in Europe, *Economic Policy*, 18(37), 533-572.
- Heimberger, P. (2014): Das strukturelle Defizit: Methodische Probleme und politische Implikationen, *Momentum Quarterly*, 3(3), 125-148.
- Heimberger, P., Kapeller, J., Schütz, B. (2017): What's structural about unemployment in Europe?, *Journal of Policy Modeling*, 39(5), 883-908.
- Heimberger, P., Schütz, B. (2022): Evaluierung des Zusammenhangs von Produktionspotenzial und Budgetsemielastizität im Rahmen der deutschen Schuldenbremse, wiiw Forschungsbericht No. 22.
- Heimberger, P. (2023a): This time truly is different: The cyclical behaviour of fiscal policy during the Covid-19 crisis, *Journal of Macroeconomics*, 76(2), 103522.

Heimberger, P. (2023b): The cyclical behaviour of fiscal policy: A meta-analysis, *Economic Modelling*, 123(6), 106259.

Havik, K., Mc Morrow, K., Orlandi, F., Planas, C., Raciborski, R., Röger, W., Rossi, A., Thum-Thysen, A., Vandermeulen, V. (2014): The production function methodology for calculating potential growth rates & output gaps European Economy Economic Papers No. 535.

Iizetzki, E., Vegh, C. (2008): Procyclical fiscal policies in developing countries: Truth or fiction?, NBER Working Papers No. 14191.

Jalles, J. (2021): Dynamics of government spending cyclicality, *Economic Modelling*, 97(4), 411-427.

McClelland, A. (2000): Effects of unemployment on the family. *The Economic and Labour Relations Review*, 11(2), 198-212.

Mourre, G., Poissonnier, A., Lausegger, M. (2019): The semi-elasticities underlying the cyclically-adjusted budget balance: an update and further analysis, *European Economy Discussion Papers No. 098*.

Paul, K. I., Moser, K. (2009): Unemployment impairs mental health: Meta-analyses. *Journal of Vocational Behavior*, 74(3), 264-282.

Probst, T. M., & Brubaker, T. L. (2001). The effects of job insecurity on employee safety outcomes: cross-sectional and longitudinal explorations. *Journal of occupational health psychology*, 6(2), 139.

Schuster, F., Krahe, M., Schneemelcher, P., Sigl-Glöckner, P. (2022): Do the MTO's cyclically adjusted budget balances serve their purpose? An analysis and a reform proposal, *Dezernat Zukunft*, April 2022.

Sverke, M., Hellgren, J., & Näswall, K. (2002). No security: a meta-analysis and review of job insecurity and its consequences. *Journal of occupational health psychology*, 7(3), 242.

Truger, A. (2015): The fiscal compact, cyclical adjustment and the remaining leeway for expansionary fiscal policies in the euro area, *Panoeconomicus*, 62(2), 157-175.

Appendix

APPENDIX A. VARIABLEN UND DATENQUELLEN

Tabelle A1 gibt einen Überblick über die Variablen und die für die Schätzung verwendeten Datenquellen.

Tabelle A1 / Variablen und Datenquellen

Variable	Description	Source
Y	BIP, nominell	Eurostat - COFOG
y*	Produktionspotential, real	AMECO, Frühling 2022
p	BIP Deflator	AMECO
u	Arbeitslosenrate	AMECO
NAWRU	Non-accelerating wage rate of unemployment	AMECO
y	BIP, real (Y/p)	eigene Berechnungen
B	Variable von Interesse, nominal	
	Entlohnung der MitarbeiterInnen, gesamte Wirtschaft	AMECO
	Bruttobetriebsüberschuss, Unternehmen	AMECO
	Ausgaben für Arbeitslosigkeit	Eurostat - COFOG
	Sozialausgaben	Eurostat - COFOG
	Ausgaben für Wohnungswesen	Eurostat - COFOG
	Ausgaben Altersversorgung	Eurostat - COFOG
	Hinterbliebenenpensionen	Eurostat - COFOG
	Gesundheitsausgaben	Eurostat - COFOG
X	Güterexporte, nominal	AMECO
P ₁₅₋₆₄	Bevölkerung 15-64 Jahre	AMECO
P _{>64}	Bevölkerung 65 Jahre und älter	AMECO
P _{<15}	Bevölkerung 0-14 Jahre	AMECO

APPENDIX B. SENSITIVITÄTSANALYSE: AUSWIRKUNGEN AUF DIE STRUKTURELLEN HAUSHALTSSALDEN

Um die Auswirkungen unserer Ergebnisse zu verdeutlichen, geben wir die strukturellen Haushaltssalden an, die sich im Rahmen der konjunkturellen Anpassung in den EU-Fiskalregeln ergeben würden, wenn die Gesundheits- und Sozialausgaben bei der Berechnung der Budget-Semi-Elastizitäten berücksichtigt würden. Durch die ausschließliche Berücksichtigung der Ausgaben für Arbeitslosigkeit berücksichtigt die OECD/KOM-Methode nur einen relativ kleinen Teil der gesamten öffentlichen Ausgaben (2,6% bzw. 4,2%, siehe Tabelle B1).

Tabelle B1 / Anteil der Ausgaben an den Gesamtausgaben (Prozent)

	HEAL	SOC	SOC*	FAM	HOU	OLD	SICK	SURV	U_Sp
AT	15.4	40.8	38.2	4.7	0.2	24.5	3.8	2.9	2.6
DE	15.5	42.7	38.5	3.6	0.9	20.6	6.6	4.2	4.2

HEAL...Gesundheitsausgaben, SOC...Sozialausgaben, SOC*...Sozialausgaben abzüglich der Ausgaben für Arbeitslosigkeit, FAM...Ausgaben für Familie und Kinder, HOU...Ausgaben für Wohnen, OLD...Ausgaben für Alter, SICK...Ausgaben für Krankheit und Invalidität, SURV...Ausgaben für Hinterbliebenenrenten, U_Sp...Ausgaben für Arbeitslosigkeit;
Daten: Eurostat (COFOG), eigene Berechnungen

Tabelle B2 zeigt, wie die Einbeziehung der vorgestellten Ausgabenelastizitäten die Schätzungen des strukturellen Saldos für 2022 verändert. Tabelle B3 macht das gleiche für die Regressionsergebnisse ohne das Jahr 2020. Dabei berücksichtigen wir die Sozialausgaben auf zwei verschiedene Arten: Erstens beziehen wir jede Komponente der Sozialausgaben (*FAM*, *HOU*, *OLD*, *SICK*, *SURV*, *U_Sp*) und die Gesundheitsausgaben separat mit ein (siehe Spalten "disaggregiert"). Zweitens werden sie als ein einziger Posten behandelt, wobei nur der Koeffizient für SOC einbezogen wird (siehe Spalten "aggregiert"). In beiden Fällen werden nur statistisch signifikante Koeffizienten berücksichtigt (was bedeutet, dass ein nicht signifikanter Koeffizient so behandelt wird, als wäre die Elastizität gleich 0). Die offizielle Schätzung, wie sie von der Europäischen Kommission verwendet wird, ist in der Spalte ganz rechts angegeben. Die Abweichungen der geschätzten strukturellen Finanzierungssalden von der offiziellen Schätzung liegt je nach Methode für Österreich zwischen -0,07 (*2SLS_real*, aggregiert) und 0,13 Prozentpunkte (*CLS_real*, disaggregiert ohne das Jahr 2020), bzw. für Deutschland zwischen -0,06 (*2SLS_real*, aggregiert) und 0,04 (*2SLS_real*, aggregiert ohne das Jahr 2020).

Tabelle B2 / Strukturelle Salden (in Prozent) unter Berücksichtigung von Semi-Elastizitäten,

die einzelnen Posten der Sozialausgaben (disaggregiert) und die gesamten Sozialausgaben (aggregiert) einschließen; nur statistisch signifikante Koeffizienten werden berücksichtigt

	disaggregiert				aggregiert				Offiziell
	CLS_real	CLS_nom	2SLS_real	2SLS_nom	CLS_real	CLS_nom	2SLS_real	2SLS_nom	
AT	-3.84	-3.81	-3.82	-3.81	-3.85	-3.85	-3.88	-3.86	-3.81
DE	-2.27	-2.28	-2.28	-2.28	-2.27	-2.27	-2.35	-2.27	-2.29

CLS_real...Conditional Least Squares mit Normalisierung durch das reale Produktionspotential, CLS_nom...Conditional Least Squares mit Normalisierung durch das nominale Produktionspotential, 2SLS_real...2-Stage-Least-Squares mit Normalisierung durch das reale Produktionspotential, 2SLS_nom...2-Stage-Least-Squares mit Normalisierung durch das nominale Produktionspotential;

Daten: Eurostat (COFOG), AMECO, eigene Berechnungen

Tabelle B3 / Strukturelle Salden (in Prozent) unter Berücksichtigung von Semi-Elastizitäten,

die einzelnen Posten der Sozialausgaben (disaggregiert) und die gesamten Sozialausgaben (aggregiert) einschließen, wenn das Jahr 2020 aus der Stichprobe ausgeschlossen wird; nur statistisch signifikante Koeffizienten werden berücksichtigt

	disaggregiert				aggregiert				Offiziell
	CLS_real	CLS_nom	2SLS_real	2SLS_nom	CLS_real	CLS_nom	2SLS_real	2SLS_nom	
AT	-3.68	-3.78	-3.81	-3.78	-3.74	-3.74	-3.86	-3.74	-3.81
DE	-2.28	-2.28	-2.28	-2.28	-2.26	-2.27	-2.25	-2.27	-2.29

CLS_real...Conditional Least Squares mit Normalisierung durch das reale Produktionspotential, CLS_nom...Conditional Least Squares mit Normalisierung durch das nominale Produktionspotential, 2SLS_real...2-Stage-Least-Squares mit Normalisierung durch das reale Produktionspotential, 2SLS_nom...2-Stage-Least-Squares mit Normalisierung durch das nominale Produktionspotential;

Daten: Eurostat (COFOG), AMECO, eigene Berechnungen

IMPRESSUM

Herausgeber, Verleger, Eigentümer und Hersteller:

Verein „Wiener Institut für Internationale Wirtschaftsvergleiche“ (wiiw),
Wien 6, Rahlgasse 3

ZVR-Zahl: 329995655

Postanschrift: A 1060 Wien, Rahlgasse 3, Tel: [+431] 533 66 10, Telefax: [+431] 533 66 10 50
Internet Homepage: www.wiiw.ac.at

Nachdruck nur auszugsweise und mit genauer Quellenangabe gestattet.

Offenlegung nach § 25 Mediengesetz: Medieninhaber (Verleger): Verein "Wiener Institut für Internationale Wirtschaftsvergleiche", A 1060 Wien, Rahlgasse 3. Vereinszweck: Analyse der wirtschaftlichen Entwicklung der zentral- und osteuropäischen Länder sowie anderer Transformationswirtschaften sowohl mittels empirischer als auch theoretischer Studien und ihre Veröffentlichung; Erbringung von Beratungsleistungen für Regierungs- und Verwaltungsstellen, Firmen und Institutionen.

