

BEGUTACHTETER ARTIKEL**Arbeitsmarktinstitutionen, Kapitalakkumulation und Arbeitslosigkeit in OECD-Ländern****Philipp Heimberger*****1. Einleitung**

Die Wirtschaftskrise der Jahre 2008/2009 zog in den meisten entwickelten Volkswirtschaften einen markanten Anstieg der Arbeitslosigkeit nach sich.¹ In der Eurozone stieg die Arbeitslosenquote von 7,6% im Jahr 2008 auf 12% im Jahr 2013 an, um bis zum Jahr 2018 auf 8,4% abzusinken. Dabei waren die Unterschiede in der Arbeitsmarktentwicklung zwischen den Eurozonenländern erheblich.² Obwohl die Arbeitslosenquoten in den entwickelten Volkswirtschaften nach dem krisenbedingt starken Anstieg wieder gefallen sind, verbleibt die Arbeitslosigkeit in mehreren Ländern weiterhin deutlich über dem Vorkrisenniveau. Führen „Arbeitsmarktrigiditäten“, also inflexible Arbeitsmarktinstitutionen, zu persistent hoher Arbeitslosigkeit, vor allem in weiten Teilen Europas? Diese Frage spielte sowohl in der akademischen Literatur als auch in den wirtschaftspolitischen Debatten der letzten Jahre eine prominente Rolle.³ Die Vorstellung, wonach die gestiegene Arbeitslosigkeit reduziert werden könne, indem die Arbeitsmärkte der betroffenen Länder dereguliert werden (z. B. durch Lockerung von Arbeitsschutzbestimmungen, Dezentralisierung von Lohnverhandlungen, Senkung von Mindestlöhnen etc.) hatte seit dem Ausbruch der Krise erheblichen Einfluss auf die Wirtschaftspolitik: Innerhalb Europas setzten insbesondere die südeuropäischen Länder umfassende Deregulierungsmaßnahmen ihrer Arbeitsmärkte durch, was zu intensiven Auseinandersetzungen mit deren makroökonomischen Effekten führte.⁴

* Das Sozialministerium stellte finanzielle Mittel für die Forschung bereit, die diesem Papier zugrunde liegt. Der Autor dankt Mario Holzner, Armon Rezai, Robert Stehrer, einem anonymen externen Begutachter sowie den TeilnehmerInnen an der Young Economists Conference 2018 in Wien für wertvolle Hinweise und Kommentare. Alle verbliebenen Fehler sind meine eigenen.

In der theoretischen makroökonomischen Diskussion haben ÖkonomInnen im Kontext persistent hoher Arbeitslosenquoten die Frage gestellt, wie die „*non-accelerating inflation rate of unemployment*“ (kurz: NAIRU) sich in den betroffenen Ländern vor und nach der Krise entwickelt hat. Die NAIRU ist innerhalb der modernen Makroökonomik von zentraler Bedeutung; sie beruht auf der Grundannahme, dass eine (nicht-beobachtbare) Arbeitslosenquote existiere, bei der die Inflation konstant bleibt.⁵ Die *Mainstream*-Makroökonomik bringt die NAIRU in Verbindung mit der Idee einer „natürlichen Arbeitslosenquote“,⁶ die dann vorherrsche, wenn die Arbeitslosigkeit für alle zyklischen und saisonalen Einflüsse bereinigt sei, sodass die „natürliche Arbeitslosigkeit“ eine Art „struktureller“ Arbeitslosigkeit repräsentiert, die unabhängig ist von sämtlichen temporären und saisonalen Einflüssen.⁷ Während die konkreten theoretischen Grundlagen der NAIRU als zentraler Theorie zur Erklärung von Arbeitslosigkeit umstritten bleiben, hat Stockhammer (2008) jedoch gezeigt, dass das NAIRU-Modell mit unterschiedlichen theoretischen Traditionen in Einklang gebracht werden kann. Dazu gehört nicht nur die Neoklassik, sondern zählen auch die postkeynesianische und die marxistische Theorie. So zeigt Stockhammer (2008) etwa, dass das NAIRU-Modell direkte Anknüpfungspunkte zur Konflikt-Inflationstheorie postkeynesianischen Ursprungs bietet, wonach Inflation als Ergebnis eines Verteilungskonflikts zu verstehen ist (und nicht als Resultat von exzessivem Wachstum des Geldangebots, wie in der monetaristischen Interpretation der NAIRU).⁸ Zudem ist in der postkeynesianischen Variante die NAIRU durch (endogene) makroökonomische Faktoren determiniert, während in neoklassisch beeinflussten Modellformulierungen die NAIRU durch (exogene) angebotsseitige Faktoren bestimmt ist.

Auf empirischer Ebene haben zahlreiche Studien seit den 1990er-Jahren vielfältige Schätzungen zu den ökonometrischen Determinanten von („strukturellen“) Arbeitslosenquoten geliefert.⁹ Weite Teile dieser Literatur schätzen „*Reduced-form*“-Modelle der NAIRU, die darauf basieren, dass eine die („strukturelle“) Arbeitslosenquote messende Variable auf die Veränderung in der Inflationsrate¹⁰ sowie auf mehrere institutionelle Arbeitsmarktkindikatoren und weitere Kontrollvariablen regressiert wird.¹¹ In dieser Studie bewegen wir uns über die bestehende empirische Literatur in mehrfacher Hinsicht hinaus: Wir inkludieren eine umfassende Zusammenstellung von makroökonomischen und institutionellen Kontrollvariablen; berücksichtigen einen längeren aktuellen Zeitraum, indem wir Daten für einige der Jahre nach der Finanzkrise 2007/2008 miteinbeziehen; untersuchen eine größere OECD-Ländergruppe als die meisten bestehenden Studien; und führen weitreichende Robustheits-Tests durch. Die präsentierten Ergebnisse tragen dazu bei, die empirische Evidenz bezüglich der Determinanten von Arbeitslosigkeit auf den Prüfstand zu stellen – basie-

rend auf aktuellen Daten und unter Anwendung geeigneter ökonometrischer Methoden.

Der Rest dieser Studie ist folgendermaßen strukturiert. Kapitel 2 beinhaltet einen Überblick zur ökonometrischen Literatur bezüglich der Determinanten von Arbeitslosigkeit in entwickelten Volkswirtschaften. Darüber hinaus werden die theoretischen Grundlagen relevanter empirischer Anwendungen zusammengefasst. Kapitel 3 diskutiert die Daten, welche zur Messung von Arbeitslosigkeit, Arbeitsmarktinstitutionen und relevanten makroökonomischen Kontrollvariablen zur Anwendung kommen. Kapitel 4 erläutert die ökonometrische Vorgehensweise zur Schätzung der Determinanten („struktureller“) Arbeitslosigkeit und präsentiert die zentralen Ergebnisse. Kapitel 5 wirft die Frage nach der Robustheit der Resultate auf, und Kapitel 6 leitet Schlussfolgerungen ab.

2. Literaturüberblick: Die Determinanten von Arbeitslosigkeit in OECD-Ländern

Von den späten 1970er-Jahren bis in die 1990er-Jahre hinein waren die Arbeitslosenquoten in zahlreichen OECD-Ländern markant angestiegen.¹² Die akademische Literatur widmete sich intensiv den Erklärungsfaktoren für diesen Anstieg der Arbeitslosigkeit. Tabelle 1 liefert einen Überblick über die relevanten ökonometrischen Studien zu den Determinanten der Arbeitslosigkeit. Ein substanzieller Literaturstrang betont, dass „Arbeitsmarktrigiditäten“, verursacht durch die ArbeitnehmerInnen schützende Arbeitsmarktinstitutionen, als zentraler Erklärungsfaktor für den Anstieg der Arbeitslosenquote quer durch die OECD-Länder zu betrachten seien.¹³ Die Sichtweise, wonach rigide Arbeitsmarktinstitutionen der zentrale treibende Faktor für steigende Arbeitslosenquoten seien, führte zu korrespondierenden Forderungen nach „strukturellen Arbeitsmarktreformen“, das heißt nach einer Dezentralisierung der Lohnverhandlungen, reduzierten Arbeitsschutzbestimmungen, Kürzungen von Mindestlöhnen etc. Diese „strukturellen“ Maßnahmen wurden unterstützt durch „eine breite Palette von AnalystInnen und internationalen Organisationen – einschließlich Europäische Kommission, OECD und IWF –, die argumentierten, dass die Ursachen für hohe Arbeitslosigkeit bei den Arbeitsmarktinstitutionen zu finden seien.“¹⁴

Von großer Wichtigkeit ist jedoch der Nachweis der jüngeren ökonometrischen Literatur, wonach die empirischen Korrelationen zwischen Arbeitsmarktinstitutionen und Arbeitslosenquoten sich als nicht robust erweisen, wenn angemessene ökonometrische Schätzmethoden, alternative Hypothesen zur Erklärung der Arbeitslosigkeit und Variationen in der Ländergruppe sowie in der Zeitperiode in den zugrundeliegenden Studien be-

Tabelle 1: Literaturüberblick bezüglich ökonometrischer Studien zu den Determinanten von („struktureller“) Arbeitslosigkeit

	Daten	Abhängige Variable	Arbeitsmarktvariablen	Weitere Kontrollvariablen
Scarpetta (1996)	17 OECD-Länder (1983-1993)	UNEMP	ALMP, EPL, UBR, UDens, TW	LTI, TOTS
Nickell (1997)	20 OECD-Länder (1983-1994)	UNEMP	UBR, BD, UDens, EPL, CBC, TW, ALMP	–
Elmeskov et al. (1998)	19 OECD-Länder (1983-1995)	UNEMP	UBR, UDens, EPL, CBC, TW, ALMP, MW	–
Blanchard und Wolfers (2000)	20 OECD-Länder (1960-1996)	UNEMP	UBR, BD, UDens, COORD, TW, ALMP, MW	LTI, TFPS, TOTS, LDS
Alexiou und Pitelis (2003)	13 OECD-Länder (1961-1998)	UNEMP	–	mehrere makroökonomische Variablen
Internationaler Währungsfond (2003)	20 OECD-Länder (1960-1998)	UNEMP	UBR, EPL, UDens, COORD, TW	LTI, TFPS, TOTS, CBI
Belot und van Ours (2004)	17 OECD-Länder (1960-1999). Panel mit 5-Jahres-Durchschnitten	UNEMP	UBR, EPL, UDens, CWB	–
Baker et al. (2005)	20 OECD-Länder (1960-1999)	UNEMP	UBR, BD, UDens, EPL, COORD, ALMP	–
Nickell et al. (2005)	20 OECD-Länder (1961-1995)	UNEMP	UBR, BD, UDens, EPL, COORD, TW	LTI, TFPS, LDS, TOTS, Geldangebot
Bassanini und Duval (2006)	21 OECD-Länder (1982-2003)	UNEMP	UBR, BD, EPL, UDens, COORD, ALMP, PMR	LTI, TFPS, TOTS, LDS
Palacio-Vera et al. (2006)	USA 1964:Q2-2003:Q1	NAIRU (OECD)	–	ACCU, TOTS
Arestis et al. (2007)	9 OECD-Länder (1979-2002)	UNEMP	UBR, Streikaktivität	ACCU
Baccaro und Rei (2007)	18 OECD-Länder (1960-1998)	UNEMP	UBR, BD, UDens, EPL, COORD, TW	LTI, TFPS, TOTS, LDS
Bertola et al. (2007)	20 OECD-Länder (1960-1996)	Beschäftigungsquote	UBR, BD, UDens, EPL, COORD, ALMP	LTI, TFPS, LDS
Gianella et al. (2008)	19 OECD-Länder (1978-2002)	NAIRU (OECD)	TW, PMR, UBR, UDens	LTI
Stockhammer und Klär (2011)	20 OECD-Länder (1983-2003; 1960-1999)	UNEMP	UBR, BD, UDens, EPL, TW, COORD, CBC, PMR	TOTS, ACCU, TFPS, LTI, LDS
Bernal-Verdugo et al. (2012)	97 Länder (1985-2008)	UNEMP	MW, EPL, CWB	mehrere makroökonomische Variablen
Orlandi (2012)	13 EU-Länder (1985-2009)	NAWRU (Europäische Kommission)	UBR, TW, UDens, ALMP	TFP-Wachstum, LTI, HBOOM

	Daten	Abhängige Variable	Arbeitsmarktvariablen	Weitere Kontrollvariablen
Vergeer und Kleinknecht (2012)	20 OECD-Länder (1961-1995)	UNEMP	UBR, BD, UDens, EPL, COORD, TW	LTI, TFPS, LDS, TOTS, Geldangebot
Avdagic und Salardi (2013)	32 EU bzw. OECD-Länder (1980-2009)	UNEMP	UBR, EPL, TW, COORD, UDens	TOTS, LTI, CBI
Europäische Kommission (2013)	15 EU-Länder (1985-2008)	NAWRU (Europäische Kommission)	TW, PLM, ALMP, SMI, MEI	TFP-Wachstum, HBOOM
Flaig und Rottmann (2013)	19 OECD-Länder (1960-2000)	UNEMP	EPL, UDens, UBR, CWB, TW	–
Sturn (2013)	20 OECD-Länder (1985-2008)	UNEMP	EPL, MW, UDens, UBR	LTI, ACCU, Output-Lücke
Stockhammer et al. (2014)	12 OECD-Länder (2007-2011)	UNEMP	EPL, ALMP, MW, UDens, UBR	LTI, HBOOM, ACCU
Heimberger et al. (2017)	14 OECD-Länder (1985-2012)	NAWRU (Europäische Kommission)	EPL, ALMP, MW, UDens, UBR, TW	LTI, HBOOM, ACCU, TOTS, TFP-Wachstum
Constancio (2018)	10 OECD-Länder (2007-2016)	NAWRU (Europäische Kommission)	UBR, TW, UDens, ALMP	TFP-Wachstum, LTI, HBOOM

Anmerkungen: ACCU, capital accumulation; ALMP, active labor market policy; BD, benefit duration; CBC, collective bargaining coverage; CBI, Central Bank Independence index; COORD, wage bargaining coordination; CWB, centralization of wage bargaining; EPL, employment protection legislation; HBOOM, proxy for boom-bust patterns in housing; LDS, labor demand shock; LTI, real long-term real interest rate; MEI, Matching efficiency indicator; MW, minimum wage; NAWRU ... non-accelerating inflation rate of unemployment; PLM, passive labor market policies; PMR, product market regulation; SMI, skill mismatch indicator; TFPS, deviation of total factor productivity from its trend; TOTS, terms of trade shock; TW, tax wedge; UDens, trade union density; UBR, unemployment benefit replacement rate; UNEMP ... unemployment rate.

rücksichtigt werden. Dementsprechend ist bereits vielfach festgehalten worden, dass die bestehende ökonometrische Evidenz keine klare Unterstützung für die Sichtweise liefert, wonach Arbeitsmarktinstitutionen den Kern der Arbeitslosigkeitsprobleme in den OECD-Ländern zwischen den späten 1970er- und 1990er-Jahren ausmachten.¹⁵

Die ökonometrische Literatur zu den Determinanten von Arbeitslosigkeit fokussiert darauf, Verschiebungen in Arbeitslosenquoten quer durch die OECD-Länder zu erklären, indem Arbeitsmarktinstitutionen – z. B. Arbeitsschutzbestimmungen, Steuerkeil, Mindestlöhne, gewerkschaftlicher Organisationsgrad – als erklärende Variablen benützt werden. Nachdem eine Mehrzahl an Studien keinen bedeutenden Zusammenhang zwischen gängigen Maßzahlen für Arbeitsmarktregulierung und Veränderungen in „struktureller“ Arbeitslosigkeit gefunden hatte,¹⁶ begannen ForscherInnen zusätzliche Kontrollvariablen, die alternative Erklärungen für Veränderungen in der Arbeitslosigkeit abdecken, in ihren Regressionsanalysen zu berücksichtigen. Im Speziellen kontrollieren Blanchard und Wolfers (2000) für makroökonomische Schock-Variablen (langfristige Realzinsen, Abweichungen vom Trendwachstum der Totalen Faktorproduktivität sowie Änderungen in der Arbeitsnachfrage). Dabei unterstreichen sie die Bedeutung der Beziehung zwischen makroökonomischen Schocks und Arbeitsmarktinstitutionen – ähnlich wie jüngere Literatur, die ebenfalls die Wichtigkeit von Interaktionstermen betont.¹⁷

Andere Studien, darunter Arestis et al. (2007) sowie Stockhammer und Klär (2011), bringen das keynesianische Argument ins Spiel, wonach die wichtigste Variable zur Erklärung von Arbeitslosigkeit nicht die Struktur der Arbeitsmarktinstitutionen, sondern die Formation des Kapitalstocks sei; damit erlangt die Entwicklung der gesamtwirtschaftlich getätigten Investitionen eine entscheidende Rolle für die Bestimmung von Arbeitslosigkeit. Deshalb kontrollieren diese Studien für Kapitalakkumulation, die Veränderungen im Kapitalstock abbildet, als hauptsächliche erklärende Variable. Andere AutorInnen, darunter Bassanini und Duval (2006), inkludieren wiederum besonders prominent eine Variable, die Änderungen in den Austauschverhältnissen (*Terms of Trade*) abbildet, weil sie argumentieren, dass „Schocks“ der *Terms of Trade* die inländische Beschäftigung beeinflussen: Die Erwartung ist, dass ein relativer Anstieg der Preise von Importen einen positiven Effekt auf die inländische Beschäftigung hat (und *vice versa*).

Die empirische Analyse dieses Artikels trägt in mehrerlei Hinsicht zur bestehenden Literatur bei. Erstens überwindet sie ein Manko der meisten bestehenden Studien, die entweder die Rolle der Kapitalakkumulation und anderer makroökonomischer Variablen als alternative Erklärungshypothesen vernachlässigen oder nur wenige institutionelle Arbeitsmarktvariablen berücksichtigen. Dieses Problem wird durch einen umfassenden Daten-

satz zu makroökonomischen und Arbeitsmarktvariablen adressiert, wobei die Daten in Kapitel 3 noch genauer behandelt werden. Zweitens nützen wir Daten über einen längeren aktuellen Zeitraum (1985-2013) als die meisten vorangegangenen Studien. Zudem ist die untersuchte OECD-Ländergruppe größer als in den meisten anderen Studien (siehe Tabelle 1). Drittens stellen wir Regressionsergebnisse für mehrere Arbeitslosigkeits-Zielvariablen bereit: a) basierend auf jährlichen Daten für Arbeitslosenquoten; b) mittels Fünfjahres-Durchschnitten dieser Arbeitslosigkeitsdaten; sowie c) für NAIRU-Schätzungen der OECD, die regelmäßig als Näherungsgröße für „strukturelle Arbeitslosigkeit“ verwendet werden.¹⁸ Dadurch ist es uns möglich, vielfältige ökonometrische Evidenz zu erzielen, die valide statistische Rückschlüsse erlaubt. Viertens präsentieren wir eine Vielzahl an Robustheitstests, indem wir die Wichtigkeit von Interaktionstermen, *Lag*-Spezifikationen sowie Variationen in Zeitperiode und Ländergruppe untersuchen.

3. Daten zu Arbeitslosigkeit, Arbeitsmarktinstitutionen und makroökonomischen Variablen

Der in dieser Studie verwendete Datensatz für die *panel*-ökonometrische Untersuchung zu den Determinanten von Arbeitslosigkeit umfasst 23 OECD-Länder über den Zeitraum 1985-2013 (AUS, A, B, CAN, CZ, DK, FIN, F, D, H, IRL, I, J, L, NL, NZ, N, P, E, S, CH, GB, USA). Tabelle 2 beschreibt die Details zu den Variablen, die im Datensatz enthalten sind. Die Daten zu institutionellen Arbeitsmarktindikatoren (kurz: AMI) bestehen aus sechs standardmäßigen Arbeitsmarktvariablen, die allesamt von der OECD erhoben wurden: Arbeitsschutzbestimmungen, Ausgaben für aktive Arbeitsmarktpolitik,¹⁹ gewerkschaftlicher Organisationsgrad, Ersatzrate bei Arbeitslosenunterstützung, Steuerkeil und Mindestlohn. Zusätzlich berücksichtigen wir mehrere Variablen, die alternative Erklärungen zur Bestimmung von („struktureller“) Arbeitslosigkeit abbilden. Erstens verwenden wir einen Indikator, der Veränderungen im Kapitalstock abbildet. Diese Variable nennen wir Kapitalakkumulation; sie ist definiert als Verhältnis von realen Bruttoanlageinvestitionen zu realem Nettokapitalstock. Zweitens inkludieren wir das jährliche Wachstum in der Totalen Faktorproduktivität. Dabei sind wir uns der Limitationen und Probleme von Schätzungen zur Totalen Faktorproduktivität als Maß für Produktivitätsfortschritt bewusst.²⁰ Wir inkludieren dennoch diese Variable, weil a) weite Teile der *Mainstream*-Literatur darauf zurückgreifen und wir b) möglichst wenig von diesen *Mainstream*-Spezifikationen abweichen wollen, um ökonometrische Tests durchführen zu können, die auf eine Beantwortung der Frage abzielen, ob die laut *Mainstream*-Theorie erwarteten Zusammenhänge mit

der Arbeitslosenquote verworfen werden können. Drittens verwenden wir eine Variable für Veränderungen in den *Terms of Trade*. Viertens berücksichtigen wir die langfristigen Realzinsen. Zu beachten ist, dass es sich bei unserem Datensatz um unbalancierte *Panel*-Daten handelt.

Welche Vorzeichen sollten wir von diesen erklärenden Variablen, deren Einfluss auf die Arbeitslosigkeit geschätzt werden soll, auf der Basis von theoretischen Überlegungen erwarten? Die *Mainstream*-Literatur zu den Determinanten von Arbeitslosigkeit betont die dominante Rolle von Arbeitsmarktinstitutionen zur Erklärung von Arbeitslosigkeit. In diesem Kontext erwarten Studien wie Nickell (1998), IWF (2003) und Bassanini und Duval (2006) jeweils, dass die Variablen Arbeitsschutzbestimmungen, Arbeitslosenunterstützung, gewerkschaftlicher Organisationsgrad, Mindestlohn und Steuerkeil jeweils ein positives Vorzeichen aufweisen, das heißt die Arbeitslosigkeit nach oben drücken. Die dahinter stehende Begründung verweist darauf, dass schützende Arbeitsmarktinstitutionen die Verhandlungsposition der unselbstständig Beschäftigten im Lohnverhandlungsprozess stärken und dadurch eine marktineffiziente Verzerrung verursachen; zudem würden diese Arbeitsmarktinstitutionen den Willen und die Kapazität von Arbeitslosen zur Akzeptanz von Lohnkürzungen reduzieren – und all das führt in der *Mainstream*-Literatur dazu, dass „Lohnrigiditäten“ die Funktionsweise der Arbeitsmärkte hemmen und dadurch die Arbeitslosigkeit erhöhen. Es ist zu betonen, dass die Effekte dieser Arbeitsmarktinstitutionen – Arbeitsschutzbestimmungen, Arbeitslosenunterstützung, gewerkschaftlicher Organisationsgrad, Mindestlöhne und Steuerkeil – auf die Arbeitslosigkeit umstritten bleiben. Zahlreiche Studien entwickeln theoretische Argumente, wonach bestimmte „Arbeitsmarktrigiditäten“ hilfreich seien, um die Erwartungen von ArbeitnehmerInnen und ArbeiterInnen zu stabilisieren, was wiederum die Arbeitsproduktivität, die technologische Entwicklung und die aggregierte Nachfrage fördere, und damit auch zu einer stabilen gesamtwirtschaftlichen Entwicklung beitrage.²¹ In dieser Studie legen wir für die ökonometrischen Schätzungen bezüglich der Effekte von Arbeitsmarktinstitutionen auf die Arbeitslosigkeit jedoch die theoretischen Erwartungen der *Mainstream*-Literatur zugrunde, um diese einem Test zu unterziehen. Im Gegensatz zu den anderen institutionellen Arbeitsmarktvariablen besteht die theoretische Erwartung, dass Ausgaben für aktive Arbeitsmarktpolitik die Arbeitslosigkeit senken, weil sie die *Matching*-Effizienz verbessern und so das Ausmaß von „Arbeitsmarktrigiditäten“ reduzieren.²²

Als alternative Hypothese zur Erklärung von Arbeitslosigkeit führen wir die Kapitalakkumulation, die Veränderungen im Kapitalstock abbildet, als Variable ein. Dabei ist die theoretische Erwartung, dass ein Sinken der Kapitalakkumulation, bedingt durch einen Rückgang der Investitionen, einen Anstieg der Arbeitslosigkeit verursacht. Neben diesem Wirkungskanal

Tabelle 2: Variablen und Datenquellen

	Datenbeschreibung	Datenquelle
AL	Arbeitslosenquote (in % der aktiven Erwerbsbevölkerung)	OECD Economic Outlook (Mai 2018)
ΔINFL	Änderung in der Wachstumsrate des harmonisierten Konsumentenpreisindex	OECD Economic Outlook (Mai 2018)
Arbeitsmarktinstitutionen ($AMI_{i,t}$)		
Arbeitsschutzbestimmungen	Striktheit des Arbeitsschutzes, individuelle und kollektive Entlassungen (reguläre Verträge)	OECD (Juni 2018)
Aktive Arbeitsmarktpolitik	Staatliche Ausgaben für Arbeitsmarktpolitik (in % des BIP), dividiert durch die Arbeitslosenquote	OECD (Juni 2018)
Gewerkschaftlicher Organisationsgrad	Zahl der Beschäftigten, die Mitglied in einer Gewerkschaft sind, in Relation zur Gesamtzahl der Beschäftigten des jeweiligen Landes	OECD (Juni 2018)
Arbeitslosenunterstützung	Bruttoersatzrate bei Arbeitslosenunterstützung	OECD (Juni 2018)
Arbeitslosenunterstützung netto	Nettoersatzrate bei Arbeitslosenunterstützung	OECD (Juni 2018)
Steuerkeil	Durchschnittlicher Steuerkeil (Individuum bei 100% Durchschnittseinkommen, keine Kinder)	OECD (Juni 2018)
Mindestlohn	Realer Mindestlohn (konstante 2015er-Preise zu 2015-US-Dollar-Kaufkraftparitäten)	OECD (Juni 2018)
Zusätzliche Kontrollvariablen ($K_{i,t}$)		
Kapitalakkumulation	Reale Bruttoanlageinvestitionen dividiert durch realen Nettokapitalstock	AMECO (Mai 2018); eigene Berechnungen
Langfristige Realzinsen	Langfristige reale Zinsen (in %); nominale Zinsen abzüglich Inflationsrate	OECD (Juni 2018); eigene Berechnungen
Produktivitätswachstum	Jährliche Wachstumsrate des Index für Totale Faktorproduktivität	AMECO (Mai 2018); eigene Berechnungen
„Terms-of-Trade“-Änderung	Jährliche Wachstumsrate des Index für „Terms of Trade“	OECD (Juni 2018); eigene Berechnungen
Zusätzliche Daten über „strukturelle“ Arbeitslosenquote		
NAIRU	Non-accelerating inflation rate of unemployment	OECD Economic Outlook (Mai 2018)

Anmerkung: eigene Darstellung.

ließe sich jedoch auch argumentieren, dass eine eingeschränkte Substituierbarkeit zwischen den Produktionsfaktoren Kapital und Arbeit bei sinkender Kapitalakkumulation zu langfristigen Effekten auf die „strukturelle“ Arbeitslosigkeit führen kann.²³ Für die Variable zu den langfristigen Realzinsen erwarten wir im Rahmen der ökonometrischen Hypothesentests ein positives Vorzeichen, da ein Zinsanstieg die Kapitalkosten anhebt und dadurch die Investitionen schwächt und die Arbeitslosigkeit erhöht.²⁴ Die Variable zum Produktivitätswachstum sollte ein negatives Vorzeichen aufweisen, insoweit stärkerer Produktivitätsfortschritt die Arbeitslosigkeit senkt.²⁵ Schließlich ist für die Variable, die Veränderungen in den *Terms of Trade* repräsentiert, ein negatives Vorzeichen zu erwarten. Eine Verbesserung der *Terms of Trade* bedeutet, dass die Importe relativ billiger werden. Sinkende relative Importpreise reduzieren den Aufwärtsdruck auf die Löhne, sodass die Arbeitslosigkeit sinkt, weil die Unternehmen billiger produzieren können.²⁶

4. Ökonometrische Vorgehensweise und grundlegende ökonometrische Ergebnisse

Wir verwenden folgende Basisgleichung für die ökonometrischen Schätzungen bezüglich der Determinanten von Arbeitslosigkeit in den OECD-Ländern:

$$AL_{i,t} = \beta_1 \Delta INFL_{i,t} + \beta_2 AMI_{i,t} + \beta_3 K_{i,t} + \gamma_1 FE_i + \gamma_2 FE_t + \varepsilon_{i,t}$$

Dabei ist $AL_{i,t}$ die abhängige Variable, welche die („strukturelle“) Arbeitslosenquote in Land i zum Zeitpunkt t abbildet. In einigen Modellspezifikationen werden wir jährliche Daten verwenden, in anderen jedoch Fünfjahres-Durchschnitte, wobei die Hintergründe in Kapitel 4.1 detaillierter erklärt werden. Zudem werden wir mit alternativen NAIRU-Schätzungen (von internationalen Organisationen regelmäßig verwendet als Proxy für „strukturelle“ Arbeitslosigkeit) als abhängige Variable experimentieren, wobei auch hier die Details weiter unten erläutert werden. $\Delta INFL_{i,t}$ ist die Veränderung in der Inflationsrate, die wir als Kontrollvariable berücksichtigen, um einen möglichen *Trade-off* im Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und Inflation im Rahmen der Phillips-Kurve zu berücksichtigen – dies ist eine Eigenschaft der meisten „*Reduced-form*“-Modelle der NAIRU in der ökonometrischen Literatur.²⁷ $AMI_{i,t}$ beinhaltet eine Mehrzahl an strukturellen Arbeitsmarktindikatoren, die wir bereits in Kapitel 3.1 genannt haben. $K_{i,t}$ besteht aus zusätzlichen Kontrollvariablen, die in Tabelle 2 zusammengefasst sind. FE_i sind länder-spezifische „*fixed effects*“, die wir im Modell inkludieren, um für nicht beobachtbare, zeitinvariante länder-spezifische Charakteristika zu kontrollieren. FE_t sind periodenspezifische

„fixed effects“, die zeitabhängige Schocks auffangen, welche alle Länder betreffen. Und ε_{it} sind die stochastischen Residuen, welche die Störgröße messen.

Um den am besten geeigneten Schätzansatz zu identifizieren, nahmen wir zunächst die erforderlichen Vortests vor. Um die technische Schlagseite im Haupttext gering zu halten, sind die wesentlichen Aspekte dieser relevanten Vortests in den Endnoten erläutert.²⁸ Um robuste Ergebnisse bezüglich der Determinanten von Arbeitslosigkeit zu erzielen, berücksichtigt unsere ökonometrische Strategie zwei besonders wesentliche Aspekte. Erstens werden die Schätzungen nicht nur auf der Basis von jährlichen Daten vorgenommen, sondern auch auf der Basis von Fünfjahres-Durchschnitten. Die hinter der Bildung von Fünfjahres-Durchschnitten liegende Überlegung ist, dass dadurch kurzfristige zyklische Effekte (größtenteils) beseitigt werden können, was es einfacher macht, verlässliche kausale Interpretationen vorzunehmen.²⁹ Zweitens schätzen wir das Modell nicht nur in Niveaus, sondern auch in ersten Differenzen, um die Robustheit der Beziehung zwischen strukturellen Arbeitsmarktvariablen, makroökonomischen Variablen und Arbeitslosigkeit zu testen. Zusätzliche ebenfalls relevante, aber technische Anmerkungen zur korrekten Modellspezifikation und Schätzmethodik sind ebenfalls in den Endnoten verfügbar.³⁰

Tabelle 3 zeigt die grundlegenden ökonometrischen Ergebnisse zu den Determinanten von Arbeitslosigkeit für unseren *Panel*-Datensatz von 23 OECD-Ländern im Zeitraum 1985-2011 anhand von fünf verschiedenen Modellen. In der ersten Spalte wird die Arbeitslosenquote auf vier institutionelle Arbeitsmarktindikatoren regressiert; zusätzlich kontrollieren wir für Produktivitätswachstum und Veränderungen in den *Terms of Trade*. Es lässt sich argumentieren, dass diese Modellspezifikation den institutionellen Arbeitsmarktvariablen breiten Raum gibt, um die Variation in der Arbeitslosenquote zu erklären. Für die Interpretation der Koeffizienten ist maßgeblich, dass diese den Einfluss eines Anstiegs in der jeweiligen Kontrollvariable um eine Einheit auf die Arbeitslosenquote (in Prozentpunkten) darstellen. So erhöht ein Anstieg der Ersatzrate bei der Arbeitslosenunterstützung um 10 Prozentpunkte die Arbeitslosenquote bspw. um lediglich 0,09 Prozentpunkte; der relevante Koeffizient ist jedoch nicht statistisch signifikant. Die berichteten Standardfehler sind geclustert und damit Heteroskedastie-robust. In dieser ersten Spezifikation sind sowohl die aktive Arbeitsmarktpolitik als auch die Arbeitsschutzbestimmungen negativ mit der Arbeitslosenquote korreliert, während die Arbeitslosenunterstützung einen positiven Koeffizienten aufweist und statistisch signifikant ist (auf dem 5%-Signifikanz-Niveau). Der Einfluss des gewerkschaftlichen Organisationsgrads auf die Arbeitslosenquote ist nur schwach signifikant. Das angepasste R^2 zeigt an, dass die erklärenden Variablen (zusammen mit den „Fixed-Effects“-Parametern, die in der Tabelle aus Platzgründen nicht

berichtet werden) dazu in der Lage sind, 74,2% der Variation in der Arbeitslosenquote zu erklären.

Diese Ergebnisse aus der ersten Spalte von Tabelle 3 legen nahe, dass Variationen in der Arbeitslosenquote jedenfalls nicht ausschließlich durch Arbeitsmarktinstitutionen und Produktivitätswachstum zu erklären sind. Deshalb führen wir in Modell (2) die Kapitalakkumulation sowie die langfristigen Realzinsen als zusätzliche Kontrollvariablen ein. Damit testen wir alternative Hypothesen hinsichtlich der Determinanten von Arbeitslosigkeit. Die Berücksichtigung dieser zwei zusätzlichen Kontrollvariablen erhöht das angepasste R^2 auf 78,8%. Der Koeffizient der langfristigen Realzinsen hat ein positives Vorzeichen und ist hoch signifikant. Dies verweist darauf, dass ein Anstieg in den langfristigen Realzinsen mit einer erhöhten Arbeitslosigkeit in Verbindung steht. Wie in der relevanten postkeynesianischen Literatur erwartet wird,³¹ steht die Kapitalakkumulation in negativem Zusammenhang mit der Arbeitslosenquote und ist statistisch hoch signifikant. Der Koeffizient besagt, dass ein Anstieg im Verhältnis der realen Bruttoanlageinvestitionen zu dem realen Nettokapitalstock um einen Prozentpunkt die Arbeitslosenquote um 0,4 Prozentpunkte reduziert. Im Vergleich zu Modell (1) ändert sich die Größe der Koeffizienten der institutionellen Arbeitsmarktvariablen in Modell (2) zu jeweils unterschiedlichen Graden. Die geschätzte Richtung des Zusammenhangs bleibt jedoch für alle AMI-Variablen gleich – mit der Ausnahme der Arbeitsschutzbestimmungen, für die sich das Vorzeichen dreht. Der gewerkschaftliche Organisationsgrad ist jedoch die einzige Arbeitsmarktvariable, die in Modell (2) noch statistische Signifikanz aufweist.

Modell (3) ist das gleiche wie Modell (2), aber mit einem entscheidenden Unterschied, weil nunmehr keine jährlichen Daten, sondern Fünfjahres-Durchschnitte verwendet werden. In diesem Zusammenhang ist daran zu erinnern, dass wir Fünfjahres-Durchschnitte verwenden, um den Großteil der kurzfristigen zyklischen Effekte zu eliminieren, was verlässlichere kausale Interpretationen ermöglichen soll. Die Ergebnisse in Modell (3) bestätigen die wichtigsten bisherigen Resultate: Die langfristigen Realzinsen und die Kapitalakkumulation haben das auf Basis der Theorie erwartete Vorzeichen und sind (hoch) signifikant. Nach der Bildung von Fünfjahres-Durchschnitten bleibt jedoch keine einzige statistisch signifikante AMI-Variable übrig.

In Modell (4) testen wir die Robustheit der bisherigen Schätzungen, indem wir den „*First-Difference*“-Schätzer verwenden, also Veränderungen in den Arbeitslosenquoten auf Veränderungen in den Kontrollvariablen regressieren. Dabei wird deutlich, dass die zentralen Regressionsresultate Bestätigung finden. Der Koeffizient der langfristigen Zinsen ist jedoch nun kleiner und weniger signifikant. Aktive Arbeitsmarktpolitik und das Arbeitslosengeld weisen jeweils einen statistisch signifikanten Para-

meter auf. Die Kapitalakkumulation hat neuerlich einen negativen, hoch signifikanten Einfluss auf die Arbeitslosenquote. In Modell (5) legen wir die von Baccaro und Rei (2007) präferierte Schätzstrategie zugrunde, indem wir den „First-Difference“-Schätzer auf der Basis von Fünfjahresdurchschnitten verwenden. Diese Vorgehensweise erlaubt uns, den Einfluss von Kapitalakkumulation und langfristigen Realzinsen auf die Arbeitslosigkeit zu bestätigen: In Modell (5) ist jedoch genau wie in Modell (3) keine einzige Arbeitsmarktvariable statistisch signifikant. Das vorläufige Ergebnis lautet demnach, dass Kapitalakkumulation und die langfristigen Realzinsen nicht zu vernachlässigende Determinanten der Arbeitslosenquote sind.

Tabelle 3: Grundlegende Regressionsergebnisse (1985-2011)

	Abhängige Variable: Arbeitslosenquote (AL)				
	(1) FE	(2) FE	(3) FE	(4) FD	(5) FD
$\Delta INFL$	-0,139*** (0,037)	-0,042 (0,039)	0,434 (0,302)	-0,047 (0,038)	0,226 (0,198)
AL_{t-1}	0,912*** (0,033)	0,761*** (0,053)		0,328*** (0,051)	
Kapitalakkumulation		-0,383** (0,148)	-1,680*** (0,324)	-1,167*** (0,129)	-1,698*** (0,329)
Langfristige Realzinsen		0,177*** (0,046)	0,428*** (0,157)	0,105* (0,063)	0,193* (0,110)
Arbeitsschutzbestimmungen	-0,407 (0,509)	0,810 (0,594)	2,831 (2,066)	-0,597 (0,743)	0,870 (1,456)
Aktive Arbeitsmarktpolitik	-0,015 (0,012)	-0,004 (0,013)	-0,009 (0,031)	-0,049*** (0,014)	-0,023 (0,033)
Gewerkschaftlicher Organisationsgrad	0,061* (0,034)	0,052** (0,026)	-0,022 (0,083)	0,067 (0,050)	-0,020 (0,061)
Arbeitslosenunterstützung	0,042** (0,020)	0,023 (0,016)	0,0004 (0,043)	0,030** (0,012)	0,013 (0,026)
Produktivitätswachstum	-0,036 (0,058)	-0,059 (0,044)	-0,602** (0,259)	0,012 (0,013)	-0,149 (0,188)
„Terms-of-Trade“-Änderung	-0,024 (0,018)	-0,010 (0,015)	0,042 (0,098)	0,002 (0,005)	-0,051 (0,049)
Beobachtungen	310	304	75	281	54
R ²	0,789	0,829	0,674	0,677	0,649
Angepasstes R ²	0,742	0,788	0,381	0,666	0,587
Daten	jährlich	jährlich	5JD	jährlich	5JD
Anzahl von Ländern	23	23	21	23	21
Länderspez. „Fixed Effects“	ja	ja	ja	nein	nein
Zeitspez. „Fixed Effects“	ja	ja	ja	nein	nein

Anmerkung: Die Tabelle berichtet geclusterte (Heteroskedastie-robuste) Standardfehler in Klammern. Details zu den Variablen sind in Tabelle 2 verfügbar. „FE“: *Fixed effects*. „FD“: *First differences*. „5JD“: Fünfjahres-Durchschnitte.

5. Robustheitstests bezüglich der Determinanten von Arbeitslosigkeit in OECD-Ländern

In diesem Kapitel präsentieren wir mehrere Robustheitstests. Erstens nehmen wir Variationen in der Zeitperiode vor, indem wir auf die Jahre 2000 bis 2013 blicken. Dadurch ist es uns möglich, zusätzliche Arbeitsmarktvariablen zu berücksichtigen. Zweitens verwenden wir unterschiedliche Maße für „strukturelle“ Arbeitslosigkeit, das heißt wir variieren die abhängige Variable in den Regressionsmodellen. Drittens berücksichtigen wir *Lag*-Spezifikationen, weil das Argument vorgebracht werden könnte, dass die erklärenden Variablen sich erst mit zeitlicher Verzögerung auf die Arbeitslosigkeit auswirken. Viertens untersuchen wir die Rolle von Interaktionstermen, da einige existierende Studien die Interaktionseffekte zwischen verschiedenen Arbeitsmarktinstitutionen und deren Einfluss auf die Arbeitslosigkeit betonen. Fünftens variieren wir die Ländergruppe, um zu testen, ob die grundlegenden Ergebnisse robust sind.

5.1 Variation in der Zeitperiode: Evidenz für die Jahre 2000 bis 2013

Als ersten Robustheitstest verbessern wir die Abdeckung der institutionellen Arbeitsmarktinstitutionen, denn einige dieser Variablen sind über den langen Zeitraum 1985-2011 nicht im OECD-Ländervergleich verfügbar. Tabelle 4 zeigt die ökonometrischen Ergebnisse für den Zeitraum 2000-2013, wobei alle Modellspezifikationen genau gleich gewählt sind wie in Tabelle 3. Der Unterschied besteht jedoch darin, dass wir nun zwei zusätzliche AMI-Variablen berücksichtigen können, nämlich den Mindestlohn und den Steuerkeil. Zudem ersetzt nun die Nettoersatzrate bei der Arbeitslosenunterstützung die Bruttoersatzrate. Wenn wir auf die Ergebnisse in Modell (1) von Tabelle 4 blicken, wird ersichtlich, dass die Arbeitsmarktvariablen – zusammen mit den Variablen Produktivitätswachstum, Änderung in den Terms of Trade und den „*Fixed-Effects*“-Parametern, wobei letztere nicht in der Tabelle berichtet werden – rund 74,2% der Variation in der Arbeitslosenquote erklären. Sobald wir in Modell (2) die Kapitalakkumulation und die langfristigen Realzinsen einführen, steigt das angepasste R^2 jedoch auf 80,2% an. Dies deutet darauf hin, dass die zusätzlichen makroökonomischen Kontrollvariablen nicht vernachlässigt werden sollten. Die Kapitalakkumulation hat wiederum das erwartete, negative Vorzeichen – das heißt: ein Anstieg in der Kapitalakkumulation steht im Zusammenhang mit einer Senkung der Arbeitslosigkeit – und ist statistisch signifikant, während ein Anstieg in den langfristigen realen Zinsen mit einem Anstieg der Arbeitslosigkeit einhergeht. In Modell (2) ist keine einzige institutionelle Arbeitsmarktvariable signifikant. Durch die Schätzung der Modelle (4) und (5) stellt sich neuerlich heraus, dass die

Kapitalakkumulation eine statistisch signifikante Determinante der Arbeitslosenquote ist, während die Arbeitsmarktvariablen im Großen und Ganzen keinen wie in der *Mainstream*-Theorie erwarteten, robusten und signifikanten Erklärungsgehalt entfalten. Zusammenfassend bestätigen die Regressionen für die kürzere Zeitperiode 2000-2013, in der die Datenverfügbarkeit für die institutionellen Arbeitsmarktvariablen sich verbessert hat, demnach die grundlegenden Ergebnisse auf Basis der Daten für den längeren Zeitraum 1985-2011: Die meisten Variablen, die Arbeitsmarktinsti-

Tabelle 4: Regressionsergebnisse (2000-2013)

	Abhängige Variable: Arbeitslosenquote (AL)				
	(1) FE	(2) FE	(3) FE	(4) FD	(5) FD
$\Delta INFL$	-0,137** (0,063)	0,011 (0,077)	1,829** (0,486)	0,040 (0,035)	0,867 (0,583)
AL_{t-1}	0,922*** (0,052)	0,653*** (0,066)		0,246*** (0,041)	
Kapitalakkumulation		-0,825*** (0,274)	-2,428** (0,697)	-1,447*** (0,308)	-1,992* (0,891)
Langfristige Realzinsen		0,201** (0,078)	0,330 (0,172)	0,226*** (0,061)	0,417 (0,341)
Mindestlohn	0,0002* (0,0001)	0,0002 (0,0001)	-0,001** (0,0004)	0,0002* (0,0001)	-0,0005 (0,0003)
Arbeitsschutzbestimmungen	-1,385 (1,452)	0,281 (1,136)	5,549 (3,824)	0,045 (0,694)	-3,072 (6,803)
Aktive Arbeitsmarktpolitik	-0,027 (0,023)	-0,005 (0,027)	-0,065** (0,022)	-0,038* (0,022)	-0,043 (0,061)
Gewerkschaftlicher Organisationsgrad	0,297 (0,265)	0,162 (0,202)	0,130 (0,326)	-0,034 (0,089)	0,731 (0,400)
Arbeitslosenunterstützung netto	0,056 (0,051)	0,006 (0,058)	0,179** (0,046)	0,010 (0,032)	0,031 (0,126)
Steuerkeil	0,015 (0,064)	-0,124 (0,093)	-0,849** (0,326)	-0,088 (0,056)	-0,621 (0,455)
Produktivitätswachstum	-0,019 (0,065)	-0,034 (0,043)	0,200 (0,320)	0,016 (0,020)	-0,921 (0,680)
„Terms-of-Trade“-Änderung	-0,040** (0,018)	-0,022 (0,016)	-1,299*** (0,159)	0,013 (0,012)	-0,270* (0,137)
Beobachtungen	117	116	29	103	18
R ²	0,813	0,861	0,966	0,771	0,887
Angepasstes R ²	0,742	0,802	0,812	0,743	0,725
Daten	jährlich	jährlich	5JD	jährlich	5JD
Anzahl von Ländern	13	13	11	13	11
Länderspez. „Fixed Effects“	ja	ja	ja	nein	nein
Zeitspez. „Fixed Effects“	ja	ja	ja	nein	nein

Anmerkung: Die Tabelle berichtet geclusterte (Heteroskedastie-robuste) Standardfehler in Klammern. Details zu den Variablen sind in Tabelle 2 verfügbar. „FE“: *Fixed effects*. „FD“: *First differences*. „5JD“: Fünfjahres-Durchschnitte.

tutionen abbilden, haben entweder a) ein Vorzeichen, das nicht mit der theoretischen *Mainstream*-Erwartung konsistent ist, b) weisen keine statistische Signifikanz auf, oder c) ihr Einfluss ist nicht robust gegenüber unterschiedlichen Modellspezifikationen.

5.2 Variation in der abhängigen Variable: Die Determinanten von NAIRU-Schätzungen

Ein möglicher Einwand gegen die bislang präsentierten Resultate besagt, dass es nicht überraschend sei, dass Kapitalakkumulation einen negativen Einfluss auf die Arbeitslosigkeit hat; denn die Arbeitslosenquote bestehe sowohl aus einer strukturellen Komponente – die auf institutionellen (Arbeitsmarkt-)Charakteristika der jeweiligen Volkswirtschaft beruhe³² – sowie aus einer zyklischen Komponente, die durch das Auf und Ab des Konjunkturzyklus bestimmt sei.³³ Obgleich wir bereits ökonometrische Resultate präsentiert haben, die auf Fünfjahres-Durchschnitten beruhen – damit zumindest größtenteils die kurzfristigen konjunkturellen Einflüsse eliminieren und die kausale Interpretation erleichtern –, könnte weiterhin argumentiert werden, dass ForscherInnen ganz explizit die Determinanten von „struktureller“ Arbeitslosigkeit untersuchen sollten – also jenem Teil der Arbeitslosigkeit, der unabhängig ist von konjunkturellen und saisonalen Einflüssen. Es ist offensichtlich, dass diese „strukturelle“ Arbeitslosigkeit jedenfalls nicht beobachtet, sondern nur auf der Basis von ökonomischen Modellen geschätzt werden kann.³⁴ Der prominenteste Ansatz ist in diesem Zusammenhang die Schätzung der „*non-accelerating inflation rate of unemployment*“ (kurz: NAIRU). Die zentrale Proposition in diesem Zusammenhang besagt, dass jede Volkswirtschaft zu einem beliebigen Zeitpunkt durch eine klar definierte, aber nicht beobachtbare Arbeitslosenquote charakterisiert ist, bei der die Inflation konstant bleibt. Während die theoretischen Grundlagen der NAIRU als Theorie zur Erklärung der Arbeitslosigkeit umstritten bleiben – da das NAIRU-Modell mit mehreren theoretischen Traditionen in Einklang gebracht werden kann³⁵ –, besteht die dominante empirische Praxis darin, die nicht beobachtbare NAIRU mittels statistischer Filtermodelle zu schätzen, die es ermöglichen, die „strukturelle“ Komponente von der konjunkturellen Komponente der Arbeitslosenquote zu trennen.³⁶ Nachfolgend verwenden wir die prominenten NAIRU-Schätzungen der OECD als alternative Arbeitslosigkeitsvariable. Diese NAIRU-Schätzungen der OECD werden regelmäßig als Näherungsgröße für „strukturelle“ Arbeitslosigkeit verwendet³⁷ und informieren als solche direkt oder indirekt den wirtschaftspolitischen Entscheidungsprozess.³⁸

Tabelle 5 zeigt die Determinanten der NAIRU-Schätzungen, die von der OECD vorgenommen werden. Die erklärenden Variablen sind dieselben wie in den Modellspezifikationen von Tabelle 3 – mit dem Unterschied,

dass wir die Variable eliminieren, die ursprünglich eingeführt wurde, um einen möglichen *Trade-off* in der Phillipskurven-Beziehung zwischen Arbeitslosigkeit und Inflation abzubilden. Dieser *Trade-off* ist jedoch implizit bereits in der zugrundeliegenden (abhängigen) NAIRU-Variable berücksichtigt,³⁹ weshalb wir nun unser ökonometrisches NAIRU-Modell ohne die Inflationskontrollvariable spezifizieren können. In Modell (1) sind auf der Ebene der AMI-Variablen nur die Arbeitsschutzbestimmungen statistisch signifikant, haben jedoch ein negatives Vorzeichen. In den Modellen (2) und (3) inkludieren wir die Variablen Kapitalakkumulation und langfristige Realzinsen. Wenn wir in Modell (3) Fünfjahres-Durchschnitte verwenden, zeigt keine einzige Arbeitsmarktvariable statistische Signifikanz. Allerdings ist es neuerlich so, dass die Kapitalakkumulation das erwartete

Tabelle 5: Regressionsergebnisse (1985-2011). Abhängige Variable: NAIRU (OECD)

	Abhängige Variable: Arbeitslosenquote (AL)				
	(1) FE	(2) FE	(3) FE	(4) FD	(5) FD
$NAIRU_{t-1}$	0,901*** (0,031)	0,851*** (0,040)		0,556*** (0,143)	
Kapitalakkumulation		-0,094** (0,042)	-0,843*** (0,230)	-0,162*** (0,045)	-0,516*** (0,139)
Langfristige Realzinsen		0,016 (0,012)	-0,067 (0,093)	0,018*** (0,005)	0,050 (0,043)
Arbeitsschutzbestimmungen	-0,500** (0,201)	-0,205 (0,196)	-0,761 (1,160)	-0,282 (0,215)	0,026 (1,574)
Aktive Arbeitsmarktpolitik	-0,003 (0,003)	-0,003 (0,003)	-0,018 (0,011)	-0,004* (0,002)	-0,018** (0,007)
Gewerkschaftlicher Organisationsgrad	0,016 (0,018)	0,024** (0,011)	-0,030 (0,043)	0,001 (0,010)	0,029 (0,035)
Arbeitslosenunterstützung	0,009 (0,005)	0,004 (0,004)	-0,011 (0,008)	0,001 (0,002)	0,016 (0,012)
Produktivitätswachstum	-0,025 (0,021)	-0,037* (0,020)	-0,222 (0,201)	0,001 (0,007)	-0,076 (0,120)
„Terms-of-Trade“-Änderung	-0,007 (0,004)	-0,005 (0,003)	0,040 (0,026)	-0,00002 (0,002)	0,005 (0,016)
Beobachtungen	313	307	73	284	52
R ²	0,881	0,914	0,719	0,606	0,525
Angepasstes R ²	0,856	0,894	0,467	0,595	0,450
Daten	jährlich	jährlich	5JD	jährlich	5JD
Anzahl von Ländern	23	23	21	23	21
Länderspez. „Fixed Effects“	ja	ja	ja	nein	nein
Zeitspez. „Fixed Effects“	ja	ja	ja	nein	nein

Anmerkung: Die Tabelle berichtet geclusterte (Heteroskedastie-robuste) Standardfehler in Klammern. Details zu den Variablen sind in Tabelle 2 verfügbar. „FE“: *Fixed effects*. „FD“: *First differences*. „5JD“: Fünfjahres-Durchschnitte.

Vorzeichen aufweist und statistisch signifikant ist. Dieses grundlegende Bild ändert sich auch nicht, wenn wir den „*First-Differences*“-Schätzer verwenden (basierend auf jährlichen Daten in Modell [4] und auf Fünfjahres-Durchschnitten in Modell [5]): Wir bestätigen, dass Kapitalakkumulation eine signifikante Determinante der NAIRU darstellt, während die institutionellen Arbeitsmarktvariablen großteils als erklärende Variablen nicht die aus der *Mainstream*-Theorie erwartete Signifikanz aufweisen. Als Nebenbemerkung sei darauf verwiesen, dass diese Ergebnisse weitere Evidenz dafür liefern, dass breit genutzte NAIRU-Schätzungen eine fragwürdige Näherungsgröße für „strukturelle“ Arbeitslosigkeit darstellen,⁴⁰ weshalb diese Schätzungen nur mit größter Vorsicht als Maß für die Kapazitätsauslastung an den Arbeitsmärkten genutzt werden sollten. Tatsächlich sind diese auf statistischen Filtermodellen basierenden NAIRU-Schätzungen zu einem erheblichen Anteil durch makroökonomische Faktoren determiniert, sodass eine simple „strukturelle“ Interpretation zu erheblichen Fehlinformationen im wirtschaftspolitischen Entscheidungsprozess und zu suboptimaler makroökonomischer Politik führen kann.⁴¹

5.3 *Lag*-Spezifikationen, Interaktionsterme und Variationen in der Ländergruppe

Als dritten Schritt in der Robustheitsanalyse untersuchen wir, ob die Einführung von *Lags* – das heißt: zeitlich verzögerten Kontrollvariablen – die Regressionsergebnisse ändert. Denn es lässt sich argumentieren, dass Arbeitsmarktinstitutionen die („strukturelle“) Arbeitslosigkeit möglicherweise erst mit zeitlicher Verzögerung beeinflussen. Wir verwenden die Spezifikationen in Tabelle 3 als Referenzpunkt. Tabelle 6 zeigt die Schätzergebnisse der *Lag*-Spezifikationen für den Zeitraum 1985-2011. Dabei zeigen die Spalten (1)-(3) die Resultate basierend auf jährlichen Daten, die Spalten (4)-(6) beruhen hingegen auf Fünfjahres-Durchschnitten. In den Modellen (1) und (4) inkludieren wir *Lags* für alle Arbeitsmarktvariablen, um dem Argument Rechnung zu tragen, dass institutionelle Veränderungen sich erst mit zeitlicher Verzögerung auf die Arbeitslosenquote auswirken können. Diese Hypothese ist jedoch auf der Basis unserer Daten nicht haltbar. Denn die Koeffizienten und Standardfehler der Kapitalakkumulation und der langfristigen Realzinsen bleiben nach der Einführung von *AMI-Lags* weitgehend unbeeinflusst (wenngleich der Koeffizient der langfristigen Zinsen in Modell (4) seine statistische Signifikanz verliert). Gleichzeitig haben die institutionellen Arbeitsmarktvariablen entweder a) ein Vorzeichen, das nicht mit der theoretischen *Mainstream*-Erwartung konsistent ist, b) weisen keine statistische Signifikanz auf, oder c) ihr Einfluss ist nicht robust gegenüber unterschiedlichen Modellspezifikationen. Wir setzen fort, indem wir in den Modellen (2) und (5) *Lags* für Kapitalakkumulation

und die langfristigen Zinsen berücksichtigen, um zu untersuchen, ob sich diese alternativen Erklärungsfaktoren zeitverzögert auf die Arbeitslosenquote auswirken. Die Ergebnisse bekräftigen die Rolle von makroökonomischen Faktoren als Determinanten der Arbeitslosigkeit. In den Spalten (3) und (6) inkludieren wir schließlich alle möglichen *Lag*-Terme: sowohl für die Variablen zu Arbeitsmarktinstitutionen als auch für die makroökonomischen Variablen Kapitalakkumulation und langfristige Realzinsen. Zudem berücksichtigen wir *Lags* für Änderungen in den *Terms of Trade* und im Produktivitätswachstum. Die zentralen Ergebnisse werden erneut bestätigt: Insbesondere der signifikante Einfluss der Kapitalakkumulation auf die Arbeitslosenquote sticht heraus. Die ökonometrische Evidenz für den Einfluss der Arbeitsmarktvariablen kann hingegen bestenfalls als gemischt bezeichnet werden. Tatsächlich ist die aktive Arbeitsmarktpolitik die einzige AMI-Variable, die in zwei von sechs Modellen in Tabelle 6 statistische Signifikanz aufweist.

Der vierte Bereich unserer Robustheitsanalyse beschäftigt sich mit Interaktionseffekten. Die bestehende Literatur ist durch mehrere Studien charakterisiert, die davon ausgehen, dass institutionelle Arbeitsmarktvariablen sich durch ihre Interaktionen auf die Arbeitslosigkeit auswirken.⁴² Stockhammer und Klär (2011, S. 449) streichen jedoch hervor, dass „die theoretischen Grundlagen für diese Interaktionen [...] unspezifisch sind. So argumentiert beispielsweise der IWF (2003), dass die Effekte unterschiedlicher Arbeitsmarktvariablen sich gegenseitig verstärken, ohne jedoch im Vorhinein zu spezifizieren, welche Arbeitsmarktinstitutionen interagieren sollten. Daraus erwächst ein Problem für jeden Versuch, die Effekte von Interaktionen statistisch zu evaluieren: Weil es zahlreiche potenzielle Interaktionen gibt, muss der geneigte Forscher einige finden, die statistisch signifikant sind“.⁴³

Dennoch schätzten wir mehrere Modellspezifikationen, um zu analysieren, ob Interaktionseffekte bedeutsam sind. Die Ergebnisse lassen sich folgendermaßen zusammenfassen: Es spielt keine Rolle, ob wir ausschließlich Interaktionen zwischen institutionellen Arbeitsmarktvariablen, Interaktionen zwischen den AMI-Variablen und den zusätzlichen makroökonomischen Kontrollvariablen (Kapitalakkumulation und langfristige Zinsen), oder aber alle Interaktionen auf einmal berücksichtigen. Denn wir finden jeweils keine Evidenz dafür, dass Interaktionseffekte eine systematische Rolle spielen. Kapitalakkumulation und langfristige Zinsen bewahren hingegen ihr erwartetes Vorzeichen und ihre statistische Signifikanz. Zusammenfassend verwirft dieser Robustheitstest also die Hypothese, dass Interaktionsterme von zentraler Bedeutung zur Erklärung von Arbeitslosenquoten in OECD-Ländern wären, während wir jedoch neuerlich bestätigen, dass makroökonomische Faktoren berücksichtigt werden müssen, um die Arbeitslosenquoten in OECD-Ländern erklären zu können.⁴⁴

Tabelle 6: Lag-Spezifikationen (1985-2011)

	Abhängige Variable: Arbeitslosenquote (AL)					
	(1) FE	(2) FE	(3) FE	(4) FE	(5) FE	(6) FE
$\Delta INFL$	-0,026 (0,037)	0,065 (0,115)	-0,026 (0,091)	0,739* (0,376)	0,612** (0,255)	0,295 (0,358)
AL_{t-1}	0,767*** (0,040)	0,765*** (0,031)	0,799*** (0,032)			
Kapitalakkumulation	-0,575***	-1,099*** (0,203)	-1,152*** (0,241)	-2,428*** (0,254)	-2,348*** (0,426)	-2,439*** (0,266)
Kapitalakkumulation $_{t-1}$		0,610*** (0,188)	0,794*** (0,214)		-0,248 (0,227)	0,034 (0,232)
Langfristige Realzinsen	0,134*** (0,038)	0,235** (0,098)	0,157* (0,084)	0,074 (0,162)	0,196 (0,117)	-0,055 (0,212)
Langfristige Realzinsen $_{t-1}$		-0,129 (0,142)	-0,034 (0,104)		-0,253 (0,193)	0,500** (0,232)
Arbeitsschutzbestimmungen	0,326 (0,814)	-0,110 (0,316)	0,204 (0,815)	1,442 (2,581)	0,360 (1,435)	1,055 (3,055)
Arbeitsschutzbestimmungen $_{t-1}$	-0,416 (0,841)		-0,470 (0,847)	-1,804 (1,530)		-1,905 (1,572)
Aktive Arbeitsmarktpolitik	-0,050*** (0,015)	-0,0001 (0,012)	-0,042*** (0,013)	-0,021 (0,048)	-0,008 (0,033)	-0,033 (0,040)
Aktive Arbeitsmarktpolitik $_{t-1}$	0,066** (0,027)		0,055** (0,024)	0,064* (0,035)		0,066 (0,039)
Gewerkschaftlicher Organisationsgrad	0,095* (0,051)	0,035 (0,024)	0,029 (0,042)	0,027 (0,094)	0,004 (0,065)	0,009 (0,098)
Gewerkschaftlicher Organisationsgrad $_{t-1}$	-0,037 (0,030)		0,015 (0,028)	0,067 (0,065)		0,072 (0,066)
Arbeitslosenunterstützung	0,0003 (0,028)	0,028** (0,011)	-0,012 (0,029)	-0,050 (0,063)	0,029 (0,039)	-0,018 (0,053)
Arbeitslosenunterstützung $_{t-1}$	0,026 (0,021)		0,036 (0,025)	-0,001 (0,055)		0,018 (0,060)
Produktivitätswachstum	-0,011 (0,041)	0,053 (0,055)	0,079 (0,054)	-0,907*** (0,255)	-0,730** (0,279)	-0,827** (0,319)
Produktivitätswachstum $_{t-1}$	-0,052 (0,057)		-0,009 (0,062)	0,698** (0,316)		0,517 (0,335)
„Terms-of-Trade“-Änderung	0,035*** (0,011)	0,037*** (0,008)	0,024*** (0,008)	0,088** (0,032)	0,096*** (0,026)	0,093*** (0,030)
„Terms-of-Trade“-Änderung $_{t-1}$	-0,005 (0,010)		-0,0005 (0,012)	0,122 (0,089)		0,168*** (0,055)
Beobachtungen	291	301	290	58	71	57
R ²	0,878	0,862	0,892	0,857	0,776	0,876
Angepasstes R ²	0,844	0,829	0,861	0,546	0,524	0,536
Daten	jährlich	jährlich	jährlich	5JD	5JD	5JD
Anzahl von Ländern	22	22	22	19	21	19
Länderspez. „Fixed Effects“	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Zeitspez. „Fixed Effects“	ja	ja	ja	ja	ja	ja

Anmerkung: Die Tabelle berichtet geclusterte (Heteroskedastie-robuste) Standardfehler in Klammern. Details zu den Variablen sind in Tabelle 2 verfügbar. „FE“: Fixed effects. „5JD“: Fünfjahres-Durchschnitte.

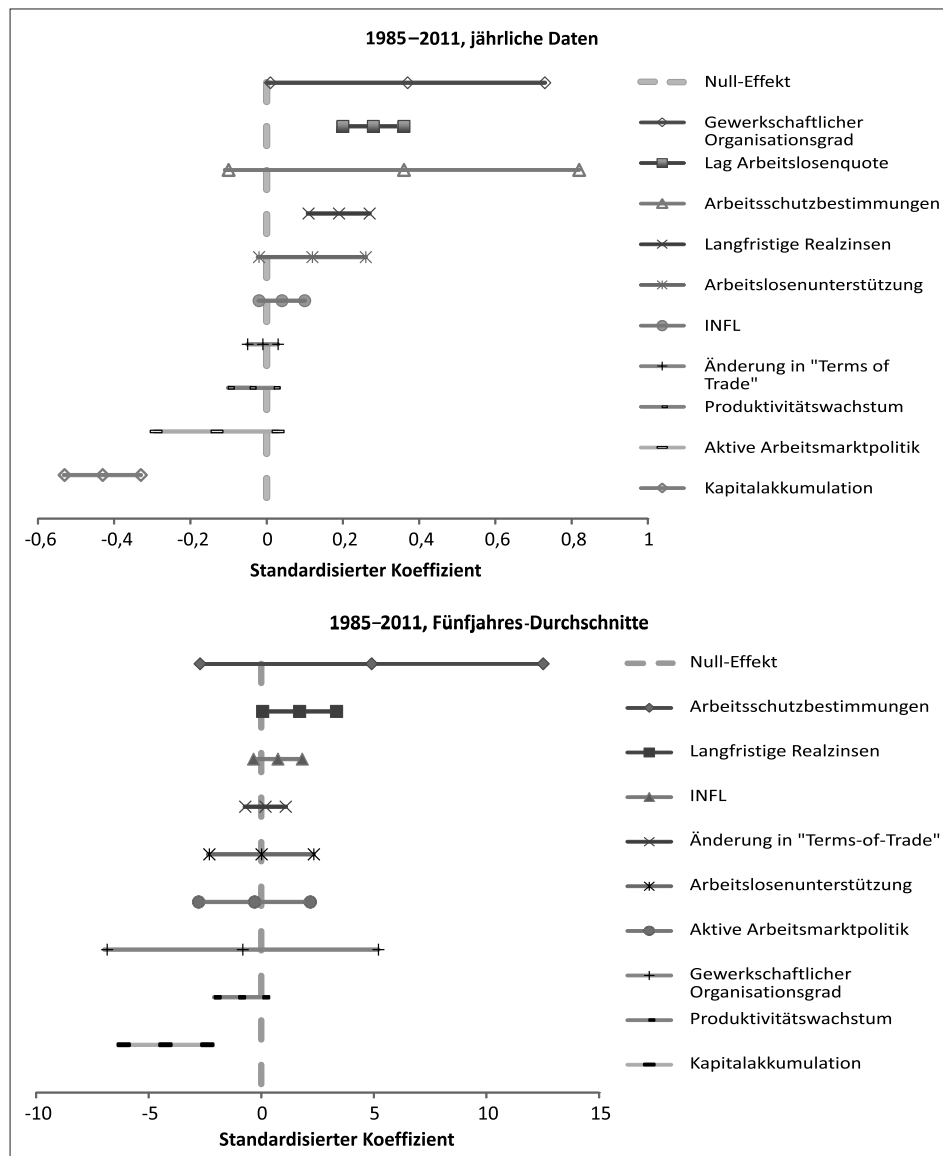
Abschließend testeten wir zudem, ob Ausreißer die durchschnittlichen ökonometrischen Ergebnisse in Tabelle 3 beeinflussen. Wir führten Variationen in der Ländergruppe durch, indem wir jeweils ein Land aus der Ländergruppe ausschlossen. Dieser Robustheitstest verweist darauf, dass das Inkludieren oder Exkludieren einzelner Länder weder die Größe der Koeffizienten noch ihre statistische Signifikanz maßgeblich verändert.⁴⁵

5.4 Statistische Signifikanz versus ökonomische Relevanz

Wer nur auf die statistische Signifikanz von Variablen achtet, könnte in die Irre geleitet werden. Denn Signifikanz impliziert nicht immer, dass die jeweilige erklärende Variable einen Einfluss auf die abhängige Variable hat, der als ökonomisch relevant bezeichnet werden kann.⁴⁶ Deshalb standardisieren wir nachfolgend die Variablen in unserem Basismodell, um den ökonomischen Einfluss der Arbeitsmarktvariablen und der makroökonomischen Variablen herauszuarbeiten. Wir tun dies, indem wir die geschätzten Parameter neu skalieren, was darauf basiert, dass wir die Parameter durch zwei Standardabweichungen dividieren.⁴⁷ Diese Standardisierung ermöglicht eine Einschätzung betreffend die Frage, welche Variablen die relevanteste Beziehung mit der Arbeitslosigkeit haben, weil sie die Koeffizienten der Variablen direkt vergleichbar macht.

Abbildung 1 beinhaltet zwei „Forest Plots“, welche die standardisierten Koeffizienten für die grundlegenden Ergebnisse im Zeitraum 1985-2011 abbilden. Im oberen Teil der Grafik sind die standardisierten Ergebnisse basierend auf jährlichen Daten dargestellt (siehe Modell [2] in Tabelle 3), und im unteren Teil der Grafik sind die Ergebnisse für die Fünfjahres-Durchschnitte zu sehen (siehe Modell [3] in Tabelle 3). Die Balken, welche die Punktschätzer ergänzen, repräsentieren zwei Standardfehler als Maß für die Unsicherheit rund um die Punktschätzung. Die Ergebnisse sind in zweierlei Hinsicht besonders bedeutsam. Erstens ist der ökonomische Einfluss der institutionellen Arbeitsmarktvariablen auf die Arbeitslosigkeit relativ gering, nachdem die Standardisierung durchgeführt wurde. Keine einzige der Arbeitsmarktvariablen weist ein Unsicherheitsband auf, das nicht die vertikale Nulllinie berühren würde. Zweitens haben die makroökonomischen Variablen eindeutig den größten ökonomischen Einfluss auf die Arbeitslosigkeit: Dabei haben die langfristigen Realzinsen einen positiven Einfluss (ein Anstieg der Zinsen erhöht die Arbeitslosigkeit), während die Kapitalakkumulation einen negativen Einfluss nimmt (ein Anstieg der Kapitalakkumulation senkt die Arbeitslosigkeit). Damit bestätigt die Standardisierung der Regressionsergebnisse die ermittelten Resultate, wonach die Arbeitsmarktinstitutionen einen viel weniger signifikanten (und ökonomisch relevanten) empirischen Zusammenhang mit der Arbeitslosigkeit haben als in der *Mainstream*-Literatur erwartet. Makroöko-

Abbildung 1: Standardisierte Regressionsergebnisse. Ökonomischer Einfluss der Kontrollvariablen auf die Arbeitslosenquote



Anmerkung: Der obere Teil der Abbildung zeigt die standardisierten Ergebnisse, basierend auf dem jährlichen „Fixed-Effects“-Modell in Modell (2) von Tabelle 3. Der untere Teil der Abbildung zeigt die standardisierten Ergebnisse, basierend auf dem mit Fünfjahres-Durchschnitten berechneten Modell (3) in Tabelle 3. Die geschätzten Koeffizienten wurden neu skaliert mittels einer Division durch zwei Standardabweichungen (Gelman 2008). Der mittlere Punkt ist die standardisierte Punktschätzung für den jeweiligen Parameter, das Band gibt dann die Unsicherheit rund um diese Punktschätzung anhand von zwei Standardabweichungen an. Für Details zu den Variablen siehe Tabelle 2.

nomische Variablen sind hingegen nicht nur statistisch signifikante Determinanten, sondern ökonomisch auch höchst relevant.

6. Schlussfolgerungen

Eine Vielzahl an wirtschaftspolitisch einflussreichen Studien verwies in den vergangenen 25 Jahren darauf, dass die angestiegene Arbeitslosigkeit in OECD-Ländern hauptsächlich auf „Arbeitsmarktrigiditäten“ – wie exzessive Arbeitsschutzbestimmungen, Mindestlöhne, dysfunktionale zentralisierte Lohnverhandlungen etc. – zurückzuführen sei.⁴⁸ Die hier vorliegende Studie nahm nicht nur eine Bestandaufnahme der bestehenden Evidenz vor, sondern aktualisierte anhand von eigenen Schätzungen die empirische Evidenz. Wir nützten einen Datensatz zu 23 OECD-Ländern im Zeitraum 1985-2013, um zur bestehenden Literatur beizutragen. Wir taten dies, indem wir alternative Hypothesen zur Erklärung von Arbeitslosigkeit testeten, wobei wir einen längeren Zeithorizont und eine größere OECD-Ländergruppe berücksichtigten als die meisten vorangegangenen Studien und weitreichende Robustheitstests durchführten.

Die ökonometrischen Ergebnisse legen nahe, dass die Forschungsfrage, ob Standardmaße für „rigide“ Arbeitsmarktinstitutionen in OECD-Ländern robust mit höheren („strukturellen“) Arbeitslosenquoten im Zusammenhang stehen, mit einem klaren „Nein“ zu beantworten ist. Tatsächlich verweisen die in der vorliegenden Studie präsentierten Ergebnisse darauf, dass die Sichtweise, wonach Arbeitsmarktinstitutionen den Kern des Arbeitslosigkeitsproblems ausmachen, nicht durch robuste makroökonomische Evidenz gestützt ist. Diese Studie findet, dass Arbeitsmarktinstitutionen zwar teilweise einen Einfluss auf die Arbeitslosigkeit in OECD-Ländern haben mögen, dieser Einfluss jedoch an Signifikanz und Relevanz deutlich hinter dem Einfluss makroökonomischer Variablen zurückbleibt. Kapitalakkumulation zeigt einen statistisch signifikanten und ökonomisch relevanten Einfluss, selbst wenn wir für die langfristigen realen Zinsen kontrollieren.

Die wichtigste Implikation dieser Ergebnisse ist folgende: Um die Entwicklung der („strukturellen“) Arbeitslosigkeit in OECD-Ländern zu erklären, sollten ForscherInnen und wirtschaftspolitische EntscheidungsträgerInnen hauptsächlich auf makroökonomische Faktoren achten. Die in der vorliegenden Studie präsentierten Ergebnisse verweisen darauf, dass Anstiege in der („strukturellen“) Arbeitslosigkeit jedenfalls nicht einfach durch zunehmende Arbeitsmarktrigiditäten erklärt werden können. Die aggregierte makroökonomische Evidenz unterstützt damit auch dezidiert nicht die wirtschaftspolitische Empfehlung, wonach eine Deregulierung der Arbeitsmärkte – Kürzung von Arbeitslosengeld und Mindestlohn, De-

zentralisierung der Lohnverhandlungen etc. – das Problem gesteigerter Arbeitslosigkeit lösen könnte. Da höhere Kapitalakkumulation auf robuste Weise mit geringerer Arbeitslosigkeit im Zusammenhang steht, lässt sich hingegen die Schlussfolgerung ableiten, dass jene Maßnahmen, die auf eine gesteigerte Kapitalakkumulation abzielen, auf der wirtschaftspolitischen Agenda zur Senkung der Arbeitslosigkeit eine hohe Priorität einnehmen sollten.

Anmerkungen

- ¹ Z. B. OECD (2013).
- ² Z. B. EZB (2015); Andor (2016); Gräbner et al. (2017).
- ³ Z. B. Arpaia et al. (2014); Heimberger et al. (2017); Constancio (2018).
- ⁴ Z. B. Eggertsson et al. (2014); Campos et al. (2018); Duval und Furceri (2018).
- ⁵ Stockhammer (2008); Blanchard (2018); Constancio (2018).
- ⁶ Ball, Mankiw (2002).
- ⁷ Friedman (1968).
- ⁸ Z. B. King (2002).
- ⁹ Z. B. OECD (1994); IWF (2003); Blanchard (2006). Ein umfassender Literaturüberblick ist in Kapitel 2 der vorliegenden Studie verfügbar.
- ¹⁰ Die Inflationsrate ist Bestandteil dieser Regressionsmodelle, um einen möglichen *Trade-off* zwischen Arbeitslosigkeit und Inflation im Rahmen der Phillips-Kurve abzubilden.
- ¹¹ Z. B. Nickell (1997); Stockhammer und Klär (2011); Heimberger et al. (2017).
- ¹² Z. B. Blanchard (2006).
- ¹³ OECD (1994); Scarpetta (1996); Siebert (1997); Elmeskov et al. (1998); Blanchard und Wolfers (2000); IWF (2003); Belot und van Ours (2004); Nickell et al. (2005); Bernal-Verdugo et al. (2012).
- ¹⁴ IWF (2003), S. 129; eigene Übersetzung.
- ¹⁵ Baker et al. (2005); Howell et al. (2007); Baccaro und Rei (2007); Arestis et al. (2007); Stockhammer und Klär (2011); Vergeer und Kleinknecht (2012); Avdagic und Salardi (2013); Sturn (2013); Stockhammer et al. (2014); Heimberger et al. (2017); Constancio (2018).
- ¹⁶ Baker et al. (2005); Heckman (2007); Stockhammer und Klär (2011).
- ¹⁷ Z. B. IWF (2003); Bassanini und Duval (2006).
- ¹⁸ Rusticelli (2014).
- ¹⁹ Erwähnenswert ist, dass wir die aktiven Arbeitsmarktausgaben in % des BIP verwenden, die Daten jedoch durch die Arbeitslosenquote dividieren. Die Division durch die Arbeitslosenquote erlaubt es uns zu berücksichtigen, dass die Ausgaben für aktive Arbeitsmarktpolitik vom Auf und Ab der tatsächlichen Arbeitslosigkeit abhängen.
- ²⁰ Z. B. Felipe und McCombie (2014); Magacho und McCombie (2017).
- ²¹ Z. B. Kleinknecht (1998); Vergeer und Kleinknecht (2014); Storm und Capaldo (2018).
- ²² Z. B. Arpaia et al. (2014).
- ²³ Siehe Stockhammer und Klär (2011: S. 443) für eine eingehende Diskussion der Kanäle, über die Kapitalakkumulation die Arbeitslosigkeit beeinflussen kann.
- ²⁴ Z. B. Gianella et al. (2008).
- ²⁵ Z. B. Blanchard und Wolfers (2000).
- ²⁶ Z. B. Bassanini und Duval (2006).
- ²⁷ Z. B. Nickell (1997); Stockhammer und Klär (2011); Heimberger et al. (2017).

- ²⁸ Zunächst testen wir anhand von „Augmented-Dickey-Fuller-Tests“ auf Nicht-Stationarität der Länderzeitreihen zu Arbeitslosenquoten, strukturellen Arbeitsmarkindikatoren und zusätzlichen Kontrollvariablen. Für die Zeitperiode 1985-2011 stellen wir fest, dass die Nullhypothese, wonach alle Länderzeitreihen eine Einheitswurzel beinhalten, für alle Variablen außer für die Arbeitslosenquote und den Steuerkeil verworfen werden kann. Zudem testen wir anhand des Maddala-Wu-Tests auf Kointegration (Maddala und Wu 1999). Bei diesem Kointegrationstest besagt die Nullhypothese, dass die Residuen eine Einheitswurzel beinhalten, was bedeuten würde, dass die Variablen im Modell nicht kointegriert sind. Weil die Maddala-Wu-Teststatistiken es uns erlauben, die Null-Hypothese (keine Kointegration) mit einem 99%-Konfidenzintervall zu verwerfen, können wir von Evidenz dafür sprechen, dass unser weiter oben spezifiziertes Modell die Arbeitslosenquote in der langen Frist zu erklären vermag. Und dies bedeutet wiederum, dass der *Ordinary-Least-Squares*-Schätzer (OLS) konsistent ist, sodass das spezifizierte Modell in Niveaus geschätzt werden kann.
- ²⁹ Das offensichtliche Problem beim Bilden von solchen mehrjährigen Durchschnittswerten für die relevanten Variablen besteht in einem Verlust an Dateninformation, was es schwieriger macht, kurzfristige Beziehungen zwischen der Arbeitslosenquote und den erklärenden Variablen zu berücksichtigen (z. B. Baccaro und Rei 2007).
- ³⁰ Zur Schätzung der ökonometrischen Modelle anhand von *Ordinary-Least-Squares* (OLS) ist Folgendes zu vermerken: Wenn wir jährliche Daten im Zeitraum 1985-2011 verwenden, inkludieren wir auch einen *Lag* der abhängigen Variable, um für Persistenz der Arbeitslosigkeit und mögliche Hysterese-Effekte zu kontrollieren. Diese dynamische Spezifikation folgt Studien wie IWF (2003) und Nunziata (2005). Zu beachten ist, dass wir die verzögerte Arbeitslosigkeitsvariable nur mit jährlichen Daten inkludieren, jedoch nicht dort, wo das Modell auf der Basis von Fünfjahres-Durchschnitten geschätzt wird. Der Grund dafür ist, dass Nickell (1981) darauf hinweist, dass OLS-Schätzergebnisse verzerrt sein können, wenn das zugrundeliegende Modell sowohl eine verzögerte abhängige Variable als auch länderspezifische „*Fixed Effects*“ beinhaltet. Allerdings ist die Dimension dieser Verzerrung anhand von $1/T$ bestimmt, wobei T die Anzahl der Zeitperioden (in unserem Fall: Jahre) ist. Und diese Zahl ist sehr gering, weil unsere jährlichen Daten von 1985-2011 reichen ($1/27$). Judson und Owen (1999) testen die *Performance* von „*Fixed-Effects*“-Schätzern anhand von Monte-Carlo-Simulationen. Sie finden, dass „*Fixed-Effects*“-Schätzungen genauso gute oder sogar bessere Ergebnisse als Schätzalternativen liefern, wenn $T = 30$. Da die Zeitdimension in unserem Datensatz sehr nah an $T = 30$ liegt, können wir eine dynamische Modellspezifikation verwenden; denn die von Nickell (1981) aufzeigten Probleme haben kaum eine Bedeutung in unserem Studiendesign. Wir inkludieren jedoch keine verzögerte abhängige Variable, wenn wir Fünfjahres-Durchschnitte verwenden. Dies lässt sich auch damit begründen, dass es keine starken theoretischen Gründe dafür gibt, bei der Verwendung der Durchschnittsdaten eine *Lag*-Variable zu inkludieren. Im Kontrast dazu ist es sehr wahrscheinlich, dass nicht alle exogenen Schocks innerhalb von einem Jahr absorbiert werden können, weshalb eine dynamische Spezifikation mit jährlichen Daten sinnvoll erscheint (siehe Baccaro und Rei 2007). Schließlich ist zu erwähnen, dass wir als zusätzlichen Robustheits-Test die OLS-Schätzungen auch in ersten Differenzen vornehmen, wodurch die länderspezifischen „*Fixed Effects*“ beseitigt werden. Zusammenfassend stellt die Wahl unserer Modellspezifikation in Kombination mit der Struktur der Zeitreihendaten sicher, dass die Nickell-Verzerrung kein Problem für unsere Analyse darstellt.
- ³¹ Z. B. Arestis et al. (2007); Stockhammer und Klär (2011).
- ³² Z. B. Laubach (2001).
- ³³ Z. B. Planas und Rossi (2015).

- ³⁴ Z. B. Gordon (1997); Ball und Mankiw (2002); Blanchard (2018).
- ³⁵ Stockhammer (2008).
- ³⁶ Technisch betrachtet basieren diese NAIRU-Modelle auf einem sogenannten Kalman-Filter, der auf ein ökonometrisches Modell in einem „*State-Space-Framework*“ angewendet wird (Kalman 1960; Durbin und Koopman 2012). Das zugrundeliegende statistische Filtermodell beruht a) auf einer Mehrzahl von statistischen Annahmen über die nicht beobachtbaren Modellkomponenten (im Speziellen hinsichtlich autoregressiver Prozesse und *Lag*-Strukturen) sowie b) auf einer theoretischen Komponente basierend auf einer Phillips-Kurvenbeziehung (z. B. Rusticelli 2014; Planas und Rossi 2015). Derartige multivariate statistische Filtermodelle sind Kritik ausgesetzt, weil sie systematisch prozyklische Schätzungen produzieren, welche den wirtschaftspolitischen EntscheidungsträgerInnen Fehlinformationen über die „strukturelle“ Arbeitslosenquote liefern und in der Konsequenz zu suboptimalen Politikentscheidungen führen können (Heimberger und Kapeller 2017; Hristov et al. 2017; Jump und Stockhammer 2018).
- ³⁷ Galbraith (1997); Gianella et al. (2008); Guichard und Rusticelli (2011); Rusticelli (2014).
- ³⁸ In der Eurozone sind die NAIRU-Schätzungen von besonderer Bedeutung, weil sie als Inputs zur Berechnung von zyklisch bereinigten Budgetzahlen verwendet werden, die wiederum die Basis für mittelfristige Budgetziele im europäischen Fiskalregelwerk darstellen (Orlandi 2012; Klär 2013; Lendvai et al. 2015). Heimberger et al. (2017) präsentieren eine ökonometrische Analyse der Determinanten zu den relevanten NAIRU-Schätzungen der Europäischen Kommission, die jedoch für die nicht-europäischen OECD-Länder nicht zur Verfügung stehen. Die ökonometrische Evidenz verweist darauf, dass die NAIRU-Schätzungen der Europäischen Kommission keine gute Näherungsgröße für „strukturelle“ Arbeitslosigkeit sind (siehe hierzu auch Constancio 2018).
- ³⁹ Guichard und Rusticelli (2011); Rusticelli (2014).
- ⁴⁰ Heimberger et al. (2017); Hristov et al. (2017).
- ⁴¹ Heimberger und Kapeller (2017).
- ⁴² Z. B. Blanchard und Wolfers (2000); IWF (2003); Bassanini und Duval (2006).
- ⁴³ Eigene Übersetzung.
- ⁴⁴ Die detaillierten Regressionsergebnisse zu den Interaktionstermen werden aus Platzgründen nicht berichtet, aber sie sind auf Anfrage verfügbar.
- ⁴⁵ Die detaillierten Regressionsergebnisse zu den Variationen in der Ländergruppe werden aus Platzgründen nicht berichtet, aber sie sind auf Anfrage verfügbar.
- ⁴⁶ Z. B. McCloskey und Ziliak (1996).
- ⁴⁷ Gelman (2008).
- ⁴⁸ Z. B. OECD (1994); Siebert (1997); IWF (2003); Belot und van Ours (2004); Nickell et al. (2005); Bassanini und Duval (2006); Gianella et al. (2008); Orlandi (2012).

Literatur

- Alexiou, C.; Pitelis, C., On capital shortages and European unemployment: a panel data investigation, in: *Journal of Post Keynesian Economics* 25/4 (2003) 613-640.
- Andor, L., Towards shared unemployment insurance in the euro area, in: *IZA Journal of European Labour Studies* 5/10 (2016) 1-15.
- Arestis, P.; Baddeley, M.; Sawyer, M., The Relationship Between Capital Stock, Unemployment And Wages In Nine EMU Countries, in: *Bulletin of Economic Research* 59/2 (2007) 125-148.
- Arpaia, A.; Kiss, A.; Turrini, A., Is unemployment structural or cyclical? Main features of job matching in the EU after the crisis (= *European Economy Occasional Papers* 527, Brüssel 2014).

- Avdagic, S.; Salardi, P., Tenuous link: labour market institutions and unemployment in advanced and new market economies, in: *Socio-Economic Review* 4/11 (2013) 739-769.
- Baccaro, L.; Rei, D., Institutional Determinants of Unemployment in OECD Countries: Does the Deregulatory View Hold Water?, in: *International Organization* 61/3 (2007) 527-569.
- Baker, D.; Glyn, A.; Howell, D.; Schmitt, J., Labor market institutions and unemployment: a critical assessment of the cross-country evidence, in: Howell, D. (Hrsg.), *Fighting Unemployment. The Limits for Free Market Orthodoxy* (Oxford 2005).
- Ball, L.; Mankiw, N., The NAIRU in Theory and Practice, in: *Journal of Economic Perspectives* 16/4 (2002) 115-136.
- Bassanini, A.; Duval, R., The determinants of unemployment across OECD countries: Re-assessing the role of policies and institutions, in: *OECD Economic Studies* 1 (2006) 7-86.
- Belot, M.; van Ours, J., Does the recent success of some OECD countries in lowering their unemployment rates lie in the clever design of their labor market reforms?, in: *Oxford Economic Papers* 56/4 (2004) 621-642.
- Bernal-Verdugo, L.; Furceri, D.; Guillaume, D., Labor Market Flexibility and Unemployment: New Empirical Evidence of Static and Dynamic Effects, in: *Comparative Economic Studies* 54/2 (2012) 251-273.
- Bertola, G.; Blau, F.; Kahn, L., Labor market institutions and demographic employment patterns, in: *Journal of Population Economics* 20/4 (2007) 833-867.
- Blanchard, O., European unemployment: the evolution of facts and ideas, in: *Economic Policy* 21/45 (2006) 5-59.
- Blanchard, O., Should We Reject the Natural Rate Hypothesis?, in: *Journal of Economic Perspectives* 32/1 (2018) 97-120.
- Blanchard, O.; Wolfers, J., The Role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment: The Aggregate Evidence, in: *Economic Journal* 110/462 (2000) C1-33.
- Campos, N.; De Grauwe, P.; Ji, Y., *The Political Economy of Structural Reforms in Europe* (Oxford 2018).
- Constancio, V., Past and future of the ECB monetary policy. Rede von Vitor Constancio, Vize-Präsident der EZB, am 4.5.2018; online: <https://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2018/html/ecb.sp180504.en.html> (letzter Zugriff am 4.1. 2019).
- Durbin, J.; Koopman, S., *Time Series Analysis by State Space Methods* (Oxford 2012).
- Duval, R.; Furceri, D., The Effects of Labor and Product Market Reforms: The Role of Macroeconomic Conditions and Policies, in: *IMF Economic Review* 66/1 (2018) 31-69.
- Eggertsson, G.; Ferrero, A.; Raffo, A., Can structural reforms help Europe?, in: *Journal of Monetary Economics* 61/1 (2014) 2-22.
- Elmeskov, J.; Martin, J.; Scarpetta, S., Key lessons for labor market reforms: evidence from OECD countries experience, in: *Swedish Economic Policy Review* 2/5 (1998) 205-252.
- Europäische Kommission, *Labour Market Developments in Europe* (= *European Economy* 6, Brüssel 2013).
- EZB, Eligibility of Greek bonds used as collateral in eurosystem monetary policy operations (= ECB press statement, 4.2.2015; online: <https://www.ecb.europa.eu/press/pr/date/2015/html/pr150204.en.html> (letzter Zugriff am 4.1. 2019).
- Felipe, J.; McCombie, J., To measure or not to measure TFP growth?, in: *Oxford Development Studies* 32/2 (2014) 321-327.
- Flaig, G.; Rottmann, H., Labour market institutions and unemployment: an international panel data analysis, in: *Empirica* 40/4 (2013) 635-654.
- Friedman, M., The role of monetary policy, in: *The American Economic Review* 58/1 (1968) 1-17.
- Galbraith, J., Time to Ditch the NAIRU, in: *Journal of Economic Perspectives* 11/1 (1997) 93-108.

- Gelman, A., Scaling regression inputs by dividing by two standard deviations, in: *Statistics in Medicine* 27/15 (2008) 2865-2873.
- Gianella, C.; Koske, I.; Rusticelli, E.; Chatal, O., What Drives the NAIRU? Evidence from a Panel of OECD Countries (= OECD Economics Department Working Papers 649, Paris 2008).
- Gordon, R., The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy, in: *Journal of Economic Perspectives* 11/1 (1997) 11-32.
- Gräbner, C.; Heimberger, P.; Kapeller, J.; Schütz, B., Is Europe disintegrating? Macroeconomic divergence, structural polarization, trade, and fragility (= wiiw working paper no. 136, Wien 2017).
- Guichard, S.; Rusticelli, E., Reassessing the NAIRUs after the Crisis (= OECD Economics Department Working Papers No. 918, Paris 2011).
- Heckman, J., Comments on Are Protective Labor Market Institutions at the Root of Unemployment? A Critical Review of the Evidence by David Howell, Dean Baker, Andrew Glyn, and John Schmitt, in: *Capitalism and Society* 2/1 (2007) 1-5.
- Heimberger, P.; Kapeller, J., The performativity of potential output: Pro-cyclicality and path dependency in coordinating European fiscal policies, in *Review of International Political Economy* 24/5 (2017) 904-928.
- Heimberger, P.; Kapeller, J.; Schütz, B., The NAIRU determinants: What's structural about unemployment in Europe?, in: *Journal of Policy Modeling* 39/5 (2017) 883-908.
- Howell, D.; Dean, B.; Glyn, A.; Schmitt, J., Are Protective Labor Market Institutions at the Root of Unemployment? A Critical Review of the Evidence, in: *Capitalism and Society* 2/1 (2007) 1-73.
- Hristov, A.; Planas, C.; Roeger, W.; Rossi, A., NAWRU Estimation Using Structural Labour Market Indicators (= European Economy Discussion Paper No. 069, Brüssel 2017).
- Internationaler Währungsfond, Unemployment and labor market institutions: Why reforms pay off, in: *IMF World Economic Outlook* 1 (2003) 129-150.
- Judson, R.; Owen, A., Estimating Dynamic Panel Data Models: A Guide for Macroeconomists, in: *Economics Letters* 65/1 (1999) 9-15.
- Jump, R.; Stockhammer, E., New evidence on unemployment hysteresis in the EU (= mimeo, London 2018).
- Kalman, R., A new approach to linear filtering and prediction problems, in: *Journal of Basic Engineering* 82/1 (1960) 35-45.
- King, J., A History of Post Keynesian Economics since 1936 (Cheltenham 2002).
- Klär, E., Potential economic variables and actual economic policies in Europe, in: *Intereconomics: Review of European Economic Policy* 48/1 (2013) 33-40.
- Kleinknecht, A., Is labour market flexibility harmful to innovation?, in: *Cambridge Journal of Economics* 22/3 (1998) 387-396.
- Laubach, T., Measuring The NAIRU: Evidence From Seven Economies, in: *The Review of Economics and Statistics* 83/2 (2001) 218-231.
- Lendvai, J.; Salto, M.; Thum-Thysen, A., Structural unemployment vs. NAWRU: implications for the assessment of the cyclical position and the fiscal stance (= European Economy - Economic Papers 552, Brüssel 2015).
- Maddala, G.; Wu, S., A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test, in: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61/1 (1999) 631-652.
- Magacho, G.; McCombie, J., Verdoorn's law and productivity dynamics: An empirical investigation into the demand and supply approaches, in: *Journal of Post Keynesian Economics* 40/4 (2017) 600-621.
- McCloskey, D.; Ziliak, S., The standard error of regressions, in: *Journal of Economic Literature* 34/1 (1995) 97-114.
- Nickell, S., Biases in dynamic models with fixed effects, in: *Econometrica* 49/6 (1981) 1417-1426.

- Nickell, S., Unemployment and Labor Market Rigidities: Europe versus North America, in: *Journal of Economic Perspectives* 11/3 (1997) 55-74.
- Nickell, S., Unemployment: Questions and Some Answers, in: *Economic Journal*, 108/448 (1998) 802-816.
- Nickell S.; Nunziata, L.; Ochel, W., Unemployment in the OECD Since the 1960s. What Do We Know?, in: *Economic Journal* 115/500 (2005) 1-27.
- Nunziata, L., Institutions and Wage Determination: A multi-country approach, in: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 67/4 (2005) 435-466.
- OECD, The OECD Jobs Study. Facts, Analysis, Strategies (Paris 1994).
- OECD, OECD Employment Outlook 2013 (Paris 2013).
- Orlandi, F., Structural unemployment and its determinants in the EU countries, (= *European Economy Economic Papers* 455, Brüssel 2012).
- Palacio-Vera, A.; Aguilar, I., de la Cruz, E.; Martinez-Canete, A., Capital Stock and Unemployment: Searching for the Missing Link (= *Levy Economics Institute Working Paper* No. 475, New York 2006).
- Planas, C.; Rossi, A., Program GAP. Technical Description and User-manual (Version 4.4) (= *JRC Scientific and Technical Reports* April 2015, Ispra 2015).
- Rusticelli, E., Rescuing the Phillips curve: Making use of long-term unemployment in the measurement of the NAIRU, in: *OECD Economic Studies* 1 (2014) 109-127
- Scarpetta, S., Assessing the role of labour market policies and institutional settings on unemployment: a cross-country study, in: *OECD Economic Studies* 26/1 (1996) 43-98.
- Siebert, H., Labor Market Rigidities: At the Root of Unemployment in Europe, in: *Journal of Economic Perspectives* 11/3 (1997) 37-54.
- Stockhammer, E., Is The Nairu Theory A Monetarist, New Keynesian, Post Keynesian Or A Marxist Theory?, in: *Metroeconomica* 59/3 (2008) 479-510.
- Stockhammer, E.; Guschanski, A.; Köhler, K., Unemployment, capital accumulation and labour market institutions in the Great Recession, in: *European Journal of Economics and Economic Policies: Intervention* 11/2 (2014) 182-194.
- Stockhammer E.; Klär E., Capital accumulation, labour market institutions and unemployment in the medium run, in: *Cambridge Journal of Economics* 35/2 (2011) 437-457.
- Storm, S.; Capaldo, J., Labor Institutions and Development Under Globalization (= *Institute for New Economic Thinking Working Paper* No. 76, New York 2018).
- Sturn, S., Labour market regimes and unemployment in OECD countries, in: *International Labour Review* 152/2 (2013) 237-254.
- Vergeer, R.; Kleinknecht, A., Do Flexible Labor Markets Indeed Reduce Un-employment? A Robustness Check, in: *Review of Social Economy* 70/4 (2012) 451-467.
- Vergeer, R.; Kleinknecht, A., Do labour market reforms reduce labour productivity growth? A panel data analysis of 20 OECD countries (1960-2004), in: *International Labour Review* 153/3 (2014) 365-393.
- Zhou, H.; Dekker, R.; Kleinknecht, A., Flexible labor and innovation performance: evidence from longitudinal firm-level data, in: *Industrial and Corporate Change* 20/3 (2011) 941-968.

Zusammenfassung

Diese Studie präsentiert ökonometrische Evidenz zur Frage, wie sich Arbeitsmarktinstitutionen auf die („strukturelle“) Arbeitslosenquote auswirken, wobei die Schätzungen auf Daten für 23 OECD-Länder (inklusive Österreich) im Zeitraum 1985-2013 basieren. Die Ergebnisse zeigen, dass standardmäßige institutionelle Arbeitsmarktindikatoren – wie Arbeitsschutzbestimmungen, gewerkschaftlicher Organisationsgrad, Steuerkeil und Min-

destlöhne – keinen systematischen und signifikanten Erklärungsgehalt bezüglich der Entwicklung von Arbeitslosenquoten aufweisen. Arbeitsmarktinstitutionen mögen zwar teilweise einen Einfluss auf die Arbeitslosigkeit in OECD-Ländern haben, dieser Einfluss bleibt jedoch an Signifikanz und Relevanz deutlich hinter dem Einfluss makroökonomischer Variablen zurück. Makroökonomische Einflussfaktoren – insbesondere die Kapitalakkumulation, aber auch die langfristigen Realzinsen – sind hingegen statistisch signifikante und ökonomisch relevante Determinanten der Arbeitslosigkeit. Diese Resultate unterstreichen, dass die Sichtweise, wonach „Arbeitsmarktrigiditäten“ für eine gestiegene „strukturelle“ Arbeitslosigkeit in entwickelten Volkswirtschaften verantwortlich seien, auf tönernen empirischen Füßen steht. Um die Entwicklung der Arbeitslosigkeit in den OECD-Ländern zu verstehen, sollten ForscherInnen und wirtschaftspolitische EntscheidungsträgerInnen ihr Hauptaugenmerk auf makroökonomische Faktoren legen.

Abstract

This paper provides econometric evidence regarding the impact of labor market regulations on ('structural') unemployment rates. Based on a data set for 23 OECD countries (including Austria) over the time period 1985-2013, the panel regression results suggest that standard institutional labor market indicators (such as employment protection legislation, trade union density, tax wedge, minimum wages) largely underperform in explaining unemployment, while cyclical macroeconomic factors – in particular capital accumulation, but also the long-term interest rate – are essential determinants. These results underscore that the existing macroeconometric evidence in favor of the view that labor market rigidities are at the heart of increased 'structural' unemployment in advanced economies is modest at best. Some labor market variables do have an impact on unemployment, but it is in general smaller than the impact of macroeconomic variables. To understand the development of unemployment in OECD countries, researchers and policy-makers therefore should consider macroeconomic factors.

Key words: Unemployment, labor market institutions, NAIRU, capital accumulation.

JEL codes: C54; E24; E62.