

Ochsen, Carsten

Research Report

Ist der Zusammenhang von Arbeitsmarktinstitutionen und Arbeitslosigkeit nicht-linear?

IMK Study, No. 3/2007

Provided in Cooperation with:

Macroeconomic Policy Institute (IMK) at the Hans Boeckler Foundation

Suggested Citation: Ochsen, Carsten (2007) : Ist der Zusammenhang von Arbeitsmarktinstitutionen und Arbeitslosigkeit nicht-linear?, IMK Study, No. 3/2007, Hans-Böckler-Stiftung, Institut für Makroökonomie und Konjunkturforschung (IMK), Düsseldorf, <https://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:101:1-20090318433>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/106219>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

Ist der Zusammenhang von Arbeitsmarktinstitutionen und Arbeitslosigkeit nicht-linear?

Prof. Dr. Carsten Ochsen*
Juniorprofessur Empirische Wirtschaftsforschung
Institut für Volkswirtschaftslehre
Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät
Universität Rostock

Projektbericht

Gefördert durch das Institut für Makroökonomie und
Konjunkturforschung (IMK) in der Hans-Böckler-Stiftung
Mai 2007

*Ich danke Benny Popp für seine kompetente und konstruktive Unterstützung bei der
Datenaufbereitung und Schätzung von ökonometrischen Gleichungen.

Ist der Zusammenhang von Arbeitsmarktinstitutionen und Arbeitslosigkeit nicht-linear?

Prof. Dr. Carsten Ochsen*
Juniorprofessur Empirische Wirtschaftsforschung
Institut für Volkswirtschaftslehre
Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät
Universität Rostock
18057 Rostock
Mail: carsten.ochsen@uni-rostock.de

Projektbericht

**Gefördert durch das Institut für Makroökonomie und
Konjunkturforschung (IMK) in der Hans-Böckler-Stiftung
Mai 2007**

***Ich danke Benny Popp für seine kompetente und konstruktive Unterstützung bei der Datenaufbereitung und Schätzung von ökonometrischen Gleichungen.**

1. Einleitung

In der aktuellen Literatur zu den Ursachen der unterschiedlichen Erfahrungen mit Arbeitslosigkeit im internationalen Vergleich wird häufig auf die Bedeutung von institutionellen Unterschieden auf den Arbeitsmärkten hingewiesen. Die hieraus resultierende Schlussfolgerung lautet zumeist, dass es einen positiven Zusammenhang zwischen Höhe der Arbeitslosigkeit und Stärke bestimmter Arbeitsmarktinstitutionen gibt. Die aktuellen Veränderungen in der Arbeitsmarktpolitik in Deutschland fußen auf der Überzeugung, dass der hier beschriebene Zusammenhang tatsächlich für den Anstieg bzw. die Höhe der Arbeitslosigkeit von entscheidender Relevanz ist.

Die vorliegende Arbeit soll in diesem aktuellen Forschungsfeld mehr Klarheit über Wirkungszusammenhänge schaffen. Im Vordergrund soll der in der internationalen Literatur nahezu völlig vernachlässigte mögliche nicht-lineare Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und ausgewählten Arbeitsmarktinstitutionen stehen. Sollte sich ein derartiger Zusammenhang herausstellen, sind die Folgen von zukünftigen Veränderungen in der Arbeitsmarktpolitik künftig deutlich besser abschätzbar. Ein internationaler Vergleich von Volkswirtschaften ist erforderlich, da die unterschiedlichen Erfahrungen einen höheren Erkenntnisgewinn versprechen, welcher in einem besseren Verständnis von Wechselwirkungen zwischen Arbeitsmarktinstitutionen und Arbeitslosigkeit liegt.

Die Wahl des ökonometrischen Verfahrens bisher vorliegender empirischer Arbeiten¹ ist durch die Vermutung gelenkt, Arbeitsmarktinstitutionen stehen in einem linearen Zusammenhang mit Arbeitslosigkeit. Die Arbeit von Blanchard und Wolfers (2000) stellt insoweit eine Ausnahme dar, als das hier eine nicht-lineare Wirkung von Institutionen in Verbindung mit Schocks modelliert wird; genauer gesagt wird auf eine Nicht-Linearität in den Parametern abgestellt. In der vorliegenden Arbeit steht jedoch nicht die Nicht-Linearität der Parameter, sondern vielmehr ein vermuteter direkter nicht-linearer Zusammenhang zwischen ausgewählten Institutionen und Arbeitslosigkeit im Vordergrund. Das Vorhaben fußt somit auf der Erkenntnis von Nickell et al. (2005), wonach nicht die Interaktion mit Schocks, sondern der direkte Zusammenhang zwischen Arbeitsmarktinstitutionen und Arbeitslosigkeit von entscheidender Bedeutung ist.

Eine Vorarbeit zu diesem Projekt (Ochsen 2005) hat gezeigt, dass die Existenz eines U-förmigen bzw. umgekehrt U-förmigen Zusammenhangs zwischen Arbeitslosigkeit auf der einen Seite und Dauer und Höhe der Lohnersatzleistung sowie dem gewerkschaftlichem Organisationsgrad auf der anderen Seite wahrscheinlich ist. Je nach Ausgestaltung einzelner institutioneller Größen kann folglich die Wirkung dieser auf Arbeitslosigkeit positiv wie negativ sein. Darüber hinaus kann der in

¹ Siehe hierzu etwa Nickell et al. (2002, 2005), Belot und van Ours (2001, 2004) sowie IMF (2003).

Ochsen (2005) gewählte Ansatz der Möglichkeit Rechnung tragen, wonach institutionelle Variablen auf verschiedenen Arbeitsmärkten unterschiedliche Bedeutungen aufweisen können. Die wesentliche Erkenntnis dieses Ergebnisses liegt darin, dass Erfahrungen mit einer bestimmten Kombination von Arbeitsmarktinstitutionen in einer Volkswirtschaft möglicherweise nicht oder nur teilweise auf andere Volkswirtschaften übertragen werden können.

Diese Erkenntnisse und Methoden sollen nun verwendet werden, um für verschiedene OECD Staaten einen möglichen nicht-linearen Zusammenhang ausgewählter Arbeitsmarktinstitutionen mit Arbeitslosigkeit zu bestimmen. Liegt beispielsweise für einen umgekehrt U-förmigen Verlauf das Niveau der jeweiligen Institution oberhalb des für den Wendepunkt notwendigen Niveaus, so führt die Reduzierung dieser institutionellen Variablen, beispielsweise Höhe der Lohnersatzleistung, zu einer Erhöhung der Arbeitslosigkeit. Die Identifizierung derartiger Wendepunkte würde ein tiefer gehendes Verständnis der Wechselwirkungen von Arbeitsmarktinstitutionen und Beschäftigung im internationalen Vergleich ermöglichen. Darüber hinaus ist es möglich, dass unter Verwendung eines ausschließlich linearen Ansatzes der Zusammenhang zwischen den institutionellen Variablen und der Arbeitslosenrate im internationalen Vergleich über oder unterschätzt wird, sofern es sich hierbei um eine falsche funktionelle Form handelt.

1.1 Vorgehensweise

Die bereits unternommenen Forschungsarbeiten zur Bedeutung von Arbeitsmarktinstitutionen auf makroökonomischer Ebene verwenden Panel-Daten Modelle.² Dies ist zum einen mit der Verfügbarkeit von Daten bzw. dem Problem der Multikollinearität zu erklären. Zum anderen wird diese Vorgehensweise durch die Vorstellung geprägt, Arbeitsmarktinstitutionen haben auf gesamtwirtschaftlicher Ebene einen international einheitlichen linearen Effekt auf Arbeitslosigkeit. Mögliche Nicht-Linearitäten in den Variablen werden somit methodisch unterdrückt.

Der Schwerpunkt der vorliegenden Arbeit liegt in der Weiterentwicklung der methodischen Analyse der oben beschriebenen Zusammenhänge. Aus Gründen der Vergleichbarkeit soll auf die Daten von Nickell et al. (2002, 2005) zurückgegriffen werden. Jedoch soll dem Datensatz die Wachstumsrate des BIP hinzugefügt werden. Bei den zu analysierenden Arbeitsmarktinstitutionen handelt es sich um Höhe und Dauer der Lohnersatzleistung sowie um den gewerkschaftlichen Organisationsgrad. Darüber hinaus werden im Verlauf der Arbeit auch die Wirkungen der Institutionen Koordination von Lohnverhandlungen und Kündigungsschutz der Frage unterzogen, ob sie ebenfalls in einem nicht-linearen Zusammenhang mit Arbeitslosigkeit stehen. In diesem Fall ist jedoch metho-

² Zu nennen sind hier beispielsweise Belot und van Ours (2001, 2004), Blanchard und Wolfers (2000), Fitoussi et al. (2000), IMF (2003), Nickell und Layard (1999) sowie Nickell et al. (2002, 2005).

disch nur ein Panel Modell möglich, da die Variabilität dieser Institutionen für länderspezifische Schätzungen zu gering ist. Als makroökonomische Variablen stehen Arbeitsnachfrageschocks, Arbeitsproduktivitätsschocks, der reale Zins sowie *Terms of Trade* Schocks aus dem vorliegenden Datensatz zur Verfügung.

Im Unterschied zu existierenden Arbeiten werden in der vorliegenden Arbeit sowohl Schätzungen von länderspezifischen Modellen als auch von Panel Modellen analysiert. Grundsätzlich ermöglicht dies eine adäquate Berücksichtigung von länderspezifischen Effekten und einen Vergleich mit internationalen Durchschnittswerten. Darüber hinaus soll mit der gewählten Methode auch das Problem der Endogenität von institutionellen Variablen angemessen berücksichtigt werden. Hiermit ist gemeint, dass sich die erklärende und die zu erklärende Variable möglicherweise gegenseitig beeinflussen. Derartige Zusammenhänge müssen methodisch besonders berücksichtigt werden. Dies ist in bisherigen Studien nicht geschehen, obwohl in einigen Studien (Nickell et al. (2005), IMF (2003)) die Möglichkeit der Endogenität eingeräumt wird.

Das Problem der Multikollinearität, das insbesondere bei institutionellen Variablen auftritt, wird durch einen eigens darauf abgestimmten Schätzvorgang berücksichtigt. Im Allgemeinen führt Multikollinearität zu erhöhten Standardabweichungen, aber im Durchschnitt zu unverzerrten Schätzern. Im Einzelnen kann der Schätzer jedoch verzerrt sein, bzw. ein Vorzeichenwechsel eintreten.³ Um diesem Problem zu begegnen, wird das in Ochsen (2005) entwickelte Verfahren verwendet.

Die aus den Schätzungen gewonnenen Erkenntnisse können schließlich verwendet werden, um mögliche Wendepunkte eines nicht-linearen Zusammenhangs zwischen ausgewählten institutionellen Variablen und Arbeitslosigkeit zu bestimmen. Darüber hinaus kann auch die Bedeutung der Arbeitsmarktinstitutionen für die Entwicklung der Arbeitslosigkeit im internationalen Kontext hierdurch eine neue Bedeutung erlangen. In der Referenzliteratur von Nickell et al. (2005) wird den Institutionen im internationalen Vergleich teilweise ein nicht unerheblicher Anteil an dem Anstieg der Arbeitslosigkeit in den 80er und 90er Jahren zugeschrieben.

1.2 Aufbau der Arbeit

Im nachfolgenden Kapitel werden theoretische Überlegungen angestellt, die der Wirkung von institutionellen Variablen einen vergleichsweise komplexen Effekt erlauben. Im Anschluss werden im Kapitel 3 alle verwendeten Variablen beschrieben, um die Interpretationsfähigkeit der Ergebnisse erhöhen zu können. Die verschiedenen ökonometrischen Schätzungen werden im Kapitel 4 aufgeführt. Hier erfolgt nur eine kurze und eher technische Zusammenfassung der Schätzungen, da die

³ Siehe hierzu beispielsweise Greene (2003).

Verbindung mit dem zugrunde liegenden theoretischen Konzept erst im Kapitel 5 erfolgen soll. Die Zusammenführung der wesentlichen Ergebnisse und ihre Interpretation im fünften Kapitel sind so aufgebaut, dass das vierte Kapitel übersprungen werden kann. Schließlich werden im Kapitel 6 die wesentlichen Ergebnisse zusammengeführt.

2. Theoretische Überlegungen

Im Unterschied zur Referenzliteratur von Nickell et al. (2005) steht hier der Ansatz der gleichgewichtigen Arbeitslosenrate nach Diamond – Mortensen - Pissarides im Vordergrund. In diesem Modelltypus entsprechen alle Punkte auf einer Beveridge-Kurve, die verschiedene Kombinationen von Vakanzen und Arbeitslosen aufweist, einer gleichgewichtigen Arbeitslosenrate. Es sind nun zwei grundsätzlich unterschiedliche Prozesse zu unterscheiden:

- **Job Destruction:** In einer Volkswirtschaft werden permanent Stellen vernichtet, in dem die Arbeitsverhältnisse aufgekündigt werden und die Stellen möglicherweise nicht wieder zur Besetzung vorgesehen sind.
- **Job Creation:** Neue Stellen werden in einer dynamischen Ökonomie kontinuierlich geschaffen. In diesem Fall ist ein beiderseitiger Suchprozess so lange notwendig, bis ein Match, also das Zustandekommen eines Kontraktes, für diese Stelle stattgefunden hat. Bis dahin weist der Job jedoch den Status der Vakanz auf.

Die Zusammenführung dieser zwei Prozesse bedeutet nun, dass es Bewegungen auf und von der Beveridge-Kurve geben kann. Nimmt die Zerstörungsrate zu, so verschiebt sich die Beveridge-Kurve nach außen. Ursachen für diese Veränderung können etwa in der Entwicklung des Wirtschaftswachstums oder des Zinses, aber auch in der Veränderung von institutionellen Gegebenheiten liegen. Werden auf der anderen Seite mehr Jobs geschaffen, liegt das Gleichgewicht auf der Beveridge-Kurve (BC) nun an einem Punkt, der eine geringere Arbeitslosenrate mit einer höheren Vakanzenrate verbindet. Um diesen Gleichgewichtspunkt bestimmen zu können, ist eine zweite Kurve notwendig: Die Job-Creation Kurve (JC). Sie beschreibt letztlich die so genannte Marktan-spannung (θ), also das Verhältnis von Vakanzenrate (v) zur Arbeitslosenrate (u). Die nachfolgende Abbildung 1 verdeutlicht dies.

Übersteigen die Kosten einer besetzten Stelle den zu erwartenden Gewinn aus dieser, wird die Stelle vernichtet. Für die Schaffung neuer Stellen ist der Ablauf analog. Übersteigen die Such- und Rekrutierungskosten den Wert einer Vakanz, wird diese nicht besetzt. Mit Blick auf die Arbeitsmarktinstitutionen stellt sich daher die Frage, ob und wenn ja welche institutionellen Größen einen Einfluss auf diese Prozesse haben.

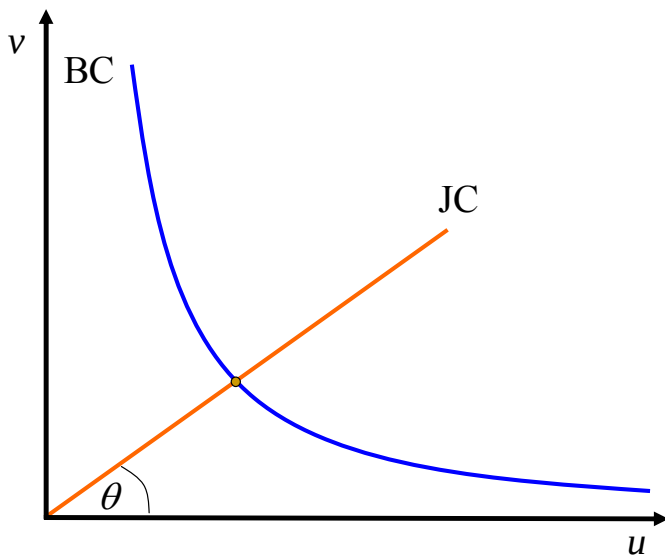


Abbildung 1: Beveridge-Kurve und Job-Creation Kurve

Im Unterschied zum Referenzpapier von Nickell et al. (2005) sind hier grundsätzlich drei Einflüsse denkbar:

1. Die jeweilige Institution erhöht die Arbeitslosenrate, in dem weniger neue Stellen geschaffen werden und/oder die Vernichtung von Stellen zunimmt.
2. Die jeweilige Institution verringert die Arbeitslosenrate in dem die Schaffung von neuen Stellen zunimmt und/oder die Vernichtung von Stellen abnimmt. Dies ist dann der Fall, wenn die Qualität des zustande kommenden Matches den Effekt der Suchdauer überwiegt, oder die Qualität des Kontraktes gestiegen ist. In der Folge sinkt die Kündigungsrate und die Kontrakte sind langlebiger.⁴
3. Die jeweilige Institution wird durch die Arbeitslosenrate und die Marktanspannung beeinflusst. In diesem Fall reagiert die Politik auf die ökonomische Lage. In guten Zeiten wird dann die Institution ausgedehnt, und in schlechten zurückgefahren.

Die Berücksichtigung aller drei Wirkungsmechanismen in einem theoretischen Modell lässt die entsprechenden Schätzungen eher wie ein Experiment aussehen, da bezüglich der institutionellen Effekte alle Vorzeichen erlaubt sind. Vier Regime auf dem Arbeitsmarkt sind nun möglich, wie die nachfolgende Abbildung 2 zeigt. Aus ihr geht hervor, dass eine Verschiebung beider Kurven gleichzeitig auftreten kann, und der Gesamteffekt für die Arbeitslosenrate (I & II) oder die Vakanzenrate (A & B) uneindeutig sein kann.

⁴ In diesem Punkt unterscheiden sich die kontinentaleuropäischen Staaten von den USA. Während in Europa die Suchphase länger als in den USA andauert, ist auf der anderen Seite auch die Dauer eines Kontraktes langlebiger.

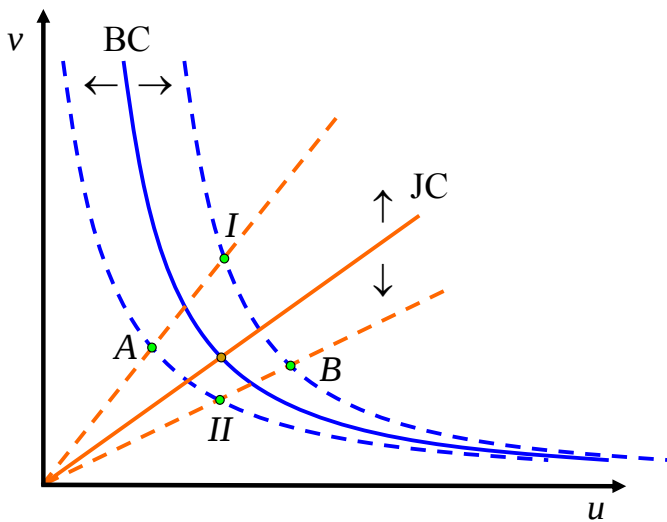


Abbildung 2: Verschiebung von Beveridge-Kurve und Job-Creation Kurve

Da die unter 1. und 2. genannten Prozesse auch miteinander verbunden sein können, ist ein möglicher nicht-linearer Zusammenhang zwischen der Arbeitslosenrate und institutionellen Variablen möglich. Ähnlich der Überlegung von Calmfors und Driffill (1988) zum Zentralisierungsgrad von Lohnverhandlungen und ihrer Wirkung auf die Arbeitslosenrate sind hier konvexe oder konkave Kurvenverläufe nicht auszuschließen. Von Nicht-Linearität wird in der vorliegenden Arbeit auch gesprochen, sofern eine institutionelle Variable über Job Creation und Job Destruction (gegenläufige) Einflüsse auf die Arbeitslosenrate aufweist.

Diese Überlegungen gelten ebenfalls für die Kombination der unter 1. und 3. genannten Prozesse. In diesem Fall ist jedoch in der ökonometrischen Analyse ein Instrumenten-Variablen Schätzer anzuwenden, da sonst ein *simultaneous equation bias* auftreten würde. In diesem Fall sind die geschätzten Parameter nicht mehr verlässlich zu interpretieren.

Die in bisherigen Arbeiten ausschließliche Verwendung von Panelschätzverfahren ist somit streng genommen nur dann „zulässig“, wenn in allen berücksichtigten Staaten mindestens für einen bestimmten kurzen Zeitraum nur einer der ersten zwei beschriebenen Effekte auftritt.

Bei den im Verlauf der Arbeit verwendeten Arbeitsmarktinstitutionen handelt es sich um Höhe und Bezugsdauer der Lohnersatzleistung, den gewerkschaftlichen Organisationsgrad, sowie in Teilen der Arbeit auch um Kündigungsschutz und Koordination von Lohnverhandlungen. Zu unterscheiden sind nun zum einen, Effekte die zu einer Verschiebung der Beveridge-Kurve führen und zum anderen, solche die zu einer Verschiebung der Job-Creation Kurve führen. Für die Beveridge-Kurve sind wiederum zwei Reaktionen von Bedeutung:

1. Eine Veränderung der Suchaktivität bzw. Suchintensität. Erhöht sich die Suchdauer, nimmt die Matchingeffizienz ab und die Beveridge-Kurve verschiebt sich nach außen. Wird die

Matchingeffizienz verbessert, etwa durch eine längere Kontraktdauer und damit verbunden einer reduzierten Kündigungsrate, gilt entsprechend Umgekehrtes.

2. Auf der anderen Seite ist eine Veränderung der Zerstörungsrate von Jobs denkbar, beispielsweise weil sich die Kündigungsrate verändert. Nimmt die Zerstörungsrate zu, verschiebt sich die Beveridge-Kurve nach außen und umgekehrt.

Auch für die Job-Creation Kurve sind zwei wesentliche Einflüsse von Bedeutung:

1. Nimmt die Kündigungsrate ab, etwa aufgrund einer Verbesserung der Matchqualität, dreht sich die Job-Creation Kurve entgegen dem Uhrzeigersinn, da der Wert eines Matches steigt. In diesem Fall sinkt die Arbeitslosenrate.
2. Übersteigen die Kosten einer Stellenbesetzung den erwarteten Wert, wird die Stelle nicht besetzt. Da Stellen so lange geschaffen werden, bis sich die beiden Größen ausgleichen, vermindert jeder Effekt die Vakanzrate, der diesen Zustand früher erreichen lässt.

Für den gewerkschaftlichen Organisationsgrad ist zusätzlich von Bedeutung, ob das Verhältnis von Produktivität und Kosten durch ihre Aktivitäten beeinflusst wird. Diese kann sowohl einen Effekt auf Job-Destruction haben, etwa bei langen Arbeitskämpfen, als auch auf Job-Creation, beispielsweise, wenn eine Stabilisierung der Lohnzuwächse auf Firmenebene eintritt. Sofern eine Koordination von Lohnverhandlungen in der jeweiligen Region vorgenommen wird, gelten diese Argumente auch für diese institutionelle Variable.

Der formale Standardansatz für die Bestimmung eines Gleichgewichts auf dem Arbeitsmarkt führt für die Beveridge-Kurve zu folgender Gleichung:⁵

$$u = \frac{\lambda}{\lambda + \theta q(\theta)}$$

Die Arbeitslosenrate wird durch eine exogene Schockrate $[0,1]$, λ , die vereinfacht als Job Destruction verstanden werden kann, und durch einen erfolgreichen Suchprozess seitens der Arbeitsanbieter beschrieben. Diese Besetzungsrate setzt sich aus der Marktanspannung und der Wahrscheinlichkeit zusammen, wonach eine Firma einen geeigneten Kandidaten für eine Vakanz findet, $q(\theta)$. Aufgrund der Ausführungen über mögliche Einflüsse von institutionellen Variablen auf dieses Gleichgewicht, ist es nahe liegend, dass weder Schocks noch Findungsraten exogen sind. Im einfachsten Fall nehmen wir an, eine Reihe von Institutionen, I_i , und makroökonomischen Variablen, M_j , haben einen Einfluss auf beide Größen.

⁵ Für eine ausführliche Beschreibung der Herleitungen sei auf Pissarides (2000) verwiesen.

$$u = \frac{\lambda(I_i, M_j)}{\lambda + \theta q(\theta, I_i, M_j)}$$

Job-Creation wird in der Standardversion wie folgt beschrieben:

$$p - w - \frac{(r + \lambda) pc}{q(\theta)} = 0$$

Hierbei ist p der reale Output, den ein Arbeiter herstellt und w stellt die Lohnkosten dar, die dabei anfallen. Der reale Zins, r , sowie die exogene Schockrate stehen in Verbindung mit den Such- und Rekrutierungskosten, pc . Die oben genannten Argumente für die Endogenisierung von λ und q gelten hier in gleicher Weise:

$$p - w - \frac{(r + \lambda(I_i, M_j)) pc}{q(\theta, I_i, M_j)} = 0$$

Die auf diesen Abschnitt aufbauende Interpretation der Schätzergebnisse, die in Kapitel 4 aufgeführt sind, erfolgt im Kapitel 5. Die verwendeten makroökonomischen und institutionellen Variablen werden im nachfolgenden Kapitel 3 eingehend beschrieben.

3. Beschreibung der verwendeten Daten

Obleich die hier zu analysierenden Arbeitsmarktinstitutionen selbstverständlich auch als makroökonomische Größen zu betrachten sind, soll im Verlauf der Arbeit eine Unterteilung in der Gestalt vorgenommen werden, dass unter makroökonomischen Variablen keine institutionellen Größen zu verstehen sind.

Die in dieser Arbeit verwendeten Daten sind mit Ausnahme der realen Wachstumsrate des BIP der *Labour Markets Institutions Database* (Nickell und Nunciata (2003)) entnommen. Um ein besseres Verständnis insbesondere hinsichtlich der genauen Interpretationsmöglichkeiten herbeiführen zu können, werden die Variablen nachfolgend in ihren statistischen Eigenschaften besprochen. Der Fokus liegt dabei auf den Arbeitsmarktinstitutionen. Es werden alle zur Verfügung stehenden Länder in diesen Beschreibungen berücksichtigt, ungeachtet der späteren Auswahl an Staaten für die jeweiligen ökonometrischen Schätzungen.

In den Abschnitten 3.1 bis 3.5 werden die Arbeitsmarktinstitutionen separat hinsichtlich ihrer statistischen Eigenschaften besprochen. Den jeweiligen Tabellen sind bezüglich des gesamten zur Verfügung stehenden Zeitraumes Minimum, Maximum, Mittelwert und Standardabweichung zu entnehmen. Letztere beiden werden zusätzlich für die Subperioden 1960 bis 1980 und 1981 bis 1995 auf-

geführt, um zu zeigen, ob und wenn ja, in welchen Phasen eine größere Veränderung aufgetreten ist. Für jedes Land werden zudem die wichtigsten Merkmale herausgestellt.

3.1 Benefit Duration (BD)

Die Variable Benefit Duration ist als Index konzipiert, der sich als gewichteter Durchschnittswert aus den jeweiligen Verhältnissen der Unterstützungszahlungen des zweiten bis fünften Jahres zu den Unterstützungsleistungen des ersten Jahres der Arbeitslosigkeit berechnet. Hierbei wird das erste Verhältnis stärker gewichtet.

$$BD = 0.6(BRR^2 / BRR^1) + 0.4(BRR^4 / BRR^1)$$

Dabei stellt BRR^1 die Höhe der Unterstützungsleistung als Anteil des letzten Bruttolohnes im ersten Jahr der Arbeitslosigkeit dar. BRR^2 und BRR^4 werden analog dazu für das zweite und dritte (BRR^2) sowie für das vierte und fünfte Jahr (BRR^4) der Arbeitslosigkeit berechnet.

Als mögliche Ausprägungen dieses Index ergeben sich Werte größer 0, sofern auch mindestens in einem weiteren Jahr als dem ersten der Arbeitslosigkeit Unterstützungsleistungen gezahlt werden. Der Wert 1 ergibt sich bei konstanten Unterstützungsleistungen über fünf Jahre. Werte größer 1 zeigen zunehmende Unterstützungen innerhalb der berücksichtigten fünf Jahre. In der Tabelle 3.1 sind für die Bezugsdauer von Lohnersatzleistungen die oben genannten statistischen Kennzahlen aufgeführt.

- **Australien:** Während des gesamten Beobachtungszeitraumes kommt es zu keinen Schwankungen. Der Index nimmt durchgängig eine sehr hohe Ausprägung von 1.02 an.
- **Belgien:** Bis zum Jahr 1970 beträgt der Index 1. Bis 1972 erfolgt eine leichte Absenkung auf einen noch vergleichsweise hohen Wert von ungefähr 0.8. Dieser Wert hält sich seitdem ohne nennenswerte Variation auf diesem Niveau.
- **Dänemark:** Bis auf eine kurzfristige Schwankung in den frühen 70er Jahren, bewegt sich der Index bis 1990 auf einem relativ konstanten Niveau von ungefähr 0.65 mit geringen Abweichungen. Ab 1991 ist ein starker Anstieg auf einen sehr hohen Wert von 1.02 im Jahr 1992 zu beobachten, der danach ebenfalls konstant bleibt. Die Standardabweichung von 0.12 über den gesamten Untersuchungszeitraum erklärt hauptsächlich diesen starken Anstieg.
- **Deutschland:** Es kommt während des gesamten Untersuchungszeitraumes zu keinen bemerkenswerten Schwankungen. Die vergleichsweise niedrige Standardabweichung (0.022) lässt auf sehr geringe Variation der Variablen schließen.

- **Finnland:** Eine dauerhafte Unterstützungszahlung wurde erst im Jahr 1971 eingeführt. Ab diesem Zeitpunkt bewegt sich der Index auf einem sehr hohen Niveau von ungefähr 0.72. Nach 1982 kommt es zu einer starken Absenkung der dauerhaften Unterstützungsleistungen. Seit 1984 bewegt sich der Index mit einer kurzfristigen Schwankung um das Jahr 1988 in einem Bereich um 0.54. Diese beiden Sprünge erklären fast allein die hohe Standardabweichung von 0.3.
- **Frankreich:** Während der Jahre 1960 bis 1978 sinkt der Wert, ausgehend von einem Ausgangsniveau von 0.35, auf einen Tiefpunkt von 0.17. Danach erfolgt bis zum Jahr 1986 ein stetiger Anstieg auf ein Niveau von ungefähr 0.5, das seitdem nahezu unverändert ist. Mit einer vergleichsweise hohen Standardabweichung von 0.12 liegen bedeutsame Variationen in der Ausprägung der Variablen vor.

Tabelle 3.1: Benefit Duration (BD)

Zeitraum	1960 – 1995				1960 - 1980		1981 - 1995	
	Min	Max	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean
Australien	1.02	1.02	0.002	1.020	0.001	1.020	0.002	1.020
Belgien	0.76	1.01	0.102	0.852	0.111	0.902	0.015	0.781
Dänemark	0.52	1.02	0.123	0.686	0.048	0.651	0.176	0.736
Deutschland	0.56	0.63	0.022	0.596	0.025	0.587	0.010	0.609
Finnland	0.00	0.73	0.295	0.427	0.360	0.330	0.071	0.562
Frankreich	0.17	0.51	0.121	0.320	0.050	0.233	0.082	0.442
Großbritannien	0.51	0.89	0.112	0.675	0.140	0.646	0.032	0.716
Irland	0.32	0.82	0.170	0.562	0.191	0.604	0.124	0.503
Italien	0.00	0.23	0.072	0.029	0.000	0.000	0.102	0.069
Japan	0.00	0.00	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Kanada	0.18	0.36	0.058	0.259	0.073	0.272	0.021	0.240
Neuseeland	1.02	1.04	0.010	1.028	0.001	1.020	0.003	1.041
Niederlande	0.00	0.69	0.197	0.469	0.196	0.365	0.077	0.615
Norwegen	0.00	0.51	0.222	0.323	0.225	0.200	0.009	0.496
Österreich	0.00	0.75	0.354	0.466	0.353	0.266	0.003	0.746
Portugal	0.00	0.38	0.167	0.178	0.000	0.000	0.151	0.249
Schweden	0.00	0.05	0.023	0.030	0.024	0.018	0.003	0.047
Schweiz	0.00	0.16	0.053	0.021	0.000	0.000	0.075	0.049
Spanien	0.00	0.28	0.121	0.109	0.046	0.014	0.044	0.242
USA	0.00	0.23	0.041	0.166	0.050	0.159	0.023	0.176

- **Großbritannien:** Von einem sehr hohen Niveau von ungefähr 0.9 im Jahr 1960 sinkt der Wert bis 1974 auf 0.5. Bis 1982 kommt es dann zu einem Anstieg auf 0.76. Seither schwankt der Index moderat um diesen Wert. Die Standardabweichung beträgt 0.12.
- **Irland:** Von 1960 bis 1972 bewegen sich die Werte auf einem hohen Niveau. Ab 1973 kommt es zu einem starken Absinken bis auf einen Wert von 0.32 im Jahr 1978. Seitdem steigen die Werte stetig an. Im Jahr 1995 erreicht der Index mit 0.75 wieder ein relativ hohes Niveau. Die Standardabweichung von 0.17 lässt auf eine vergleichsweise starke Variation schließen.

- **Italien:** Erst im Jahr 1991 wurden dauerhafte Unterstützungsleistungen eingerichtet. Diese bewegen sich in den Folgejahren auf einem konstant niedrigen Niveau um 0.2.
- **Japan:** In Japan gibt es über den gesamten Untersuchungszeitraum keine dauerhaften Unterstützungsleistungen, im Sinne der Variablendefinition.
- **Kanada:** Der Index schwankt über den gesamten Zeitraum auf einem niedrigen Niveau. Bis 1969 liegen die Werte um 0.35. In den Folgejahren kommt es zu einem deutlichen Absinken auf Werte um 0.2 bis 0.25. Der Index schwankt während des gesamten Zeitraumes nur schwach auf einem relativ niedrigen Niveau (Standardabweichung bei 0.06).
- **Neuseeland:** Während des gesamten Untersuchungszeitraums bewegt sich der Index auf einem konstant hohen Niveau von ungefähr 1.02.
- **Niederlande:** Erst seit 1963 existiert ein System der dauerhaften Unterstützungsleistungen. Von 1963 bis 1974 liegt der Index bei relativ konstanten 0.35. Danach folgt ein starker Anstieg auf ebenfalls konstante 0.62 im Jahr 1976. Dieser Wert hält sich bis zur nächsten Erhöhung auf 0.69 im Jahr 1984. Von 1988 bis 1992 kommt es zu einem Abbau der Unterstützungsleistungen auf ein Niveau von 0.5. Ein Großteil der vergleichsweise hohen Variation (Standardabweichung bei 0.2) erklärt sich über die beschriebenen Sprünge in der Ausgestaltung der Unterstützungsleistungen.
- **Norwegen:** In Norwegen existiert seit 1972 ein System dauerhafter Unterstützungsleistungen. Dem ersten Sprung auf einen Wert von 0.37 im Jahr 1972 folgt in den Jahren 1974 bis 1976 ein weiterer starker Anstieg auf 0.49. Seither sind keine nennenswerten Variationen festzustellen. Die gesamte Standardabweichung von 0.22 erklärt sich aus den dargestellten zwei Sprüngen.
- **Österreich:** Seit der Einführung dauerhafter Unterstützungsleistungen in Österreich liegt der Wert auf einem konstant hohen Niveau um 0.75. Fast die gesamte Variation erklärt sich über diese einführungsbedingte einmalige Erhöhung.
- **Portugal:** Ein System dauerhafter Unterstützungsleistungen existiert in Portugal erst seit 1983. Ein Großteil der Variation lässt sich über den Anstieg des Index in den Jahren 1983 bis 1986 erklären. Von 1988 bis 1993 kommt es zu einem weiteren moderaten Anstieg auf einen vergleichsweise niedrigen Wert von 0.38.
- **Schweden:** Seit der Einführung eines Systems dauerhafter Unterstützungsleistungen liegt der Index bei einem relativ konstanten - und für europäische Verhältnisse sehr niedrigen - Wert von ungefähr 0.04.

- **Schweiz:** Von 1991 bis 1992 kam es zu einem Anstieg von 0 auf seitdem konstante 0.16. Die gesamte Variation ist auf diesen Sprung zurückzuführen.
- **Spanien:** Von 1981 bis 1984 kommt es zu einem Anstieg auf 0.25. Seither bewegt sich der Index ohne nennenswerte Schwankungen auf diesem Niveau.
- **USA:** Der Index schwankt seit 1962 moderat um einen Wert von 0.16, was eine geringe Standardabweichung zur Folge hat.

3.2 Benefit Replacement Rate (BRR)

Die Variable Benefit Replacement Rate stellt die Höhe der Lohnersatzleistung im ersten Jahr der Arbeitslosigkeit im Verhältnis zum letzten Nettoeinkommen dar. Da in vielen Ländern die Höhe der Arbeitslosenunterstützung von den Familienverhältnissen abhängt, wurde jeweils ein Durchschnittswert über die unterschiedlichen Familientypen gebildet. Die Daten werden zweijährig erhoben. Die Werte für die Jahre, in denen keine Aufzeichnungen stattfanden, wurden interpoliert.

- **Australien:** Die Arbeitslosenunterstützung in Australien liegt deutlich unter dem Durchschnitt der hier betrachteten Länder. Die Werte schwanken über den gesamten Zeitraum moderat auf einem niedrigen Niveau um 0.2, was die geringe Standardabweichung erklärt. Seit 1980 ist ein leicht stetiger Aufwärtstrend erkennbar.
- **Belgien:** In Belgien ist vor allem für den Zeitraum zwischen 1960 und 1980 eine relativ große Variation in der Höhe der Arbeitslosenunterstützung zu beobachten. In diesem Zeitraum kommt es zunächst zu einem Absinken von einem vergleichsweise hohen Wert (0.42) auf einen durchschnittlichen Wert (0.3) bis zum Jahr 1966. Von 1966 bis 1972 kommt es in zwei großen Sprüngen zu einer Erhöhung auf vergleichsweise hohe 0.55. Seit 1978 kommt es zu einem beständigen schwachen Absenken der Unterstützungsleistungen auf einen Wert von 0.46 im Jahr 1995.
- **Dänemark:** Im Zeitraum bis 1966 bewegen sich die Werte konstant auf einem Niveau um 0.25. Danach steigt die Arbeitslosenunterstützung stetig an und erreicht im Jahr 1982 einen sehr hohen Wert von 0.72. In den Folgejahren sinkt die Höhe der Unterstützung dann zweimalig gering auf ein Niveau von 0.62 im Jahr 1995. Die gesamte Variation erklärt sich hauptsächlich durch den starken Anstieg zwischen 1966 und 1982.
- **Deutschland:** Die Werte liegen um 0.4 und schwanken über den gesamten Untersuchungszeitraum kaum. Es ist eine schwache Tendenz zu einer Absenkung der Arbeitslosenunterstützung zu erkennen.

- **Finnland:** Die Zeitreihe schwankt über den gesamten Zeitraum sehr stark. In den Jahren bis 1966 bewegt sich der Wert auf einem sehr niedrigen Niveau um 0.1. In den Folgejahren bis 1972 erfolgt ein erster starker Anstieg auf ein nach wie vor vergleichsweise niedriges Niveau um 0.3. Ein zweiter starker Anstieg ist in den Jahren 1982 bis 1986 auf einen Wert von 0.5 zu beobachten. Seitdem stieg die Höhe der Arbeitslosenunterstützung stetig auf den Wert 0.59 im Jahr 1995 an. Die hohe Standardabweichung erklärt sich zum großen Teil aus den beschriebenen Entwicklungen.

Tabelle 3.2: Benefit Replacement Rate (BRR)

Zeitraum	1960 – 1995				1960 - 1980		1981 - 1995	
	Min	Max	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean
Australien	0.13	0.27	0.043	0.212	0.037	0.187	0.017	0.247
Belgien	0.30	0.55	0.073	0.464	0.090	0.447	0.016	0.488
Dänemark	0.23	0.72	0.164	0.509	0.145	0.408	0.031	0.651
Deutschland	0.36	0.43	0.020	0.396	0.015	0.409	0.009	0.378
Finnland	0.10	0.59	0.153	0.321	0.082	0.214	0.092	0.470
Frankreich	0.44	0.63	0.049	0.555	0.042	0.526	0.019	0.596
Großbritannien	0.21	0.38	0.057	0.292	0.035	0.333	0.021	0.236
Irland	0.21	0.55	0.119	0.366	0.117	0.310	0.066	0.444
Italien	0.01	0.43	0.117	0.096	0.026	0.060	0.165	0.147
Japan	0.25	0.40	0.048	0.325	0.052	0.345	0.015	0.296
Kanada	0.35	0.65	0.092	0.519	0.103	0.479	0.005	0.576
Neuseeland	0.26	0.42	0.036	0.302	0.045	0.306	0.016	0.297
Niederlande	0.28	0.70	0.113	0.630	0.130	0.587	0.017	0.692
Norwegen	0.10	0.62	0.218	0.358	0.112	0.190	0.047	0.593
Österreich	0.11	0.38	0.085	0.268	0.080	0.219	0.022	0.337
Portugal	0.16	0.65	0.205	0.462	0.037	0.206	0.146	0.565
Schweden	0.10	0.74	0.258	0.477	0.216	0.310	0.022	0.711
Schweiz	0.02	0.63	0.250	0.294	0.120	0.104	0.094	0.560
Spanien	0.00	0.88	0.179	0.582	0.176	0.487	0.061	0.716
USA	0.21	0.36	0.041	0.261	0.042	0.251	0.035	0.275

- **Frankreich:** Die Höhe der Arbeitslosenunterstützung schwankt über den Gesamtzeitraum relativ wenig. Es ist jedoch ein leichter Anstieg von einem Niveau um 0.5 bis zum Jahr 1972 und auf ein Niveau um 0.6 in den Folgejahren zu beobachten. Mit einem Mittelwert um 0.55 und einer geringen Standardabweichung (0.05) nimmt die Arbeitslosenunterstützung in Frankreich über den gesamten Beobachtungszeitraum eine vergleichsweise hohe Ausprägung an.
- **Großbritannien:** Die relativ geringe Gesamtvariation lässt sich zum großen Teil aus zwei Entwicklungen erklären. Im Jahr 1966 kommt es zu einem Anstieg von 0.29 auf 0.39. Bis zum Jahr 1980 schwanken die Werte leicht um 0.35. Danach erfolgt eine Absenkung der Arbeitslosenunterstützung. Seitdem schwankt die Zeitreihe in geringem Maße bei niedrigen Werten um 0.23.

- **Irland:** Die Arbeitslosenunterstützung in Irland variiert über den Beobachtungszeitraum relativ stark. Die vergleichsweise hohe Standardabweichung erklärt sich aus einem großen Sprung in den Jahren 1972 bis 1978. In diesem Zeitraum steigt die Höhe der Unterstützungsleistungen von 0.23 auf einen vergleichsweise hohen Wert von 0.52. Seit 1980 erfolgte eine langsame Absenkung auf 0.44 im Jahr 1992. Danach erfolgte eine weitere Senkung auf ein Niveau bei 0.32.
- **Italien:** Bis zum Jahr 1990 bewegt sich die Arbeitslosenunterstützung auf einem vergleichsweise sehr niedrigen Niveau unter 0.1. Die Zeitreihe weist dabei nur eine geringfügige Variation auf (Standardabweichung zwischen 1960 und 1980 bei 0.026). In den Jahren 1990 bis 1994 kommt es zu einem sehr starken Anstieg auf einen Wert von 0.43. Mit diesem Wert bewegt sich Italien im Ländervergleich auf einem durchschnittlichen Niveau.
- **Japan:** Die Variation der Zeitreihe lässt sich vollständig durch drei Ereignisse erklären. Eine leichte Anhebung der Unterstützungsleistungen erfolgt im Jahr 1968 (von 0.36 auf 0.40), dem folgt eine starke Senkung im Jahr 1974 auf 0.25. Dieser Wert wurde im Jahr 1982 auf 0.31 erhöht. Seitdem bewegt sich die Arbeitslosenunterstützung ohne nennenswerte Schwankungen auf diesem Niveau.
- **Kanada:** Nach einem starken Anstieg von einem Wert um 0.40 bis auf 0.68 im Jahr 1972 und einem darauf folgenden Absenken des Unterstützungsniveaus auf einen Wert um 0.54 bis zum Jahr 1980, liegt der Wert bei konstanten 0.58. Mit Werten in dieser Größenordnung bewegt sich Kanada auf einem für nicht-europäische Länder sehr hohem Niveau.
- **Neuseeland:** Nach einer Absenkung von 0.42 im Jahr 1960 auf 0.26 im Jahr 1972 schwanken die Werte moderat um ein niedriges Niveau von 0.30. Die Standardabweichung ist aufgrund dieser geringen Variation mit einem Wert von 0.036 über den Gesamtzeitraum relativ gering.
- **Niederlande:** Nach einem starken Anstieg von 0.28 bis 0.65 in den Jahren 1962 bis 1964 ist nur noch ein weiterer Anstieg bis auf einen Wert von 0.70 in den Jahren 1982 bis 1984 zu beobachten. Abgesehen von diesen Sprüngen schwanken die Werte nicht. Die Gesamtvariation der Zeitreihe lässt sich somit fast vollständig durch den einmaligen starken Anstieg erklären.
- **Norwegen:** Bis zum Jahr 1974 bewegt sich die Arbeitslosenunterstützung mit leichten Schwankungen auf einem Niveau um 0.12. Bis 1984 steigt die Lohnersatzleistung schrittweise bis auf einen sehr hohen Wert von 0.62 an. Seitdem sind keine Schwankungen zu beobachten. Die gesamte sehr hohe Variation lässt sich durch die starken Veränderungen in den zehn Jahren von 1974 bis 1984 erklären.
- **Österreich:** Die Arbeitslosenunterstützung liegt während des gesamten Beobachtungszeitraumes auf einem leicht unterdurchschnittlichen Niveau. Die Zeitreihe weist eine vergleichsweise

hohe Variation auf, die hauptsächlich auf eine Erhöhung der Unterstützungsleistungen (von Werten um 0.15 auf Werte um 0.35) in den Jahren 1972 bis 1978 zurückzuführen ist.

- **Portugal:** Daten liegen für Portugal erst ab 1975 vor. Bis 1982 schwanken die Werte bei niedrigen Ausprägungen um 0.20. Im Jahr 1984 kommt es zu einem starken Anstieg auf vergleichsweise sehr hohe 0.60. Mitte der 80er Jahre erfolgt ein weiterer leichter Anstieg auf 0.65. Seitdem sind keine weiteren Schwankungen aufgetreten.
- **Schweden:** Bis 1972 stiegen die Werte auf einem sehr niedrigen Niveau von 0.10 auf 0.20 an. Danach erfolgte ein starker Anstieg auf ein hohes Unterstützungslevel von 0.63 im Jahr 1978. Ein weiterer leichter Anstieg auf einen relativ hohen Wert von 0.74 war in den Jahren 1980 bis 1990 zu beobachten. Die überdurchschnittlich hohe Gesamtvariation lässt sich auf diese beschriebenen Ereignisse zurückführen.
- **Schweiz:** Bis 1972 bewegte sich das Niveau der Arbeitslosenunterstützung ohne nennenswerte Schwankungen auf einem sehr niedrigen Niveau unter 0.10. In der Folgezeit war eine zweimalige deutliche Erhöhung des Unterstützungslevels bis auf einen Wert von 0.59 im Jahr 1984 zu beobachten. Eine weitere leichte Anhebung erfolgte im Jahr 1992 auf einen Wert von 0.63. Durch diese starken Veränderungen erklärt sich die relativ hohe Variation der Zeitreihe.
- **Spanien:** Die Höhe der Lohnersatzleistung in Spanien schwankt sehr stark. Beginnend bei einem Niveau von 0 im Jahr 1960 sind einige starke Erhöhungen (1960 bis 1964, 1978 bis 1982) und Absenkungen (1968 bis 1972, 1982 bis 1984) zu beobachten. Während des gesamten Beobachtungszeitraumes bewegen sich die Werte auf einem überdurchschnittlichen Niveau mit einem Mittelwert von 0.58.
- **USA:** In den USA liegen, abgesehen von dem Zeitraum 1975 und 1985, keine bedeutsamen Schwankungen vor. Die Werte bewegen sich auf einem durchschnittlichen Niveau von 0.26. Die Gesamtvariation ist mit einer Standardabweichung von 0.04 vergleichsweise gering.

3.3 Net Union Density (UDNET)

Die Variable Net Union Density beschreibt den Anteil der gemeldeten Gewerkschaftsmitglieder (Gesamtanzahl abzüglich der arbeitslosen Mitglieder und Mitglieder im Rentenalter) an der Gesamtzahl der Lohn- und Gehaltsempfänger innerhalb eines Landes. Nachfolgend wird von einem gewerkschaftlichen Organisationsgrad gesprochen. Für Neuseeland liegen für die Zeiträume von 1962 bis 1978 und 1982 bis 1985 keine Daten für die Anzahl der Lohn und Gehaltsempfänger vor. Die Variable wurde in diesem Fall unter Verwendung der Gesamtbeschäftigtenzahl berechnet.

- **Australien:** Die Variable schwankt über den gesamten Zeitraum nur geringfügig bei vergleichsweise leicht überdurchschnittlichen Werten zwischen 0.43 und 0.50. Ab 1990 ist jedoch ein deutlicher Abwärtstrend zu erkennen. Im Jahr 1995 beträgt der Wert nur noch unterdurchschnittliche 0.35. Diese Abwärtsbewegung erklärt einen Großteil der Standardabweichung des zweiten Betrachtungszeitraumes.
- **Belgien:** Der gewerkschaftliche Organisationsgrad hat in Belgien seit 1960 zugenommen. Von einem durchschnittlichen Wert von 0.41 im Jahr 1960 ist bis zum Jahr 1977 ein stetiger Aufwärtstrend bis auf einen überdurchschnittlichen Wert von 0.54 zu beobachten. Seitdem schwankt die Gewerkschaftsdichte moderat um Werte bei 0.5.
- **Dänemark:** Die Variable schwankt bis ins Jahr 1973 kaum, und der Organisationsgrad weist Werte um weit überdurchschnittliche 0.60 auf. In den Folgejahren ist ein deutlicher Anstieg zu beobachten. Im Jahr 1983 erreicht der gewerkschaftliche Organisationsgrad mit einem Wert von 0.81 seinen Höhepunkt. Danach ist eine leichte Abwärtsbewegung zu erkennen. Die Standardabweichung liegt bei 0.08 und ist damit für diese Variable vergleichsweise hoch.
- **Deutschland:** Der gewerkschaftliche Organisationsgrad hat in Deutschland über den Betrachtungszeitraum abgenommen. Von einem unterdurchschnittlichen Wert von 0.35 im Jahr 1960 auf 0.27 im Jahr 1995. Bis 1992 schwanken die Werte geringfügig zwischen 0.32 und 0.35. Erst in den Folgejahren ist ein deutlicher Abwärtstrend zu erkennen. Die Standardabweichung ist mit einem Wert von 0.02 vergleichsweise gering.
- **Finnland:** In Finnland ist ein sehr starker Anstieg der Gewerkschaftsdichte über den Betrachtungszeitraum zu beobachten. Von einem leicht unterdurchschnittlichen Wert von 0.31 im Jahr 1960 steigt der Wert (besonders stark vor allem zwischen 1968 und 1977) auf einen vergleichsweise sehr hohen Wert von 0.8 im Jahr 1995. Die Standardabweichung ist auf Grund dieser starken Veränderungen mit einem Wert von 0.15 relativ hoch.
- **Frankreich:** Die Variable weist über den gesamten Zeitraum deutlich unterdurchschnittliche Werte auf. Es ist zudem ein deutlicher Abwärtstrend zu beobachten. Nach einem Zeitraum moderater Schwankungen um Werte von 0.20 in den Jahren 1960 bis 1977 ist in den Folgejahren ein stetiger Abwärtstrend zu beobachten. In den Jahren 1990 bis 1995 treten keine nennenswerten Veränderungen auf, und die Werte liegen bei deutlich unterdurchschnittlichen 0.10.
- **Großbritannien:** Der Verlauf der Gewerkschaftsdichte in Großbritannien lässt sich in zwei wesentliche Entwicklungen unterteilen. In den Jahren 1960 bis 1979 ist ein deutlicher Aufwärtstrend zu beobachten. Die Werte steigen von 0.45 im Jahr 1960 auf 0.57 im Jahr 1979. Darauf

folgt ein dauerhafter Abwärtstrend bis auf einen unterdurchschnittlichen Wert von 0.37 im Jahr 1995. Mit einer Standardabweichung bei 0.06 liegt eine vergleichsweise hohe Variation vor.

Tabelle 3.3: Net Union Density (UDNET)

Zeitraum	1960 – 1995				1960 - 1980		1981 – 1995	
	Min	Max	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean
Australien	0.35	0.50	0.03	0.46	0.02	0.47	0.04	0.46
Belgien	0.39	0.54	0.05	0.48	0.06	0.45	0.02	0.51
Dänemark	0.60	0.81	0.08	0.70	0.07	0.65	0.02	0.77
Deutschland	0.27	0.35	0.02	0.33	0.01	0.34	0.02	0.33
Finnland	0.31	0.80	0.15	0.60	0.14	0.51	0.04	0.73
Frankreich	0.10	0.22	0.04	0.17	0.01	0.21	0.03	0.13
Großbritannien	0.37	0.57	0.06	0.48	0.05	0.49	0.06	0.47
Irland	0.44	0.58	0.04	0.52	0.04	0.52	0.03	0.53
Italien	0.25	0.50	0.08	0.39	0.10	0.37	0.03	0.42
Japan	0.23	0.35	0.04	0.29	0.02	0.32	0.02	0.25
Kanada	0.26	0.39	0.04	0.33	0.04	0.31	0.01	0.37
Neuseeland	0.24	0.46	0.05	0.36	0.02	0.37	0.07	0.36
Niederlande	0.24	0.42	0.06	0.33	0.02	0.38	0.03	0.27
Norwegen	0.50	0.56	0.02	0.53	0.01	0.52	0.01	0.56
Österreich	0.41	0.60	0.05	0.52	0.03	0.56	0.04	0.48
Portugal	0.32	0.61	0.13	0.49	0.00	0.61	0.12	0.44
Schweden	0.63	0.91	0.09	0.75	0.06	0.70	0.03	0.84
Schweiz	0.24	0.37	0.04	0.30	0.02	0.33	0.02	0.26
Spanien	0.09	0.20	0.03	0.11	0.00	0.09	0.03	0.14
USA	0.15	0.29	0.05	0.22	0.01	0.26	0.02	0.17

- **Irland:** Von 1960 bis 1979 ist eine Aufwärtsbewegung erkennbar. Die Werte steigen dabei von 0.45 auf 0.58 im Jahr 1979. Auf diesem Niveau verbleibt die Variable bis 1984. Danach setzt eine Abwärtsbewegung ein. Im Jahr 1995 liegt der Wert bei 0.46.
- **Italien:** Nach einer Phase mit konstanten, deutlich unterdurchschnittlichen Werten bei 0.25 bis ins Jahr 1967, folgt ein starker Anstieg auf einen Wert von 0.5 im Jahr 1976. Nach 1980 sinkt der Wert auf 0.41 im Jahr 1986. Auf diesem Niveau verweilt der gewerkschaftliche Organisationsgrad bis zum Ende des Betrachtungszeitraumes. Mit einer Standardabweichung von 0.08 über den Gesamtzeitraum liegt eine vergleichsweise hohe Variation vor.
- **Japan:** Die Variable weist im gesamten Zeitraum unterdurchschnittliche Werte auf. Nach einem Zeitraum relativ konstanter Werte um 0.35 bis ins Jahr 1969, sinkt der gewerkschaftliche Organisationsgrad kontinuierlich bis auf einen Wert von 0.23 im Jahr 1992. In diesem Bereich bewegt sich die Variable auch im Folgezeitraum. Die Variation ist bei einer Standardabweichung von 0.04 relativ gering.

- **Kanada:** Die Gewerkschaftsdichte nimmt beginnend bei einem Wert von 0.28 im Jahr 1960 bis auf einen Wert von 0.39 im Jahr 1983 zu. Im Folgezeitraum schwankt die Größe nur leicht um diesen Wert. Die Variation ist bei einer Standardabweichung von 0.04 relativ gering.
- **Neuseeland:** Der gewerkschaftliche Organisationsgrad ist in den Jahren bis 1977 relativ konstant bei einem unterdurchschnittlichen Wert um 0.36. Danach setzt ein Zeitraum mit starken Schwankungen ein, in dem sich die Gewerkschaftsdichte zwischen Werten von 0.46 und 0.24 bewegt. Bedeutsame Veränderungen finden innerhalb dieses Zeitraumes oft binnen relativ kurzer Zeiträume statt. Deutlich wird bei der Betrachtung des Variationsmaßes für die betrachteten Zeiträume, dass die Standardabweichung von 0.05 hauptsächlich durch die Schwankungen im zweiten Betrachtungszeitraum erklärt wird.
- **Niederlande:** Ausgehend von einem durchschnittlichen Wert von 0.42 im Jahr 1960 ist bis in das Jahr 1979 (0.37) ein leichter Abwärtstrend zu beobachten. Im Folgezeitraum bis 1987 sinkt die Gewerkschaftsdichte jedoch stark auf einen Wert von 0.24 im Jahr 1988. Bis zum Ende des Betrachtungszeitraumes bewegen sich die Werte ohne nennenswerte Variation in diesem Bereich. Die Standardabweichung ist mit 0.06 vergleichsweise hoch.
- **Norwegen:** Die Gewerkschaftsdichte liegt während des gesamten Betrachtungszeitraumes bei überdurchschnittlichen Werten. Zwischen den Jahren 1976 und 1980 ist eine leichte Niveauverschiebung von Werten um die 0.52 auf Werte um die 0.56 zu beobachten. Die Standardabweichung fällt mit einem Wert von 0.02 erwartungsgemäß gering aus.
- **Portugal:** Daten liegen für den Zeitraum von 1975 bis 1995 vor. Nach vergleichsweise sehr hohen Werten in den Jahren bis 1984 (0.61), sinken die Werte bis 1990 auf unterdurchschnittliche 0.32.
- **Österreich:** In Österreich ist über den Gesamtzeitraum eine Abnahme des gewerkschaftlichen Organisationsgrades zu beobachten. Die Werte bewegen sich stets auf einem deutlich überdurchschnittlichen Niveau. Nach einem Sinken von 0.60 auf 0.53 bis zum Jahr 1974 folgt eine Periode konstanter Werte um 0.52. Beginnend im Jahr 1984 sinkt der Anteil der gewerkschaftlich organisierten Arbeitnehmer auf einen Wert von 0.41 im Jahr 1995. Die Standardabweichung liegt bei vergleichsweise hohen 0.05.
- **Schweden:** Der gewerkschaftliche Organisationsgrad bewegt sich während des gesamten Zeitraumes auf einem sehr hohen Niveau. Es ist zudem – bis auf eine kurze Periode zwischen 1984 und 1990 – eine deutliche Zunahme zu beobachten: Die Werte stiegen von 0.63 im Jahr 1960 bis auf einen sehr hohen Wert von 0.9 im Jahr 1995. Die Standardabweichung von 0.09 lässt auf eine vergleichsweise sehr hohe Variation der Zeitreihe schließen.

- **Schweiz:** In der Schweiz liegt über den Betrachtungszeitraum eine unterdurchschnittliche Gewerkschaftsdichte vor. Die Werte sinken, mit der Ausnahme der kurzen Periode zwischen 1970 und 1976, während dieser Zeit von 0.37 (1960) auf 0.24 (1995). Die Variation ist bei einer Standardabweichung von 0.04 relativ gering.
- **Spanien:** Bis zum Jahr 1983 liegen die Werte auf weit unterdurchschnittlichem Niveau (0.09) ohne dabei bedeutsame Schwankungen aufzuweisen. Ab 1983 ist eine leichte Aufwärtstendenz zu erkennen, die sich bis ins Jahr 1995 hinzieht.
- **USA:** Die Werte liegen während des gesamten Zeitraumes auf einem deutlich unterdurchschnittlichen Niveau. Es ist eine deutlich abnehmende Tendenz festzustellen. Die Werte sinken während dieser Zeit von 0.29 (1960) auf 0.15 (1995). Die Variation ist bei einer Standardabweichung von 0.04 relativ gering.

3.4 Employment Protection (EP)

Die Variable Employment Protection beschreibt die Strenge des gesetzlichen Arbeitnehmerschutzes innerhalb eines Landes. Die Variable kann Werte im Bereich zwischen 0 und 2 annehmen, wobei mit zunehmenden Werten jeweils strengere nationale Regelungen angezeigt werden. Es liegen Daten für den Zeitraum von 1960 bis 1995 vor, wobei für Portugal erst ab 1975 Informationen vorliegen.

Auffällig sind vor allem die deutlichen Unterschiede zwischen den Werten der kontinental- und nordeuropäischen Länder und der Gruppe der nicht-europäischen Länder sowie Großbritanniens und Irlands (siehe Tabelle 3.4). Letztere weisen vergleichsweise niedrige Ausprägungen auf, die über den betrachteten Zeitverlauf weitestgehend konstant geblieben sind (Kanada, Australien, USA, Neuseeland), bzw. nur leichte Veränderungen auf niedrigem Niveau erfahren haben (Großbritannien und Irland).

Größere Variationen sind vor allem im ersten Betrachtungszeitraum zu beobachten, in dem insbesondere in Schweden, Frankreich, Belgien, Österreich und Deutschland starke Veränderungen des Arbeitnehmerschutzes vollzogen wurden, die einen Großteil der Gesamtvariation der Zeitreihen erklären. Außerhalb dieser sprunghaften Entwicklungen variieren die Werte kaum bis gar nicht. Ende der 80er Jahre ist in den meisten Ländern eine Tendenz zu geringerem Arbeitnehmerschutz zu erkennen. Ein leichtes Absenken zeigt sich in fast allen europäischen Ländern mit Ausnahme Frankreichs und Irlands.

Tabelle 3.4: Employment Protection (EP)

Zeitraum	1960 – 1995				1960 - 1980		1981 - 1995	
	Min	Max	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean
Australien	0.500	0.500	0.000	0.500	0.000	0.500	0.000	0.500
Belgien	0.664	1.550	0.294	1.320	0.344	1.234	0.126	1.442
Dänemark	0.740	1.100	0.108	0.999	0.092	1.005	0.126	0.992
Deutschland	0.412	1.650	0.455	1.319	0.517	1.134	0.084	1.578
Finnland	1.080	1.200	0.032	1.185	0.000	1.200	0.042	1.164
Frankreich	0.355	1.500	0.391	1.040	0.365	0.812	0.070	1.360
Großbritannien	0.165	0.350	0.078	0.290	0.077	0.247	0.000	0.350
Irland	0.000	0.540	0.192	0.357	0.185	0.247	0.014	0.512
Italien	1.780	2.000	0.055	1.964	0.034	1.978	0.071	1.944
Japan	1.400	1.400	0.000	1.400	0.000	1.400	0.000	1.400
Kanada	0.300	0.300	0.000	0.300	0.000	0.300	0.000	0.300
Neuseeland	0.800	0.800	0.000	0.800	0.000	0.800	0.000	0.800
Niederlande	1.230	1.350	0.032	1.335	0.000	1.350	0.042	1.314
Norwegen	1.390	1.550	0.043	1.530	0.000	1.550	0.056	1.502
Österreich	0.650	1.300	0.296	0.969	0.141	0.737	0.022	1.294
Portugal	1.510	1.950	0.115	1.877	0.124	1.730	0.015	1.935
Schweden	0.000	1.800	0.743	1.073	0.715	0.657	0.168	1.656
Schweiz	0.550	0.550	0.000	0.550	0.000	0.550	0.000	0.550
Spanien	1.620	2.000	0.109	1.921	0.015	1.994	0.099	1.817
USA	0.100	0.100	0.000	0.100	0.000	0.100	0.000	0.100

3.5 Coordination (CO)

Tabelle 3.5: Coordination (CO)

Zeitraum	1960 – 1995				1960 - 1980		1981 - 1995	
	Min	Max	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean
Australien	1.5	2.3	0.199	2.2	0.000	2.3	0.278	2.1
Belgien	2.0	2.0	0.000	2.0	0.000	2.0	0.000	2.0
Dänemark	2.3	2.5	0.100	2.4	0.000	2.5	0.079	2.3
Deutschland	3.0	3.0	0.000	3.0	0.000	3.0	0.000	3.0
Finnland	2.3	2.3	0.000	2.3	0.000	2.3	0.000	2.3
Frankreich	1.8	2.0	0.100	1.8	0.000	1.8	0.079	1.9
Großbritannien	1.0	1.5	0.152	1.4	0.000	1.5	0.154	1.3
Irland	2.0	3.0	0.416	2.2	0.000	2.0	0.499	2.5
Italien	1.5	2.5	0.265	1.6	0.000	1.5	0.370	1.7
Japan	3.0	3.0	0.000	3.0	0.000	3.0	0.000	3.0
Kanada	1.0	1.0	0.000	1.0	0.000	1.0	0.000	1.0
Neuseeland	1.0	1.5	0.200	1.4	0.000	1.5	0.158	1.2
Niederlande	2.0	2.0	0.000	2.0	0.000	2.0	0.000	2.0
Norwegen	2.5	2.5	0.000	2.5	0.000	2.5	0.000	2.5
Österreich	3.0	3.0	0.000	3.0	0.000	3.0	0.000	3.0
Portugal	1.8	2.0	0.104	1.9	0.000	1.8	0.079	1.9
Schweden	2.0	2.5	0.152	2.4	0.000	2.5	0.154	2.3
Schweiz	2.3	2.3	0.000	2.3	0.000	2.3	0.000	2.3
Spanien	2.0	2.0	0.000	2.0	0.000	2.0	0.000	2.0
USA	1.0	1.0	0.000	1.0	0.000	1.0	0.000	1.0

Die Variable Coordination beschreibt die Intensität der Mechanismen gegenseitiger Absprachen, Unterstützungen oder Verhaltensabstimmungen, die bei Tarifverhandlungen zum Tragen kommen. Dieser Index steigt mit zunehmender Koordination der Verhandlungspartner.

Über den gesamten Zeitraum zeigt diese Variable bei den meisten Ländern kaum Variationen auf (siehe Tabelle 3.5). Im gesamten Betrachtungszeitraum von 1960 bis 1980 sind keine Veränderungen zu beobachten. Erst im Zeitraum von 1981 bis 1995 kommt es in Irland, Italien sowie Portugal zu einem Anstieg und in Schweden, Großbritannien, Neuseeland und Australien zu einem Absinken des Index.

3.6 Makroökonomische Variablen

- **Real Growth (RG):** Die Variable beschreibt das reale Wirtschaftswachstum eines Landes anhand der Wachstumsraten des deflationierten Bruttoinlandsproduktes. Es liegen für alle betrachteten Länder Daten über den gesamten Beobachtungszeitraum vor.
- **Real Interest Rate (RIRL):** Diese Variable beschreibt die Höhe des Realzinssatzes innerhalb eines Landes im jeweiligen Jahr. Der Realzins ergibt sich aus der Bereinigung des Nominalzinssatzes um die Inflationsrate. Die Daten liegen mit Ausnahme von Australien (ab 1969), Finnland (ab 1961), Spanien (ab 1966), Portugal (ab 1975), Japan (ab 1967) und Österreich (ab 1965) für alle weiteren Länder über den gesamten Untersuchungszeitraum vor.
- **Labour Demand Shock (LDS):** Diese Variable entspricht den Residuen ε_t der nachfolgenden Regressionsgleichung, die für alle betrachteten Länder geschätzt wurde:

$$\log(ET_t) = \beta_0 + \beta_1 \log(ET_{t-1}) + \beta_2 \log(ET_{t-2}) + \beta_3 \log(ET_{t-3}) \\ + \beta_4 \log(YQ_t) + \beta_5 \log(WTP_t) + \varepsilon_t$$

Hierbei gibt ET_t die gesamte Anzahl der Beschäftigten innerhalb eines Landes zum Zeitpunkt t an. YQ_t und WTP_t geben das reale Bruttoinlandsprodukt, beziehungsweise die realen Arbeitskosten an (Basisjahr ist 1990).

- **Hodrick-Prescott cyclical component of Total Factor Productivity (TFPHPC):** Diese Variable stellt einen um kurzfristige Schwankungen bereinigten Wert für die Arbeitsproduktivitätsschocks dar. Sie ergibt sich aus der Bereinigung des Solow-Residuums um den Hodrick-Prescott Trend. Mit Ausnahme von Portugal (Werte nur von 1975 bis 1995 verfügbar) liegen für alle Länder Daten über den gesamten Beobachtungszeitraum vor.

- **Terms of Trade Shock (TTS):** Hierbei ist das Verhältnis von Importen zu GDP zu laufenden Preisen mit dem Relativpreis aus Importen und GDP Deflator zu Marktpreisen multiplikativ verknüpft.
- **Tax Wedge (TW):** Der “Steuerkeil” errechnet sich aus den Steuern und Abgaben für die Beschäftigung, den direkten und indirekten Steuersätzen: $tw = t_1 + t_2 + t_3$. Die Arbeitseinkommensbesteuerung t_1 berechnet sich aus dem Verhältnis Abgaben zu Einkommen aus Arbeit. Der direkte Steuersatz t_2 berechnet sich aus dem Verhältnis der gesamten direkten Steuern zu den Gesamteinkünften des Haushalts. Der indirekte Steuersatz t_3 berechnet sich aus dem Verhältnis von Gesamtaufkommen an indirekte Steuern abzüglich der Subventionen zu Gesamtausgaben der Endverbraucher. Tax Wedge dient nur als Instrument in den entsprechenden Schätzungen.

4. Ökonometrische Analyse

In diesem Kapitel werden sowohl weitere statistische Eigenschaften der institutionellen Variablen als auch die kausalen Beziehungen dieser mit der Arbeitslosenrate und der Schaffung von neuen Arbeitsplätzen auf Länder- sowie auf internationaler Ebene ausführlich analysiert. Ziel ist es hier, ein tiefer gehendes Verständnis hinsichtlich der Bedeutung von Arbeitsmarktinstitutionen zu erlangen. Von vorrangiger Bedeutung ist jedoch der qualitative Einfluss der institutionellen Variablen. Eine Zusammenfassung der wesentlichen Ergebnisse und deren Interpretation finden sich im Abschnitt 5. Im Unterschied dazu sind die Ergebnisse in den Abschnitten 4.1 bis 4.3 kurz und eher technisch zusammengefasst.

Aus verschiedenen Gründen ist eine Interpretation der Schätzergebnisse in den Abschnitten 4.1 bis 4.3 grundsätzlich mit Vorsicht vorzunehmen, da die geschätzten Größenordnungen der Parameter aus nachfolgenden Überlegungen heraus nicht verlässlich sind:

1. Aufgrund der geringen Variation der institutionellen Variablen ist eine Analyse jeglicher zeitlich verzögerter Effekte auf die abhängige Variable ökonometrisch nicht zu analysieren. Die Bedeutung derartiger Einflüsse wird daher kategorisch unterschätzt.
2. Der funktionelle Zusammenhang von Institutionen und den in dieser Arbeit verwendeten abhängigen Variablen ist letztlich unbekannt. Ob also tatsächlich ein linearer oder ein nicht-linearer Zusammenhang existiert, kann allenfalls vermutet werden. Für letzteren gilt darüber hinaus, dass seine konkrete Form sehr komplex sein kann.
3. Zu berücksichtigen ist schließlich, dass aufgrund der hohen Korrelation der Arbeitsmarktinstitutionen untereinander nicht eindeutig zwischen einem kausalen oder lediglich statistischen Zusammenhang mit einer abhängigen Variablen unterschieden werden kann.

Die ökonometrische Analyse in diesem Kapitel unterteilt sich in drei verschiedene Abschnitte. Im Abschnitt 4.1 werden länderspezifische Schätzungen in verschiedenen Spezifikationen diskutiert. Instrumenten-Variablen-Schätzungen werden dann im Abschnitt 4.2 vorgenommen, um die Effekte der Institutionen besser herausfiltern zu können. Im Abschnitt 4.3 werden dann verschiedene Spezifikationen für Panelschätzungen diskutiert.

Die Auswahl der Länder in den drei Abschnitten unterscheidet sich. In den Abschnitten 4.1 und 4.2 werden nur Staaten berücksichtigt, für die wenigstens seit Anfang der 70er Jahre ein kompletter Datensatz zur Verfügung steht. Anderenfalls ist die Datenmenge zu gering, um Schlussfolgerungen aus den Schätzungen ziehen zu können. Berücksichtigt werden folgende Staaten: Australien, Belgien, Dänemark, Deutschland, Finnland, Frankreich, Großbritannien, Kanada, Niederlande und die USA. Für jedes Land wird der maximal verfügbare Datensatz verwendet. Im Abschnitt 4.3 wird der Datensatz um fünf weitere Länder erweitert: Zum einen um Staaten, in denen erst mit Beginn der 80er Jahre Arbeitsmarktp Probleme in Form von deutlich ansteigender Arbeitslosigkeit aufgetreten sind: Norwegen, Neuseeland und Österreich. Zum anderen um Länder, deren Datensatz für länderspezifische Schätzungen zu kurz ist: Portugal und Spanien. Für die Panelanalyse soll ein für alle Länder einheitlicher Zeitraum verwendet werden, damit keine länderspezifische Gewichtung die Ergebnisse beeinträchtigt. Die ausgewählten Länder zeichnen sich alle dadurch aus, dass im Betrachtungszeitraum deutliche Veränderungen der Arbeitslosigkeit aufgetreten sind. Es wird daher der Zeitraum 1980 bis 1995 herangezogen. Für die im Datensatz von Nickell et al. (2005) verbleibenden Länder, die hier nicht verwendet werden, treffen die Voraussetzungen nicht zu. Für Irland und Italien liegen keine Daten über die Vakanzhaltung vor, was für den hier gewählten Ansatz elementar ist. In Japan, Schweden und der Schweiz hat sich erst in den 90er Jahren eine Abkehr von der Quasi-Vollbeschäftigung vollzogen. Da der Datensatz 1995 endet, sind dortige Erfahrungen mit Institutionen und höherer Arbeitslosigkeit nicht adäquat erfassbar.

Bezüglich der Arbeitsmarktinstitutionen ist zu beachten, dass in den Abschnitten 4.1 und 4.2 die Variablen zu den Lohnersatzleistungen und des gewerkschaftlichen Organisationsgrades verwendet werden. Die Daten zum Kündigungsschutz und zur Koordination von Lohnverhandlungen weisen eine zu geringe Varianz für länderspezifische Schätzungen auf. Sie werden aber im Abschnitt 4.3 für Panelschätzungen berücksichtigt. Im Unterschied zur Referenzliteratur von Nickell et al. (2005) wird die Variable Steuerkeil nicht als Arbeitsmarktinstitution im engeren Sinne behandelt. Sie dient lediglich im Abschnitt 4.2 als Instrument für die drei Kerninstitutionen.

Im Vordergrund dieses Kapitels stehen die Schätzergebnisse. Die theoretischen Implikationen werden im fünften Kapitel analysiert und zusammengeführt. Aus diesem Grund sollen atheoretische Schätzergebnisse in diesem Abschnitt nicht näher diskutiert werden. Darüber hinaus haben die ver-

wendeten makroökonomischen Variablen den Status einer Kontrollvariablen, da der Fokus auf der Analyse der institutionellen Wirkungen liegt.

Bevor die Schätzergebnisse dargestellt werden, sollen zunächst weitere statistische Eigenschaften insbesondere der institutionellen Variablen betrachtet werden. Hierzu werden für bivariate statistische Zusammenhänge der Variablen der Granger Kausalitätstest und die einfachen Korrelationskoeffizienten für die Arbeitsmarktinstitutionen und makroökonomischen Variablen herangezogen. Da diese Analyse für die Abschnitte 4.1 und 4.2 von primärer Bedeutung ist, werden nur die zehn in diesen Abschnitten einbezogenen Staaten berücksichtigt. Die kompletten Tabellen dieser Statistiken befinden sich im Anhang. Im Vorgriff auf die Schätzergebnisse des Abschnitts 4.1 werden dann Varianz-Inflations-Faktoren (VIF) der in diesem Abschnitt beschriebenen Gleichung (1), sowie das Verhältnis aus Mittelwert zu Standardabweichung der drei hier verwendeten institutionellen Variablen dargestellt.

Granger Kausalitätstest

Es sei darauf hingewiesen, dass die Ergebnisse des Granger Kausalitätstests zumeist sensitiv auf die zu wählende Lag-Länge reagieren und dass die Anzahl der vorliegenden Beobachtungen zu gering für eine verlässliche Verwendung des Tests ist. Darüber hinaus ist die bivariate Betrachtung auch gleichzeitig eine Schwäche des Tests, da multivariate Zusammenhänge ausgeblendet werden. Nachfolgend werden Effekte aufgezählt, die mit einer Lag-Länge von 2 und/oder 5 mindestens auf dem 10%-Niveau signifikant sind. Sofern der Kündigungsschutz und die Koordination von Lohnverhandlungen keine Varianz aufweisen, ist eine Berücksichtigung dieser Variablen nicht möglich.

- **Australien:** *Die Arbeitslosenrate wird signifikant erklärt durch:* Dauer der Lohnersatzleistung, Höhe der Lohnersatzleistung, Gewerkschaftsdichte, Arbeitsnachfrageschocks, Arbeitsproduktivitätsschocks, *Terms of Trade* Schocks. *Die Arbeitslosenrate erklärt:* Höhe der Lohnersatzleistung, Gewerkschaftsdichte, *Terms of Trade* Schocks. *Die Vakanzenrate wird signifikant erklärt durch:* Dauer der Lohnersatzleistung, Höhe der Lohnersatzleistung, Arbeitsnachfrageschocks, realer Zins, Arbeitsproduktivitätsschocks.
- **Belgien:** *Die Arbeitslosenrate wird signifikant erklärt durch:* Dauer der Lohnersatzleistung, Höhe der Lohnersatzleistung, Gewerkschaftsdichte, Arbeitsnachfrageschocks, Arbeitsproduktivitätsschocks. *Die Vakanzenrate wird signifikant erklärt durch:* Höhe der Lohnersatzleistung, Arbeitsnachfrageschocks, reales BIP Wachstum, Arbeitsproduktivitätsschocks. *Die Vakanzenrate erklärt:* Dauer der Lohnersatzleistung, Gewerkschaftsdichte, Kündigungsschutz, *Terms of Trade* Schocks.

- **Dänemark:** *Die Arbeitslosenrate wird signifikant erklärt durch:* Höhe der Lohnersatzleistung, Kündigungsschutz, Arbeitsnachfrageschocks, *Terms of Trade* Schocks. *Die Arbeitslosenrate erklärt:* Höhe der Lohnersatzleistung, Gewerkschaftsdichte, Koordination von Lohnverhandlungen, realer Zins. *Die Vakanzenrate wird signifikant erklärt durch:* Höhe der Lohnersatzleistung, Koordination von Lohnverhandlungen, Kündigungsschutz, *Terms of Trade* Schocks. *Die Vakanzenrate erklärt:* Koordination von Lohnverhandlungen, realer Zins, Arbeitsproduktivitätsversicherung, *Terms of Trade* Schocks.
- **Deutschland:** *Die Arbeitslosenrate wird signifikant erklärt durch:* Dauer der Lohnersatzleistung, Höhe der Lohnersatzleistung, Arbeitsnachfrageschocks, Arbeitsproduktivitätsschocks, *Terms of Trade* Schocks. *Die Arbeitslosenrate erklärt:* Realer Zins. *Die Vakanzenrate erklärt:* Arbeitsnachfrageschocks, realer Zins.
- **Finnland:** *Die Arbeitslosenrate wird signifikant erklärt durch:* Höhe der Lohnersatzleistung, Kündigungsschutz, Arbeitsnachfrageschocks, Arbeitsproduktivitätsschocks. *Die Arbeitslosenrate erklärt:* Arbeitsproduktivitätsschocks. *Die Vakanzenrate wird signifikant erklärt durch:* Dauer der Lohnersatzleistung, Kündigungsschutz, Arbeitsproduktivitätsschocks. *Die Vakanzenrate erklärt:* Reales BIP Wachstum.
- **Frankreich:** *Die Arbeitslosenrate wird signifikant erklärt durch:* Höhe der Lohnersatzleistung, Kündigungsschutz, Arbeitsnachfrageschocks, Arbeitsproduktivitätsschocks, *Terms of Trade* Schocks. *Die Arbeitslosenrate erklärt:* Dauer der Lohnersatzleistung, Koordination von Lohnverhandlungen, Gewerkschaftsdichte. *Die Vakanzenrate wird signifikant erklärt durch:* Höhe der Lohnersatzleistung, Kündigungsschutz, *Terms of Trade* Schocks. *Die Vakanzenrate erklärt:* Dauer der Lohnersatzleistung, Arbeitsnachfrageschocks, reales BIP Wachstum, realer Zins, *Terms of Trade* Schocks.
- **Großbritannien:** *Die Arbeitslosenrate wird signifikant erklärt durch:* Kündigungsschutz, reales BIP Wachstum, Arbeitsproduktivitätsschocks. *Die Arbeitslosenrate erklärt:* Dauer der Lohnersatzleistung, Höhe der Lohnersatzleistung, Koordination von Lohnverhandlungen, realer Zins. *Die Vakanzenrate wird signifikant erklärt durch:* Reales BIP Wachstum, *Terms of Trade* Schocks. *Die Vakanzenrate erklärt:* Dauer der Lohnersatzleistung, reales BIP Wachstum, realer Zins.
- **Kanada:** *Die Arbeitslosenrate wird signifikant erklärt durch:* Gewerkschaftsdichte, Arbeitsnachfrageschocks. *Die Arbeitslosenrate erklärt:* *Terms of Trade* Schocks. *Die Vakanzenrate erklärt:* Reales BIP Wachstum, *Terms of Trade* Schocks.

- **Niederlande:** *Die Arbeitslosenrate wird signifikant erklärt durch: Terms of Trade Schocks. Die Arbeitslosenrate erklärt: Dauer der Lohnersatzleistung, Höhe der Lohnersatzleistung, Arbeitsnachfrageschocks, realer Zins. Die Vakanzenrate erklärt: Dauer der Lohnersatzleistung, reales BIP Wachstum, realen Zins.*
- **USA:** *Die Arbeitslosenrate wird signifikant erklärt durch: Arbeitsnachfrageschocks, reales BIP Wachstum, Arbeitsproduktivitätsschocks. Die Arbeitslosenrate erklärt: Höhe der Lohnersatzleistung, realer Zins, Gewerkschaftsdichte. Die Vakanzenrate erklärt: Arbeitsnachfrageschocks, reales BIP Wachstum, realer Zins, Terms of Trade Schocks.*

Korrelationsmatrix

Auch für die Korrelationskoeffizienten (Nullter Ordnung) ist die bivariate Betrachtung eine starke Simplifizierung der Zusammenhänge, da multivariate Zusammenhänge ausgeblendet werden. Die Ergebnisse dienen daher vornehmlich der Identifizierung von Kernursachen für Multikollinearität.

Zunächst sind die Korrelationspaare mit einem Korrelationskoeffizienten ≥ 0.8 aufgeführt. Für Australien, Deutschland und die USA sind keine derartigen bivariaten Korrelationskoeffizienten vorhanden. Sofern der Kündigungsschutz und die Koordination von Lohnverhandlungen keine Varianz aufweisen, ist eine Berücksichtigung dieser Variablen nicht möglich.

Belgien: Dauer der Lohnersatzleistung – Höhe der Lohnersatzleistung: -0.88; Dauer der Lohnersatzleistung – Gewerkschaftsdichte: -0.91; Höhe der Lohnersatzleistung – Kündigungsschutz: 0.91
Höhe der Lohnersatzleistung – Gewerkschaftsdichte: 0.82.

Dänemark: Dauer der Lohnersatzleistung – Kündigungsschutz: -0.91; Höhe der Lohnersatzleistung – Gewerkschaftsdichte: 0.96.

Finnland: Dauer der Lohnersatzleistung – Gewerkschaftsdichte: 0.81; Höhe der Lohnersatzleistung – Gewerkschaftsdichte: 0.90.

Frankreich: Dauer der Lohnersatzleistung – Koordination von Lohnverhandlungen: 0.95; Dauer der Lohnersatzleistung – realer Zins: 0.83; Dauer der Lohnersatzleistung – Gewerkschaftsdichte: 0.98; Koordination von Lohnverhandlungen – Gewerkschaftsdichte: -0.97; realer Zins - Gewerkschaftsdichte: -0.84.

Großbritannien: Höhe der Lohnersatzleistung – Koordination von Lohnverhandlungen: 0.80.

Kanada: Dauer der Lohnersatzleistung – Höhe der Lohnersatzleistung: -0.91; Höhe der Lohnersatzleistung – Gewerkschaftsdichte: 0.81.

Niederlande: Realer Zins – Gewerkschaftsdichte: -0.80.

Statistische Qualität der Institutionen

In der nachfolgenden Tabelle 4.0.1 sind diese Ergebnisse für die Arbeitsmarktinstitutionen zusammengefasst. Die signifikante Richtung einer Granger Kausalität (✓) sowie Korrelationskoeffizienten, r , bezogen auf die Arbeitslosen- und Vakanzenrate werden hier dargestellt.

Generell ist zu beobachten, dass die Korrelation der Institutionen mit der Arbeitslosenrate höher ist, als die mit der Vakanzenrate. Ein einheitliches Vorzeichen ist für keine Institution festzustellen. Für die Lohnersatzleistungsvariablen überwiegen die positiven Vorzeichen bezüglich der Arbeitslosenrate und die negativen in Bezug auf die Vakanzenrate. Bei letzterer ist das Verhältnis jedoch weniger eindeutig. Bezüglich der Gewerkschaftsdichte ist der Anteil der positiven und negativen Korrelationen in etwa ausgeglichen, wenn von nicht signifikanten Werten abgesehen wird. Für die Korrelation der Arbeitslosenrate mit den Institutionen Kündigungsschutz und Koordination von Lohnverhandlungen fällt auf, dass diese häufig Werte über 0.5 aufweisen. Während für die Koordination die Vorzeichen zumeist negative Werte aufweisen, sind sie für den Kündigungsschutz sehr wechselhaft. Für die Korrelation dieser beiden Institutionen mit der Vakanzenrate gilt spiegelbildliches, allerdings bei deutlich geringeren Werten.

Tabelle 4.0.1: Granger Kausalität und Korrelation der Arbeitsmarktinstitutionen

	BD			BRR			UDNET			EP			CO		
	→ UR	UR →	r	→ UR	UR →	r	→ UR	UR →	r	→ UR	UR →	r	→ UR	UR →	r
Australien	✓		-0.18	✓	✓	0.83	✓	✓	-0.08						-0.53
Belgien	✓		-0.71	✓		0.52	✓		0.77			0.55			
Dänemark			0.32	✓	✓	0.87		✓	0.88	✓		-0.47	✓		-0.71
Deutschland	✓		0.63	✓		-0.83			-0.01			0.62			
Finnland			0.30	✓		0.70			0.65	✓		-0.87			
Frankreich		✓	0.88	✓		0.74		✓	-0.90	✓		0.85	✓		0.88
Großbritannien		✓	0.48		✓	-0.79			0.02	✓		0.76	✓		-0.59
Kanada			-0.51			0.68	✓		0.88						
Niederlande		✓	0.89		✓	0.58			-0.71		✓	-0.17			
USA			-0.01		✓	0.77		✓	-0.35						

	BD			BRR			UDNET			EP			CO		
	→ VR	VR →	r	→ VR	VR →	r	→ VR	VR →	r	→ VR	VR →	r	→ VR	VR →	r
Australien	✓		0.07	✓		-0.69			-0.17						0.24
Belgien		✓	-0.08	✓		-0.12		✓	-0.12		✓	-0.15			
Dänemark			0.21	✓		-0.81			-0.83	✓		-0.1	✓	✓	0.20
Deutschland			-0.80			0.72			-0.24			-0.61			
Finnland	✓		0.42			0.26			0.31	✓		0.06			
Frankreich		✓	-0.47	✓		-0.10			0.46	✓		0.11			-0.33
Großbritannien		✓	-0.19			0.22			-0.01			-0.32			0.28
Kanada			0.18			0.10			-0.12						
Niederlande		✓	-0.75			-0.55			0.57			0.22			
USA			0.05			-0.16			0.30						

→ UR (→ VR): Institution kann Arbeitslosenrate (Vakanzenrate) erklären. UR → (VR →): Arbeitslosenrate (Vakanzenrate) kann Institution erklären. r : Korrelationskoeffizient. ✓: Trifft zu.

Wenngleich die in der Tabelle dargestellten Ergebnisse allenfalls ein Indiz darstellen, so ist doch festzustellen, dass zumindest bei der Interpretation von Panel Schätzungen mit ausschließlich linearen Zusammenhängen Vorsicht geboten ist. Zum einen, da die Wirkung der Institution auf die Arbeitslosenrate sowohl positiv wie negativ sein kann, und zum anderen, da auch die Möglichkeit eines umgekehrten Einflusses, also von der Arbeitslosenrate auf die Institutionen, nicht ausgeschlossen werden kann.

Ein Varianz-Inflations-Faktor zeigt ein statistisches Problem durch Multikollinearität an, sofern der Wert 5 deutlich überschritten wird. Ein Wert von 10 sagt, dass bereits 90% der Variation einer Variablen durch die übrigen exogenen Variablen erklärt wird, bzw. mit deren Variation übereinstimmt. Zum einen wird hierdurch die Standardabweichung der betroffenen Parameter stark erhöht, zum anderen kann es zu unerwünschten Vorzeichenwechseln bei den entsprechenden Koeffizienten kommen. Die nachfolgende Tabelle 4.0.2 zeigt die Varianz-Inflations-Faktoren der linearen Spezifikation mit und ohne verzögerte endogene erklärende Variable für die Beveridge-Kurve. Aus ihr geht hervor, dass der Großteil der institutionellen Variablen einen hohen bis sehr hohen Wert aufweist. Die negativen Eigenschaften der Multikollinearität sind daher für nahezu jede der im Abschnitt 4.1 und 4.2 ausgewiesenen länderspezifischen Schätzungen relevant.

Tabelle 4.0.2: VIF der Gleichungen EQ1 und EQ6 im Abschnitt 4.1

	EQ 1			EQ 6		
	BD	BRR	UDNET	BD	BRR	UDNET
Australien	2.8	3.1	2.5	3.6	28.6	2.6
Belgien	16.1	7.6	11.9	16.5	7.8	13.3
Dänemark	2.4	29.0	37.8	4.1	58.7	38.1
Deutschland	5.1	7.1	4.0	5.1	8.3	4.0
Frankreich	43.1	2.6	45.6	44.1	6.0	56.0
Finnland	14.6	16.6	42.0	18.6	17.0	101.5
Großbritannien	6.4	7.5	1.5	9.2	26.7	4.0
Kanada	14.7	15.2	8.3	14.7	15.8	11.5
Niederlande	3.8	2.9	4.5	8.2	3.0	6.7
USA	2.4	2.8	3.7	2.6	5.3	4.7

BD: Bezugsdauer von Lohnersatzleistungen, BRR: Höhe der Lohnersatzleistung, UDNET: Gewerkschaftlicher Organisationsgrad.

Es ist zusätzlich zu beachten, dass Variablen, die über die Zeit nur minimal variieren, einen geringen VIF aufweisen, wie etwa der Wert für die Bezugsdauer der Lohnersatzleistung in Australien (2.8). Die zugrunde liegende Hilfsregression weist in diesem Fall „nur“ ein R^2 von 0.64 auf. Jedoch nimmt die Konstante in dieser Regression nahezu genau den Wert von 1.02 (vergleiche die Datenbeschreibung in Kapitel 3) an, und der t-Wert beträgt 206.3. Da eine Konstante aber keine Variation erklärt, ist sie nicht Gegenstand des VIF. Das zusätzliche Problem liegt nun darin, wonach derartige institutionelle Variablen nahezu perfekt mit dem Einsenvektor der jeweiligen Schätzgleichung kor-

reliert sind. Zur Verdeutlichung ist in der Tabelle 4.0.3 das Verhältnis von Mittelwert zu Standardabweichung der drei institutionellen Variablen aufgeführt.

Tabelle 4.0.3: Verhältnis aus Mittelwert zu Standardabweichung

	BD	BRR	UDNET
Australien	510.00	4.93	15.33
Belgien	8.35	6.36	9.60
Dänemark	5.58	3.10	8.75
Deutschland	27.09	19.80	16.50
Finnland	1.45	2.10	4.00
Frankreich	2.64	11.33	4.25
Großbritannien	6.03	5.12	8.00
Kanada	4.47	5.64	8.25
Niederlande	2.38	5.58	5.50
USA	4.05	6.37	4.40

BD: Bezugsdauer von Lohnersatzleistungen, BRR: Höhe der Lohnersatzleistung, UDNET: Gewerkschaftlicher Organisationsgrad.

Der Vergleich der Tabellen 4.0.2 und 4.0.3 zeigt, dass zumeist ein niedriger VIF mit einer hohen Verhältniszahl der Tabelle 4.0.3 korrespondiert. In diesem Fall kann der Einfluss einer institutionellen Variablen auf die jeweilige abhängige Variabel nicht genau geschätzt werden. Dies ist bei den nachfolgenden Schätzungen unbedingt zu berücksichtigen. Lediglich für die Niederlande und die USA zeigen sich insgesamt moderate Werte.

4.1 Länderspezifische Analyse mit OLS

Im Vordergrund dieses Abschnittes steht die Vermutung, wonach die Institutionen in den jeweiligen Staaten nicht nur unterschiedliche Wirkungen in der Größenordnung des Effektes, sondern vielmehr auch hinsichtlich des Vorzeichens, also der grundsätzlichen Wirkung, aufweisen können. Erschwert wird diese Analyse jedoch durch die Tatsache, dass die Institutionen untereinander mit zum Teil starker Multikollinearität behaftet sind. Ungeachtet dessen werden die relevanten Spezifikationen geschätzt, um die Auswirkungen deutlich zu machen. Von einer Interpretation bei Vorliegen starker Kollinearität wird abgesehen, da die Schlussfolgerungen nicht belastbar sind. Der Grund liegt, wie bereits oben beschrieben, in der Tatsache, dass nicht nur die Standardabweichungen stark ansteigen, sondern auch in bestimmten Fällen ein Vorzeichenwechsel auftritt. Eine Abhilfemaßnahme wird im Abschnitt 4.2 diskutiert. Die verwendeten Gleichungen sollen lineare, nicht-lineare sowie interaktive Spezifikationen gegenüberstellen. Darüber hinaus werden zu Vergleichszwecken auch rein makroökonomische und rein institutionelle Spezifikationen aufgeführt, um den grundsätzlichen Erklärungsgehalt sichtbar zu machen. Hierbei ist das Auftreten eines mehr oder weniger starken *omitted variable bias* zu erwarten. Auch aus diesem Grund sollen atheoretische Schätzergebnisse nicht nä-

her diskutiert werden. Eine ausführliche zusammenführende Diskussion wird im Kapitel 5 vorgenommen.

Folgende Spezifikationen werden in diesem Abschnitt für jedes berücksichtigte Land geschätzt:

$$y_t = \alpha + \delta y_{t-1} + \lambda \ln v_t + \sum_i \beta_i I_{it} + \sum_j \beta_j M_{jt} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$y_t = \alpha + \delta y_{t-1} + \lambda \ln v_t + \sum_i \beta_i I_{it} + \sum_i \gamma_i I_{it}^2 + \sum_j \beta_j M_{jt} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$y_t = \alpha + \delta y_{t-1} + \lambda \ln v_t + \sum_j \beta_j M_{jt} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$y_t = \alpha + \delta y_{t-1} + \lambda \ln v_t + \sum_i \beta_i I_{it} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$y_t = \alpha + \delta y_{t-1} + \lambda \ln v_t + \sum_i \beta_i I_{it} + \sum_i \phi_i I_{it} I_{kt} + \sum_j \beta_j M_{jt} + \varepsilon_t \quad \text{mit } i \neq k, i > k \quad (5)$$

Variablenbeschreibung:

- y : In der Beveridge-Kurve die logarithmierte Arbeitslosenrate $\ln(u)$, und in der Job-Creation Kurve die logarithmierte Marktanspannung $\ln(\theta) = \ln(v/u)$.
- I : Arbeitsmarktinstitutionen: Bezugsdauer der Lohnersatzleistung BD , Höhe der Lohnersatzleistung BRR und gewerkschaftlicher Organisationsgrad $UDNET$; $i = 1, \dots, 3$.
- M : Makroökonomische Variablen: Arbeitsnachfrageschock LDS , reales BIP Wachstum RG , realer Zinssatz $RIRL$, Arbeitsproduktivitätsschocks $TFPHPC$, *Terms of Trade* Schocks TTS ; $j = 1, \dots, 5$.
- $I \cdot I$: Interaktionen: $BD \cdot BRR, BD \cdot UDNET, BRR \cdot UDNET$.
- Parameterrestriktionen: Für die Beveridge-Kurve und die Job-Creation Kurve werden jeweils zehn Gleichungen geschätzt. Die Gleichungen (1) bis (5) werden einmal mit $\delta \neq 0$ und einmal mit $\delta = 0$ geschätzt. Für die Job-Creation Kurve gilt für alle zehn Gleichungen $\lambda = 0$.

Die Gleichung (1) stellt die Referenzgleichung dar, in der alle Einflüsse zu einer linearen Verschiebung der Beveridge-Kurve bzw. Job-Creation Kurve führen. Gleichung (2) weist im Unterschied zu (1) eine quadratische Spezifikation der institutionellen Variablen auf. In den Gleichungen (3) und (4) werden die jeweiligen Basisspezifikationen geschätzt, die im Wesentlichen dazu dienen, den allgemeinen Erklärungsgehalt der jeweiligen Variablengruppe herauszustellen. Die Gleichung (5) weist schließlich zusätzlich zur Spezifikation der Gleichung (1) Interaktionsterme für die Arbeits-

marktinstitutionen auf. Dies ist in der Literatur die einzige alternative Spezifikation zur Gleichung (1).

Um die Verlässlichkeit der Schätzergebnisse zu erhöhen, wird grundsätzlich die nach der Methode von Newey und West korrigierte Varianz- Kovarianzmatrix verwendet. Dies ermöglicht die Eliminierung der Effekte von Autokorrelation und Heteroskedastizität auf die Standardabweichungen und mithin auf die t-Werte der geschätzten Parameter. Um grundlegende Kointegrationseigenschaften zu prüfen, wird der Enlge-Granger Test an den Residuen der jeweiligen Schätzung vorgenommen. Das jeweilige Testergebnis wird für jede Schätzung ausgewiesen. Kritische Werte sind hierfür von MacKinnon (1991) berechnet worden, allerdings nur für bis zu fünf erklärende Variablen. Die kritischen Werte für 5 erklärende Variablen und 30 Beobachtungen lauten: -6,16 (1%), -5,29 (5%) und -4,87 (10%). Diese Werte sind als Richtwert zu verstehen. Da für die letztlich relevanten Gleichungen dieses Abschnittes die Testwerte zufrieden stellend sind, wird in anderen Fällen auf den jeweiligen Testwert und die Konsequenzen für die Gleichung nicht eingegangen. Zu beachten ist, dass aufgrund der geringen Anzahl an Beobachtungen die Werte nur approximiert werden können.

4.1.1 Australien

Die Tabelle 4.1.1 zeigt die Schätzergebnisse für die Beveridge-Kurve ohne verzögerte endogene Variable. Ein Vergleich der makroökonomischen Variablen der Spezifikationen EQ1 bis EQ5 zeigt, dass der Zusammenhang der Beveridge-Kurve recht stabil ist. Der reale Zins weist das zu erwartende Vorzeichen auf und ist zumeist signifikant. Die übrigen makroökonomischen Variablen sind entweder unzureichend signifikant oder weisen ein unerwartetes Vorzeichen auf.

Die Arbeitsmarktinstitutionen leiden in den Spezifikationen EQ2 und EQ5 augenscheinlich unter Multikollinearität. Rückschlüsse auf nicht-lineare oder interaktive Zusammenhänge sind daher nicht möglich. Ein Vergleich der Spezifikationen EQ1 und EQ4 lässt vermuten, dass Höhe und Dauer der Lohnersatzleistung einen positiven Einfluss auf die Arbeitslosenrate haben. Der gewerkschaftliche Organisationsgrad hat in Australien nach den vorliegenden Spezifikationen keine signifikante Wirkung auf die Arbeitslosenrate.

Die nachfolgende Tabelle 4.1.2 zeigt die gleichen grundlegenden Spezifikationen mit dem Zusatz, dass nun die um eine Periode verzögerte Endogene zusätzlich berücksichtigt wird. Auffällig ist, dass diese Variable in den Spezifikationen EQ6, EQ7 und EQ10 keinen signifikanten Einfluss hat. Dies lässt auf eine vergleichsweise geringe Pfadabhängigkeit schließen. Die Beveridge-Kurve ist weiterhin stabil lokalisiert. Die Erklärungsbeiträge der makroökonomischen Variablen haben im Vergleich mit den Spezifikationen EQ1 bis EQ5 abgenommen; die unerwarteten Vorzeichen bleiben jedoch weitestgehend erhalten.

Tabelle 4.1.1: Beveridge-Kurve für Australien

	EQ1		EQ2		EQ3		EQ4		EQ5	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	-44.531	-3.292	-26.624	-1.217	1.492	10.559	-15.047	-0.524	872.298	2.369
$\ln(v_i)$	-0.430	-7.818	-0.418	-6.947	-0.894	-3.462	-0.570	-7.672	-0.383	-5.507
BD	42.846	3.207	23.937	1.177			14.876	0.524	-850.690	-2.384
BD ²			*	*						
BRR	9.472	18.441	25.142	1.947			9.267	9.000	-451.925	-1.339
BRR ²			-39.826	-1.226						
UDNET	0.451	0.859	1.338	0.095			-1.483	-1.313	-1707.661	-2.085
UDNET ²			-2.332	-0.133						
BD*BRR									425.386	1.277
BD*UDNET									1662.707	2.094
BRR*UDNET									60.823	1.117
LDS	0.866	0.422	-0.843	-0.418	11.839	1.960			0.642	0.313
RG	-0.331	-0.416	0.067	0.063	-4.874	-2.574			0.211	0.311
RIRL	2.311	3.844	2.862	3.834	3.098	1.678			2.482	3.301
TFPHPC	7.569	5.704	6.177	3.284	11.925	4.034			6.740	5.937
TTS	-3.675	-2.008	-1.475	-0.594	-0.976	-0.163			-2.254	-1.073
n	27		27		27		36		27	
R ²	0.984		0.985		0.831		0.945		0.988	
Adj. R ²	0.975		0.974		0.781		0.938		0.979	
ADF-Test	-6.625		-6.785		-2.960		-2.642		-6.598	

*: BD und BD2 kann aufgrund von perfekter Multikollinearität nicht gemeinsam genutzt werden.

Tabelle 4.1.2: Beveridge-Kurve für Australien mit verzögerter endogener Variable

	EQ6		EQ7		EQ8		EQ9		EQ10	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	-28.395	-1.126	-23.673	-0.867	0.491	4.431	-4.066	-0.237	835.298	2.387
$\ln(u_{i-1})$	0.246	1.217	0.206	0.833	0.773	15.650	0.403	2.635	0.173	0.881
$\ln(v_i)$	-0.341	-3.960	-0.355	-3.645	-0.214	-2.358	-0.428	-4.372	-0.355	-4.060
BD	27.290	1.109	21.135	0.789			3.968	0.233	-812.058	-2.387
BD ²			*	*						
BRR	6.722	2.745	16.909	1.286			4.727	3.115	-640.172	-1.700
BRR ²			-24.562	-0.750						
UDNET	0.502	1.129	4.140	0.292			-0.305	-0.303	-1550.107	-1.970
UDNET ²			-5.095	-0.290						
BD*BRR									600.852	1.630
BD*UDNET									1503.272	1.963
BRR*UDNET									78.297	1.771
LDS	-0.577	-0.234	-1.278	-0.475	-2.615	-1.303			0.479	0.207
RG	-0.967	-1.370	-0.698	-0.678	-2.768	-2.334			-0.440	-0.579
RIRL	1.341	1.719	1.752	1.584	-0.875	-1.082			1.374	1.149
TFPHPC	5.031	1.952	4.722	1.532	0.149	0.140			5.640	2.757
TTS	-2.820	-1.187	-1.695	-0.558	-0.827	-0.440			-2.537	-1.073
n	27		27		27		35		27	
R ²	0.986		0.986		0.974		0.966		0.989	
Adj. R ²	0.977		0.975		0.964		0.960		0.978	
ADF-Test	-6.638		-6.823		-4.569		-4.804		-6.849	

*: BD und BD2 kann aufgrund von perfekter Multikollinearität nicht gemeinsam genutzt werden.

Für die Arbeitsmarktinstitutionen fällt auch für die Spezifikationen EQ7 Und EQ10 auf, dass Multikollinearität in hohem Maße vorliegt. Eine verlässliche Aussage über nicht-lineare oder interaktive Wirkungen der Institutionen kann nicht getroffen werden. Während eine signifikante Wirkung der Gewerkschaftsdichte auf die Arbeitslosenrate nach wie vor für Australien nicht vorzufinden ist, liegt nun auch für die Dauer der Lohnersatzleistung ein solches Ergebnis vor. Für die Höhe der Lohnersatzleistung ergibt sich ein signifikant positiver linearer Zusammenhang.

Die Gleichungen EQ11 bis EQ15 der Tabelle 4.1.3 zeigen verschiedene Spezifikationen für die Job-Creation Kurve. Erwartungsgemäß haben Arbeitsnachfrageschocks einen signifikant positiven und Zinsen einen signifikant negativen Einfluss auf die Schaffung neuer Stellen. Die verbleibenden makroökonomischen Variablen leisten jedoch keinen signifikanten Erklärungsbeitrag, mit Ausnahme von Produktivitätsschocks in Spezifikation EQ15.

Tabelle 4.1.3: Job-Creation Kurve für Australien

	EQ11		EQ12		EQ13		EQ14		EQ15	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	18.050	0.189	-87.245	-0.923	-1.936	-8.513	139.847	1.477	266.485	0.147
BD	-13.907	-0.148	73.459	0.825			-134.243	-1.447	-202.488	-0.116
BD ²			*	*						
BRR	-15.569	-5.516	-25.047	-0.536			-24.315	-10.262	-4091.002	-2.289
BRR ²			30.877	0.256						
UDNET	-4.523	-1.247	74.592	1.279			1.302	0.501	739.432	0.210
UDNET ²			-91.760	-1.301						
BD*BRR									3795.023	2.261
BD*UDNET									-856.636	-0.252
BRR*UDNET									484.963	1.825
LDS	21.567	3.317	23.221	2.669	17.783	2.231			29.022	3.867
RG	0.306	0.109	-2.027	-0.940	10.495	1.352			-3.594	-1.280
RIRL	-8.192	-3.068	-10.136	-3.892	-12.544	-5.375			-14.475	-5.389
TFPHPC	1.755	0.259	5.194	0.788	-0.569	-0.071			10.900	1.957
TTS	5.550	0.501	1.236	0.113	1.180	0.111			-12.608	-1.186
N	27		27		27		36		27	
R ²	0.883		0.897		0.666		0.774		0.939	
Adj. R ²	0.831		0.833		0.586		0.753		0.894	
ADF-Test	-3.392		-3.509		-2.967		-3.332		-5.152	

*: BD und BD2 kann aufgrund von perfekter Multikollinearität nicht gemeinsam genutzt werden.

Die geringe Variabilität der Arbeitsmarktinstitutionen führt auch in den entsprechenden Spezifikationen der Job-Creation Kurve zu einer extrem hohen Multikollinearität. Somit sind auch hier nur die Spezifikationen EQ11 und EQ14 interpretierbar. Bezüglich der verbleibenden Gleichungen zeigt sich, dass nur die Höhe der Lohnersatzleistung einen signifikant negativen Einfluss auf die Schaffung neuer Stellen hat.

Die nachfolgende Tabelle 4.1.4 zeigt, dass die Hereinnahme der verzögerten endogenen Variablen eine signifikante Pfadabhängigkeit aufzeigt. Durch die Berücksichtigung der verzögerten Endogenen ist der statistische Erklärungsbeitrag des Zinses stark gesunken, jedoch der der Produktivitätsschocks leicht gestiegen. Die Arbeitsnachfrageschocks leisten einen signifikant positiven Erklärungsbeitrag, jedoch ist der jeweilige Koeffizient zumeist betragsmäßig gesunken.

Für die Arbeitsmarktinstitutionen ist festzustellen, dass die Berücksichtigung der verzögerten Endogenen ihren Erklärungsbeitrag weiter reduziert hat. Lediglich in der Spezifikation ohne makroökonomische Kontrollvariablen (EQ19) ist ein signifikant negativer Einfluss von der Höhe der Lohnersatzleistung auf die Schaffung neuer Stellen festzustellen. Da diese Spezifikation gegenüber EQ16 einen *omitted variable bias* aufweist, ist dieses Ergebnis nur von untergeordneter Bedeutung.

Tabelle 4.1.4: Job-Creation Kurve für Australien mit verzögerter endogener Variable

	EQ16		EQ17		EQ18		EQ19		EQ20	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	-54.133	-0.988	-53.958	-0.660	-0.778	-4.492	55.211	0.984	-882.153	-0.781
$\ln(\theta_{t-1})$	0.722	4.095	0.731	5.047	0.800	11.837	0.597	6.307	0.633	2.517
BD	53.899	1.008	39.707	0.477			-52.025	-0.942	866.593	0.787
BD ²			*	*						
BRR	-0.956	-0.233	49.013	1.047			-9.743	-3.309	-520.316	-0.440
BRR ²			-123.023	-1.011						
UDNET	-3.141	-1.761	46.155	1.258			-1.685	-0.867	1913.610	0.754
UDNET ²			-61.913	-1.314						
BD*BRR									514.528	0.446
BD*UDNET									-1881.259	-0.760
BRR*UDNET									-11.037	-0.096
LDS	13.237	3.821	8.712	1.666	13.627	3.936			14.714	2.762
RG	7.101	3.049	7.232	2.548	8.113	3.269			5.422	1.960
RIRL	-0.433	-0.194	0.306	0.136	1.181	0.686			-2.117	-0.657
TFPHPC	8.079	2.084	5.517	0.964	8.477	3.300			8.976	2.123
TTS	4.033	0.727	9.343	1.042	4.903	1.197			0.557	0.098
n										
R ²	0.964		0.969		0.958		0.871		0.967	
Adj. R ²	0.946		0.947		0.946		0.854		0.938	
ADF-Test	-6.301		-4.324		-6.890		-4.884		-6.174	

*: BD und BD2 kann aufgrund von perfekter Multikollinearität nicht gemeinsam genutzt werden.

4.1.2 Belgien

Die Ergebnisse verschiedener Spezifikationen der Beveridge-Kurve für Belgien sind der Tabelle 4.1.5 zu entnehmen. Auffällig ist, dass für die Beveridge-Kurve selbst kein stabiler Zusammenhang nachgewiesen werden kann. Insbesondere der reale Zins, aber auch die Produktivitätsschocks weisen das zu erwartende Vorzeichen auf, sofern sie einen signifikanten Einfluss haben. Für die *Terms of Trade* Schocks kann kein signifikanter Einfluss auf die Arbeitslosenrate festgestellt werden, und das reale BIP Wachstum weist auch nur in einer Spezifikation (EQ3) den zu erwartenden signifikant negativen Zusammenhang auf. Darüber hinaus ist der Einfluss der Arbeitsnachfrageschocks in der Gleichung EQ3 signifikant positiv, was auf einen Bias aufgrund einer unzureichenden Spezifikation zurückzuführen ist.

Auch für Belgien weisen die Schätzergebnisse für die Arbeitsmarktinstitutionen in den Gleichungen EQ2 und EQ5 auf ein ernstzunehmendes Problem mit Multikollinearität hin. Somit ist eine Interpretation dieser Ergebnisse nicht sinnvoll. In EQ1 ist der Einfluss der Lohnersatzleistungsdauer schwach signifikant negativ und für den gewerkschaftlichen Organisationsgrad schwach signifikant positiv. Die Höhe der Lohnersatzleistung hat in dieser Spezifikation keinen Einfluss, ebenso wenig wie in der Gleichung EQ4. Die Gleichung EQ4 erhärtet zwar die Vermutung, wonach die der Gewerkschaftsvariable einen signifikant positiven Einfluss aufweist, jedoch ist zu beachten, dass diese Gleichung allein unzureichend für eine derartige Schlussfolgerung ist. Sie ist genau wie die Spezifikation EQ3 lediglich dazu gedacht, den generellen statistischen Erklärungsgehalt von Institutionen

auf der einen Seite und makroökonomischen Variablen auf der anderen Seite aufzuzeigen. Der bewusst in Kauf genommene *omitted variable bias* muss hier implizit mitberücksichtigt werden.

Tabelle 4.1.5: Beveridge-Kurve für Belgien

	EQ1		EQ2		EQ3		EQ4		EQ5	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	0.846	0.372	-17.416	-0.557	2.038	10.306	-2.985	-0.600	35.022	0.682
$\ln(v_t)$	0.057	0.688	0.065	0.467	0.159	1.179	0.080	0.673	0.183	1.134
BD	-2.717	-1.864	-8.115	-0.220			-0.568	-0.195	-34.669	-0.766
BD^2			4.318	0.211						
BRR	0.606	0.551	-12.966	-0.766			-2.086	-0.842	-14.162	-0.214
BRR^2			13.673	0.716						
UDNET	5.291	1.610	96.749	1.106			12.863	2.281	-77.660	-0.948
$UDNET^2$			-90.020	-1.050						
$BD*BRR$									-7.846	-0.172
$BD*UDNET$									81.473	1.055
$BRR*UDNET$									43.883	0.727
LDS	-3.831	-0.582	-6.276	-0.734	30.165	3.251			-10.834	-1.505
RG	-0.348	-0.081	1.491	0.261	-21.971	-6.423			3.428	0.789
RIRL	8.761	5.339	8.597	3.813	12.203	4.812			7.960	2.880
TFPHPC	-14.738	-2.252	-15.295	-1.691	6.789	0.700			-18.316	-2.611
TTS	0.315	0.173	0.466	0.248	-4.285	-1.506			0.825	0.493
n	33		33		33		36		33	
R^2	0.930		0.939		0.753		0.770		0.938	
Adj. R^2	0.903		0.902		0.696		0.741		0.902	
ADF-Test	-3.483		-3.317		-4.235		-2.348		-3.625	

Tabelle 4.1.6: Beveridge-Kurve für Belgien mit verzögerter endogener Variable

	EQ6		EQ7		EQ8		EQ9		EQ10	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	1.224	2.186	-8.181	-1.743	-0.033	-0.556	1.773	1.727	-5.109	-0.720
$\ln(u_{t-1})$	0.824	24.201	0.800	22.846	1.023	37.646	0.815	21.096	0.838	22.463
$\ln(v_t)$	-0.147	-5.895	-0.170	-4.725	-0.146	-4.997	-0.177	-5.373	-0.159	-3.759
BD	-1.611	-4.142	-3.720	-0.576			-1.821	-3.076	-0.929	-0.154
BD^2			1.574	0.453						
BRR	-0.553	-2.313	-3.196	-0.985			-1.456	-3.877	21.719	2.071
BRR^2			1.718	0.460						
UDNET	1.090	2.155	44.727	3.514			1.144	1.007	2.006	0.154
$UDNET^2$			-43.157	-3.498						
$BD*BRR$									-13.962	-2.366
$BD*UDNET$									13.857	1.080
$BRR*UDNET$									-23.126	-1.800
LDS	-11.504	-5.128	-11.408	-5.639	-9.334	-3.017			-10.772	-4.862
RG	1.310	2.235	2.016	2.450	-1.445	-2.009			1.569	2.035
RIRL	-0.990	-1.397	-1.235	-1.847	-2.740	-4.521			-1.362	-1.693
TFPHPC	-3.315	-3.996	-3.438	-2.419	2.280	1.686			-3.292	-2.513
TTS	0.337	0.864	0.431	1.259	-0.429	-0.891			0.310	0.826
n	32		32		32		35		32	
R^2	0.994		0.996		0.986		0.985		0.995	
Adj. R^2	0.992		0.994		0.982		0.983		0.992	
ADF-Test	-7.153		-7.681		-4.292		-4.998		-7.654	

Die Tabelle 4.1.6 zeigt die Erweiterung der Spezifikationen EQ1 bis EQ5 um die verzögerte endogene Variable. Letztere weist auf eine sehr stabile Pfadabhängigkeit hin. Die Beveridge-Kurve kann nun stabil lokalisiert werden. Für die Produktivitätsschocks sowie für die *Terms of Trade* Schocks gibt es qualitativ kaum Veränderungen. Der Einfluss des realen Zinses ist nun nicht mehr signifi-

kant und in Spezifikation EQ8 atheoretisch. Für das reale BIP Wachstum ist der geschätzte Zusammenhang in den meisten Spezifikationen der Tabelle 4.6 ebenfalls atheoretisch. Hervorzuheben ist, dass der Einfluss der Arbeitsnachfrageschocks nun theoriekonform signifikant negativ ist.

Die Parameter der Arbeitsmarktinstitutionen in der Spezifikation EQ6 weisen durchweg signifikante Werte auf. Während die Lohnersatzleistung sowohl hinsichtlich der Höhe als auch der Dauer einen negativen Einfluss auf die Arbeitslosenrate aufweist, ist der Einfluss der Gewerkschaftsdichte positiv. Die Spezifikation EQ9 erhärtet diese Ergebnisse für die Lohnersatzleistung, jedoch nicht für die Gewerkschaftsvariable. Auch hier kann aufgrund der vorliegenden Multikollinearität keine weitere Spezifikation sinnvoll interpretiert werden.

Die Spezifikationen der Job-Creation Kurve der Tabellen 4.1.7 zeigen bezüglich der makroökonomischen Variablen, dass lediglich der reale Zinssatz und Arbeitsproduktivitätsschocks in der Lage sind, die Entwicklung der Stellenschaffung in Belgien signifikant zu erklären. Eingeschränkt gilt dies auch für das reale BIP Wachstum. Für die Arbeitsnachfrageschocks zeigt sich in der makroökonomischen Grundspezifikation (EQ13) ein atheoretischer Reaktionsparameter.

Tabelle 4.1.7: Job-Creation Kurve für Belgien

	EQ11		EQ12		EQ13		EQ14		EQ15	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	11.471	1.447	39.049	0.968	-3.666	-16.202	19.813	3.662	-48.029	-0.835
BD	-6.336	-1.417	-57.506	-1.202			-9.651	-2.865	47.178	0.889
BD ²			27.588	1.061						
BRR	-6.749	-1.855	69.723	3.976			-3.579	-0.952	-16.392	-0.288
BRR ²			-87.678	-5.018						
UDNET	-12.618	-1.718	-87.343	-0.936			-26.771	-4.649	173.862	1.614
UDNET ²			69.671	0.770						
BD*BRR									64.934	2.386
BD*UDNET									-183.822	-1.763
BRR*UDNET									-95.049	-1.329
LDS	-5.328	-0.378	23.038	1.706	-38.948	-1.976			20.971	1.397
RG	12.594	1.733	-2.472	-0.380	32.053	6.279			-2.622	-0.410
RIRL	-5.344	-1.763	-12.846	-5.666	-6.614	-1.988			-8.062	-3.198
TFPHPC	20.192	1.810	29.294	3.372	5.950	0.517			27.773	3.589
TTS	-1.851	-0.552	-1.221	-0.650	-0.548	-0.132			-1.994	-1.190
n	33		33		33		36		33	
R ²	0.808		0.899		0.682		0.685		0.906	
Adj. R ²	0.744		0.847		0.623		0.656		0.857	
ADF-Test	-2.094		-5.034		-4.723		-2.850		-5.249	

Die Arbeitsmarktinstitutionen weisen in der Gleichung EQ11 zwar einen „typischerweise“ erwarteten negativen Koeffizienten auf, jedoch sind diese nicht signifikant. In Gleichung EQ14 wird, wenngleich unter Inkaufnahme von Verzerrungen, der negative Zusammenhang zwischen Bezugsdauer der Lohnersatzleistung und gewerkschaftlichem Organisationsgrad auf der einen und Stellenschaffung auf der anderen Seite signifikant bestätigt. Aufgrund der vorliegenden Multikollinearität

kann bezüglich der Spezifikationen EQ12 und EQ15 keine belastbare Interpretation vorgenommen werden.

Wird nun die verzögerte Endogene mit in die Spezifikationen der Tabelle 4.1.7 aufgenommen, schwächt sich das Signifikanzniveau der makroökonomischen Variablen ab. Lediglich das reale BIP Wachstum und die Arbeitsproduktivitätsschocks weisen in zwei Fällen, und die Arbeitsnachfrageschocks in einem Fall, die zu erwartenden signifikant positiven Parameter auf. In Gleichung EQ18 weist der reale Zinssatz einen signifikant positiven Zusammenhang auf, was theoretisch nicht zu erklären ist. Die verzögerte endogene Variable ist durchweg signifikant und deutet demnach auf eine Pfadabhängigkeit hin.

Tabelle 4.1.8: Job-Creation Kurve für Belgien mit verzögerter endogener Variable

	EQ16		EQ17		EQ18		EQ19		EQ20	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	0.563	0.080	17.895	0.681	-1.624	-4.741	7.696	1.178	-50.207	-1.033
$\ln(\theta_{t-1})$	0.592	3.887	0.393	2.599	0.694	5.385	0.530	3.654	0.335	2.176
BD	-0.544	-0.145	-52.335	-1.627			-3.311	-0.867	41.347	1.010
BD ²			27.855	1.499						
BRR	-1.940	-0.765	49.005	3.072			-0.879	-0.288	16.738	0.262
BRR ²			-61.278	-3.550						
UDNET	-1.954	-0.290	-10.278	-0.124			-12.160	-1.916	141.217	1.663
UDNET ²			1.314	0.017						
BD*BRR									31.872	0.854
BD*UDNET									-128.784	-1.598
BRR*UDNET									-100.857	-1.421
LDS	9.191	0.766	25.683	2.106	2.966	0.246			24.024	1.768
RG	11.886	2.178	0.929	0.174	16.157	3.807			0.607	0.099
RIRL	4.107	1.297	-4.970	-1.358	5.354	2.070			-2.147	-0.662
TFPHPC	9.092	1.219	20.093	2.531	1.686	0.362			19.542	2.640
TTS	-1.119	-0.471	-0.823	-0.639	0.071	0.036			-1.604	-1.222
n	32		32		32		35		32	
R ²	0.876		0.922		0.868		0.794		0.922	
Adj. R ²	0.828		0.875		0.837		0.766		0.876	
ADF-Test	-5.173		-6.358		-5.417		-4.727		-6.303	

Die Hereinnahme der verzögerten endogenen Variablen führt mit Blick auf die Arbeitsmarktinstitutionen nun ebenfalls dazu, dass deren Wirkung hinsichtlich der Signifikanz deutlich abnimmt. Weder in der Spezifikation EQ16 noch in der stark reduzierten Spezifikation EQ19 gibt es eindeutig signifikante Zusammenhänge. Da aus bereits genannten Gründen die Ergebnisse bezüglich der Arbeitsmarktinstitutionen in den Gleichungen EQ17 und EQ20 nicht sinnvoll interpretiert werden können, ist hier insgesamt kein nachweislicher Zusammenhang zwischen Arbeitsmarktinstitutionen und Schaffung neuer Stellen zu erkennen.

4.1.3 Dänemark

Die Tabelle 4.1.9 zeigt die verschiedenen Spezifikationen der Beveridge-Kurve ohne verzögerte endogene Variable für Dänemark. Die Beveridge-Kurve kann insgesamt nicht stabil identifiziert

werden. Lediglich in den Gleichungen EQ3 und EQ5 kann der grundlegende Zusammenhang schwach bestätigt werden. Weder Arbeitsnachfrageschocks, Arbeitsproduktivitätsschocks, noch das reale BIP Wachstum können einen signifikanten Erklärungsbeitrag für die Entwicklung der Arbeitslosenrate liefern. Die *Terms of Trade* Schocks sind in Spezifikation EQ3 signifikant negativ, was nicht dem theoretisch erwarteten Vorzeichen entspricht. Der reale Zins ist sogar in zwei Gleichungen (EQ1 und EQ2) signifikant negativ, was ebenfalls atheoretisch ist. Insgesamt wird die vergleichsweise schwache Performance der makroökonomischen Variablen durch das relativ geringe R^2 in EQ3 bestätigt.

Tabelle 4.1.9: Beveridge-Kurve für Dänemark

	EQ1		EQ2		EQ3		EQ4		EQ5	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	-6.302	-4.526	-44.670	-2.911	0.340	0.748	-4.623	-5.182	-70.031	-1.389
$\ln(v_t)$	0.032	0.510	-0.003	-0.045	-0.188	-1.725	-0.005	-0.045	-0.139	-1.684
BD	0.690	2.377	4.250	1.428			1.089	4.827	57.862	1.125
BD^2			-2.122	-1.195						
BRR	2.154	0.756	-36.180	-1.482			3.733	1.610	74.372	1.727
BRR^2			31.909	1.640						
UDNET	8.973	2.166	142.294	2.398			4.381	1.629	76.198	1.357
$UDNET^2$			-91.738	-2.374						
$BD*BRR$									-30.275	-1.326
$BD*UDNET$									-49.929	-0.977
$BRR*UDNET$									-70.079	-1.773
LDS	-0.149	-0.058	-1.488	-0.518	-17.591	-1.685			-2.971	-0.858
RG	-0.240	-0.662	0.044	0.134	0.803	0.595			0.530	1.182
RIRL	-5.911	-2.753	-5.150	-2.011	12.308	3.725			-2.628	-1.125
TFPHPC	-4.393	-1.238	-1.367	-0.744	-8.586	-1.380			-3.921	-1.299
TTS	-1.037	-0.546	-0.777	-0.338	-11.746	-3.712			-0.286	-0.083
n	26		26		26		26		26	
R^2	0.950		0.975		0.672		0.918		0.972	
Adj. R^2	0.922		0.951		0.568		0.902		0.945	
ADF-Test	-4.626		-4.353		-2.314		-3.833		-5.753	

Mit Blick auf die Arbeitsmarktinstitutionen leisten zumindest die Dauer der Lohnersatzleistung und der gewerkschaftliche Organisationsgrad einen signifikant positiven Beitrag. Für die Gewerkschaftsvariable ist diese statistische Qualität allerdings nicht in der rudimentären Spezifikation (EQ4) bestätigt. Auch für Dänemark ist festzustellen, dass die geringe Variabilität der Arbeitsmarktinstitutionen in den Spezifikationen EQ2 und EQ5 zu Multikollinearität führt. Vergleicht man das R^2 der Spezifikationen EQ3 und EQ4, fällt auf, dass der Erklärungsbeitrag der Arbeitsmarktinstitutionen deutlich höher als der der makroökonomischen Variablen ist.

Die zusätzliche Berücksichtigung der um eine Periode verzögerten endogenen Variablen führt per se nicht zu einer qualitativen Verbesserung der Schätzgleichungen, da diese Variable, mit Ausnahme der Gleichung EQ8, keinen signifikanten Erklärungsbeitrag liefert, wie der Tabelle 4.1.10 zu entnehmen ist. Die Beveridge-Kurve kann lediglich in den Gleichungen EQ8 und EQ 10 visualisiert

werden. Darüber hinaus ist auch für Dänemark festzustellen, dass die Hereinnahme der verzögerten Endogenen das Signifikanzniveau der makroökonomischen Variablen noch einmal deutlich reduziert. Im Ergebnis ist nun nahezu kein signifikanter Einfluss dieser Größen mehr zu finden. Lediglich die Arbeitsproduktivitätsschocks in Gleichung EQ8 weisen einen signifikanten und zu erwartenden Einfluss auf. Andererseits weist der Koeffizient der realen Zinsen in EQ6 das falsche Vorzeichen auf. Die verzögerte endogene Variable bewirkt eine leichte Signifikanzsteigerung in EQ8 und EQ10, im Vergleich zu EQ3 und EQ5.

Tabelle 4.1.10: Beveridge-Kurve für Dänemark mit verzögerter endogener Variable

	EQ6		EQ7		EQ8		EQ9		EQ10	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	-5.551	-2.911	-42.192	-2.512	0.101	0.598	-3.341	-2.171	-61.863	-1.055
$\ln(u_{t-1})$	0.187	0.907	0.233	0.673	0.850	7.991	0.223	1.163	0.199	0.548
$\ln(v_t)$	0.008	0.124	-0.051	-0.525	-0.142	-1.797	-0.047	-0.501	-0.169	-2.419
BD	0.478	1.707	3.624	1.105			0.894	3.032	49.617	0.839
BD ²			-1.881	-0.990						
BRR	0.821	0.301	-32.661	-1.236			2.863	1.349	66.585	1.286
BRR ²			27.703	1.273						
UDNET	8.761	2.008	134.697	2.101			2.911	0.924	68.777	1.089
UDNET ²			-87.462	-2.118						
BD*BRR									-25.235	-0.892
BD*UDNET									-43.504	-0.778
BRR*UDNET									-65.845	-1.497
LDS	-0.265	-0.095	-1.817	-0.607	-3.801	-0.927			-3.067	-0.865
RG	-0.279	-0.777	0.072	0.236	-0.043	-0.118			0.514	1.146
RIRL	-5.952	-2.567	-4.461	-1.506	-2.648	-0.698			-2.109	-0.795
TFPHPC	-5.306	-1.383	-2.601	-1.139	-5.868	-2.168			-4.741	-1.370
TTS	0.157	0.058	0.384	0.115	2.014	0.511			0.501	0.148
n	26		26		26		26		26	
R ²	0.951		0.976		0.919		0.922		0.973	
Adj. R ²	0.918		0.950		0.888		0.902		0.943	
ADF-Test	-4.799		-4.209		-4.597		-3.735		-6.183	

Die Arbeitsmarktinstitutionen weisen erneut keinen eindeutig interpretierbaren Zusammenhang auf. Während die Höhe der Lohnersatzleistung nach wie vor keinen signifikanten Einfluss auf die Arbeitslosenrate hat, gibt es für die Gewerkschaftsvariable einen signifikant positiven Einfluss in EQ6, der allerdings in EQ9 nicht bestätigt wird. Für die Bezugsdauer der Lohnersatzleistung ergibt sich ein schwach signifikant positiver Effekt in Gleichung EQ6, der in Gleichung EQ9 erhärtet wird. Da letztere Spezifikation nicht zur Untermauerung von beobachteten Zusammenhängen herangezogen werden kann, ist der Einfluss der Lohnersatzleistungsdauer letztlich unklar.

Die Tabelle 4.1.11 zeigt die verschiedenen Spezifikationen der Job-Creation Kurve für Dänemark ohne verzögerte endogene Variable. Für die Arbeitsnachfrageschocks und das reale BIP Wachstum zeigen sich die zu erwartenden Vorzeichen, wobei erstere kaum signifikante Einflüsse aufweisen. Der Zins ist hingegen nur in der Basisspezifikation EQ14 signifikant negativ in seiner Wirkung. In den Gleichungen EQ12 und EQ15 gilt Umgekehrtes, was atheoretisch ist. Für die *Terms of Trade*

Schocks gilt selbiges in der Spezifikation EQ13. Darüber hinaus weist diese Variable keine ausreichend signifikante Wirkung auf. Auffällig ist schließlich auch der relativ geringe Erklärungsanteil der makroökonomischen Größen in der Spezifikation EQ13.

Tabelle 4.1.11: Job-Creation Kurve für Dänemark

	EQ11		EQ12		EQ13		EQ14		EQ15	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	12.148	3.006	87.150	2.522	-1.277	-1.500	8.035	3.588	-43.822	-0.314
BD	2.182	2.775	-6.078	-0.957			1.524	1.972	36.069	0.258
BD ²			4.628	1.189						
BRR	1.872	0.209	190.924	3.333			-4.994	-0.969	82.940	0.699
BRR ²			-155.795	-3.315						
UDNET	-26.554	-2.062	-359.555	-2.647			-14.093	-1.880	39.551	0.250
UDNET ²			213.131	2.342						
BD*BRR									-16.174	-0.237
BD*UDNET									-31.839	-0.234
BRR*UDNET									-95.020	-0.852
LDS	10.933	1.213	1.163	0.123	39.243	2.826			1.907	0.170
RG	2.017	2.359	3.033	3.223	2.783	3.518			3.062	4.727
RIRL	8.942	0.939	27.965	2.771	-42.229	-3.605			19.119	1.953
TFPHPC	14.757	1.461	3.655	0.485	19.424	1.479			12.904	1.019
TTS	-0.898	-0.138	-9.885	-1.851	25.857	3.624			-3.175	-0.419
n	26		26		26		26		26	
R ²	0.881		0.944		0.636		0.843		0.914	
Adj. R ²	0.825		0.900		0.545		0.822		0.847	
ADF-Test	-3.175		-4.552		-3.003		-4.330		-4.722	

Abgesehen von der bereits angesprochenen, aufgrund von Multikollinearität, eingeschränkten Interpretationsmöglichkeit der institutionellen Effekte zeigt sich, dass die Dauer der Lohnersatzleistung in Dänemark einen signifikant positiven Effekt auf die Schaffung neuer Stellen hat. Für die Höhe der Lohnersatzleistung ergibt sich kein signifikanter Zusammenhang und für den gewerkschaftlichen Organisationsgrad deutet sich ein negativer Einfluss an. Die Tendenz dieser Ergebnisse findet sich in der Gleichung EQ14 wieder. Das Signifikanzniveau ist hier jedoch, insbesondere aufgrund von Biaseffekten, nicht ausreichend für eine Bestätigung der Ergebnisse aus Gleichung EQ11.

Die Tabelle 4.1.12 zeigt die Ergebnisse für die Stellenschaffung in Dänemark unter Berücksichtigung der verzögerten endogenen Variablen. In den Spezifikationen EQ16 bis EQ18 hat diese Variable auch einen signifikanten Erklärungsbeitrag, wenngleich die Größenordnung deutlich schwankt. Die makroökonomischen Variablen haben sich bezüglich ihrer Performance insgesamt verbessert. Während sich für die Arbeitsnachfrageschocks und das reale BIP Wachstum kaum etwas geändert hat, sind die atheoretischen Wirkungen des realen Zinses und der *Terms of Trade* Schocks weitestgehend verschwunden. Der verbliebene schwach signifikant positive Einfluss des Zinses in Gleichung EQ17 ist möglicherweise auf Multikollinearität zurückzuführen, da der reale Zins relativ hoch mit der Höhe der Lohnersatzleistungen und mit gewerkschaftlichen Organisationsgrad korre-

liert ist. Das Signifikanzniveau der Arbeitsproduktivitätsschocks hat in allen Spezifikationen zugenommen.

Tabelle 4.1.12: Job-Creation Kurve für Dänemark mit verzögerter endogener Variable

	EQ16		EQ17		EQ18		EQ19		EQ20	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	8.525	1.672	86.160	2.583	-0.679	-1.280	5.400	1.476	-59.758	-0.372
$\ln(\theta_{t-1})$	0.520	2.780	0.264	1.961	0.719	6.930	0.221	1.088	0.352	1.588
BD	1.497	1.695	-10.702	-1.503			1.219	1.505	58.496	0.356
BD ²			7.303	1.709						
BRR	9.328	1.303	177.620	2.699			-4.385	-0.891	75.091	0.590
BRR ²			-141.861	-2.608						
UDNET	-23.692	-1.726	-344.643	-2.496			-9.491	-0.967	63.140	0.339
UDNET ²			206.153	2.262						
BD*BRR									-9.501	-0.130
BD*UDNET									-67.035	-0.393
BRR*UDNET									-84.024	-0.704
LDS	10.696	1.378	2.637	0.283	17.056	2.268			3.492	0.316
RG	2.451	3.836	3.031	3.201	2.175	2.159			2.874	3.908
RIRL	4.663	0.422	22.615	1.892	-7.896	-1.108			10.903	0.759
TFPHPC	25.598	2.699	10.063	1.216	22.062	2.413			21.608	1.509
TTS	-5.190	-0.848	-10.432	-1.735	0.125	0.020			-3.160	-0.327
n	25		25		25		25		25	
R ²	0.891		0.939		0.851		0.821		0.908	
Adj. R ²	0.826		0.878		0.801		0.785		0.816	
ADF-Test	-4.152		-5.002		-4.150		-3.782		-4.435	

Die Ergebnisse für die Arbeitsmarktinstitutionen zeigen in der Tabelle 4.1.12 tendenziell die gleichen Resultate auf, wie in der Tabelle 4.1.11. Jedoch ist das Signifikanzniveau nun so gering, dass eine belastbare Schlussfolgerung nicht mehr möglich ist. Auffällig ist schließlich, dass der Anteil der erklärten Varianz in Gleichung EQ14 höher ist, als in Gleichung EQ19 (gilt auch für die Gleichungen EQ17 und EQ20), was allein auf den Verlust einer Beobachtung aufgrund der Berücksichtigung der verzögerten Endogenen zurückzuführen ist. Dies ist auch ein Indiz für instabile Regressionsergebnisse.

4.1.4 Deutschland

Die Stabilität der Beveridge-Kurve für Deutschland ist den Schätzergebnissen, die in der Tabelle 4.1.13 dargestellt sind, deutlich zu entnehmen. Die makroökonomischen Variablen weisen eine insgesamt schwache Performance auf. Lediglich die Arbeitsnachfrageschocks leisten einen signifikanten Erklärungsbeitrag. Der Spezifikation EQ3 ist darüber hinaus zu entnehmen, dass das Vorzeichen der Produktivitätsschocks signifikant positiv und damit atheoretisch ist.

Die Arbeitsmarktinstitutionen weisen insgesamt einen höheren Erklärungsbeitrag auf, was dem Vergleich der Gleichungen EQ3 und EQ4 zu entnehmen ist. Während die Dauer der Lohnersatzleistung in EQ1 einen signifikant positiven Einfluss hat, wird dieses Ergebnis in der Spezifikation EQ4 nicht hinreichend bestätigt. Für die Höhe der Lohnersatzleistung ergibt sich hingegen in beiden Gleichungen

chungen (EQ1 und EQ4) ein signifikant negativer Zusammenhang mit der Arbeitslosenrate. Der gewerkschaftliche Organisationsgrad hat nach den vorliegenden Ergebnissen keinen Einfluss auf die Entwicklung der Arbeitslosigkeit in Deutschland.

Tabelle 4.1.13: Beveridge-Kurve für Deutschland

	EQ1		EQ2		EQ3		EQ4		EQ5	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	3.837	1.101	-52.049	-0.436	1.116	2.841	6.760	1.576	181.894	3.322
$\ln(v_i)$	-0.734	-3.679	-0.543	-2.383	-1.601	-3.934	-0.864	-4.020	-0.684	-2.927
BD	10.741	2.833	45.855	0.141			5.086	1.097	-272.503	-2.275
BD^2			-28.951	-0.106						
BRR	-23.436	-2.797	390.876	1.866			-22.859	-2.328	-226.971	-1.001
BRR^2			-520.425	-2.008						
UDNET	-0.959	-0.218	-230.629	-2.007			0.497	0.082	-330.512	-0.869
$UDNET^2$			351.791	1.914						
BD*BRR									308.578	0.629
BD*UDNET									496.365	0.996
BRR*UDNET									72.266	0.143
LDS	-26.596	-2.787	-24.548	-2.197	-7.669	-0.638			-24.185	-2.262
RG	1.581	0.353	4.407	0.739	-1.783	-0.418			3.263	0.625
RIRL	3.859	0.439	9.198	1.325	-1.271	-0.097			7.430	1.011
TFPHPC	7.520	0.849	-3.617	-0.333	19.492	2.182			0.940	0.108
TTS	-2.302	-0.254	-7.250	-0.912	-4.341	-0.517			-5.876	-0.686
n	33		33		33		36		33	
R^2	0.899		0.917		0.790		0.878		0.914	
Adj. R^2	0.859		0.867		0.742		0.862		0.862	
ADF-Test	-4.937		-4.355		-3.767		-4.109		-4.408	

Tabelle 4.1.14: Beveridge-Kurve für Deutschland mit verzögerter endogener Variable

	EQ6		EQ7		EQ8		EQ9		EQ10	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	-2.801	-0.936	9.515	0.119	0.401	1.798	1.198	0.477	67.276	1.936
$\ln(u_{t-1})$	0.634	6.218	0.624	5.679	0.775	7.868	0.453	5.031	0.597	5.487
$\ln(v_i)$	-0.038	-0.245	-0.126	-1.031	-0.287	-1.559	-0.601	-2.734	-0.094	-0.444
BD	10.239	3.378	-188.591	-0.813			5.979	1.785	-116.314	-1.463
BD^2			167.805	0.863						
BRR	-7.349	-1.133	287.221	2.452			-8.023	-1.561	-63.758	-0.728
BRR^2			-367.004	-2.511						
UDNET	-0.516	-0.135	-71.851	-2.389			-3.202	-0.996	-129.578	-1.169
$UDNET^2$			100.383	2.162						
BD*BRR									123.949	0.626
BD*UDNET									240.167	1.620
BRR*UDNET									-47.725	-0.225
LDS	-42.116	-3.331	-38.962	-3.206	-35.230	-2.355			-39.749	-2.813
RG	-1.315	-1.235	-0.104	-0.113	-3.834	-1.886			-0.713	-0.551
RIRL	4.037	1.021	5.964	1.441	0.547	0.113			4.906	1.140
TFPHPC	0.207	0.044	-3.917	-1.195	4.783	1.074			-1.458	-0.335
TTS	0.967	0.258	-0.990	-0.231	2.881	0.663			-0.535	-0.125
n	33		33		33		35		33	
R^2	0.962		0.970		0.943		0.934		0.965	
Adj. R^2	0.945		0.950		0.927		0.923		0.941	
ADF-Test	-5.455		-6.871		-4.426		-5.165		-5.911	

Die Erweiterung der Spezifikationen EQ1 bis EQ5 um die verzögerte endogene Variable führt dazu, dass die Beveridge-Kurve nun nicht mehr stabil dargestellt werden kann, wie der Tabelle 4.1.14 zu entnehmen ist. Auf der anderen Seite ist die Pfadabhängigkeit gut zu erkennen. Für die makroökonomischen Kontrollvariablen ergibt sich ein kaum verändertes Bild. Die Arbeitsnachfrageschocks erklären die Entwicklung der Arbeitslosenrate deutlich. Die übrigen Variablen weisen weder signifikante erwartete noch atheoretische Einflüsse auf.

Die Hereinnahme der verzögerten endogenen Variablen hat das Signifikanzniveau der Bezugsdauer von Lohnersatzleistungen erhöht. Auf der anderen Seite ist der negative Effekt der Höhe der Lohnersatzleistung nun nicht mehr signifikant. Für den Einfluss der Gewerkschaftsdichte gilt nach wie vor, dass kein signifikanter Zusammenhang hergestellt werden kann.

Tabelle 4.1.15: Job-Creation Kurve für Deutschland

	EQ11		EQ12		EQ13		EQ14		EQ15	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	-5.386	-0.691	26.526	0.201	1.913	2.900	-17.087	-1.349	-228.202	-3.059
BD	-15.941	-1.595	-239.754	-0.704			-4.172	-0.260	123.394	0.719
BD ²			192.560	0.674						
BRR	57.393	4.717	-155.466	-0.551			73.961	4.240	375.652	1.249
BRR ²			263.765	0.751						
UDNET	-21.239	-2.128	456.250	3.004			-31.319	-2.236	699.347	1.698
UDNET ²			-746.877	-3.061						
BD*BRR									93.812	0.153
BD*UDNET									-504.761	-0.817
BRR*UDNET									-1120.333	-2.296
LDS	49.213	2.470	42.721	2.672	19.222	0.310			45.623	2.554
RG	-1.506	-0.280	-6.565	-0.956	21.120	2.031			-6.083	-0.955
RIRL	-34.394	-3.017	-33.834	-3.750	-85.595	-5.470			-37.848	-3.839
TFPHPC	3.147	0.217	15.960	1.104	-39.934	-1.692			11.322	0.995
TTS	13.530	1.197	17.261	2.114	51.774	2.431			16.092	1.756
n	33		33		33		36		33	
R ²	0.905		0.938		0.466		0.808		0.928	
Adj. R ²	0.874		0.906		0.367		0.790		0.891	
ADF-Test	-3.600		-4.654		-2.996		-3.623		-4.519	

Die Schätzergebnisse für die Job-Creation Kurve (Tabelle 4.1.15) zeigen, dass die Bedeutung der makroökonomischen Variablen zwar in der Einzelsignifikanz größtenteils zufrieden stellend ist, allerdings ihr gemeinsamer Erklärungsgehalt deutlich unterhalb dem der Institutionen liegt, wie der Vergleich der Spezifikationen EQ13 und EQ14 zeigt. Hinzu kommt, dass die Effekte der *Terms of Trade* Schocks auf die Arbeitslosigkeit durchweg überraschend sind.

Ein Vergleich der Spezifikationen EQ11 und EQ14 zeigt, dass der gewerkschaftliche Organisationsgrad negativ auf die Schaffung neuer Stellen wirkt. Auf der anderen Seite hat die Höhe der Lohnersatzleistung einen deutlich positiven Effekt auf die zu erklärende Größe. Die Dauer der Lohnersatzleistungszahlung hat nach den Ergebnissen der Tabelle 4.1.15 keinen signifikanten Einfluss auf die Schaffung neuer Stellen in Deutschland.

Die Tabelle 4.1.16 zeigt die Ergebnisse für die Job-Creation Kurve unter Berücksichtigung einer Pfadabhängigkeit. Der gute Erklärungsbeitrag der verzögerten endogenen Variablen trägt maßgeblich dazu bei, dass sich die Performance der makroökonomischen Variablen deutlich verbessert hat (EQ18). Die zumeist signifikanten Einflüsse von Arbeitsnachfrageschocks und realem Zinssatz bleiben erhalten und das Signifikanzniveau der Produktivitätsschocks hat sich leicht erhöht. Die *Terms of Trade* Schocks haben nun keine signifikante Wirkung mehr.

Tabelle 4.1.16: Job-Creation Kurve für Deutschland mit verzögerter endogener Variable

	EQ16		EQ17		EQ18		EQ19		EQ20	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	4.063	0.832	-54.835	-0.710	-0.235	-0.603	-2.070	-0.390	-101.138	-2.458
$\ln(\theta_{t-1})$	0.569	9.749	0.562	6.969	0.861	14.703	0.599	6.112	0.526	8.002
BD	-15.105	-2.796	294.634	1.356			-8.660	-1.638	97.883	1.314
BD ²			-259.651	-1.414						
BRR	17.330	2.096	-300.937	-2.092			26.445	2.922	130.728	1.306
BRR ²			399.882	2.243						
UDNET	-5.740	-1.180	177.560	3.707			-10.677	-1.907	291.227	2.265
UDNET ²			-278.010	-3.703						
BD*BRR									-21.264	-0.131
BD*UDNET									-311.150	-1.535
BRR*UDNET									-295.167	-1.629
LDS	53.840	4.804	50.659	4.707	46.536	2.546			51.697	4.702
RG	1.306	0.518	-1.161	-0.661	7.548	1.401			-0.442	-0.205
RIRL	-10.142	-2.163	-14.917	-2.851	-6.249	-0.842			-13.717	-2.532
TFPHPC	6.463	1.049	13.593	3.531	-1.127	-0.131			9.653	1.525
TTS	-0.796	-0.170	2.793	0.595	-4.074	-0.485			1.865	0.352
n	33		33		33		35		33	
R ²	0.974		0.982		0.938		0.915		0.977	
Adj. R ²	0.964		0.971		0.924		0.903		0.963	
ADF-Test	-4.581		-4.042		-4.204		-5.036		-4.720	

Die Berücksichtigung einer möglichen Pfadabhängigkeit führt zu Veränderungen bei den institutionellen Variablen. Die Dauer der Lohnersatzleistungszahlung hat nun einen signifikant negativen Einfluss auf die Schaffung neuer Stellen. Andererseits ist der Einfluss des gewerkschaftlichen Organisationsgrades nun nicht mehr signifikant. Für die Höhe der Lohnersatzleistung gilt weiterhin, dass sie einen signifikant positiven Einfluss auf die Stellenentwicklung ausübt.

4.1.5 Finnland

Die Tabelle 4.1.17 zeigt die Schätzergebnisse für die Beveridge-Kurve Finnlands. Mit Ausnahme der Gleichung EQ3 ist die Beveridge-Kurve signifikant geschätzt. Die Arbeitsnachfrageschocks zeigen einen zumeist signifikant negativen Effekt auf die Arbeitslosenrate, wie theoretisch zu erwarten ist. Darüber hinaus ist nur der reale Zins in der reinen Makrospezifikation EQ3 signifikant und erwartungsgemäß hinsichtlich des Vorzeichens. Das reale BIP Wachstum weist, sofern es einen signifikanten Einfluss hat, ein atheoretisches Vorzeichen auf. Die verbleibenden makroökonomischen Kontrollvariablen haben keinen signifikanten Einfluss in diesen Spezifikationen, und der ge-

samte Einfluss dieser Kontrollvariablen ist ungewöhnlich gering, wie dem R^2 der Gleichung EQ3 zu entnehmen ist.

Tabelle 4.1.17: Beveridge-Kurve für Finnland

	EQ1		EQ2		EQ3		EQ4		EQ5	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	-3.095	-7.076	-2.435	-1.419	1.375	3.539	-2.443	-7.436	-1.998	-2.048
$\ln(v_t)$	-0.824	-6.415	-0.651	-3.695	0.233	0.272	-0.801	-10.451	-0.642	-3.575
BD	-0.554	-1.481	-2.026	-1.761			-0.365	-1.395	-2.081	-0.828
BD^2			2.305	1.992						
BRR	0.539	0.662	-0.633	-0.156			0.621	0.984	-0.784	-0.124
BRR^2			2.603	0.477						
UDNET	6.219	4.886	4.750	0.681			5.108	5.677	3.866	1.524
$UDNET^2$			0.915	0.150						
$BD*BRR$									-0.771	-0.137
$BD*UDNET$									3.543	0.680
$BRR*UDNET$									2.625	0.385
LDS	-5.445	-2.319	-6.799	-3.214	7.758	1.230			-6.838	-2.726
RG	2.397	2.248	3.676	3.567	-0.288	-0.056			3.948	3.649
RIRL	-1.650	-1.161	-0.903	-0.606	8.912	2.763			-1.080	-0.718
TFPHPC	-2.924	-0.804	-6.501	-1.788	-7.565	-0.452			-6.114	-1.563
TTS	2.209	0.944	1.613	0.711	10.970	1.640			1.764	0.690
n	33		33		33		35		33	
R^2	0.958		0.967		0.336		0.937		0.961	
Adj. R^2	0.942		0.947		0.183		0.928		0.938	
ADF-Test	-4.289		-5.501		-1.641		-3.794		-4.757	

Die Lohnersatzleistungsvariablen haben in den Gleichungen EQ1 bis EQ5 keinen signifikanten Einfluss. Der gewerkschaftliche Organisationsgrad weist sowohl in Gleichung EQ1 als auch in Gleichung EQ4 einen signifikant positiven Einfluss auf die Arbeitslosenrate auf. Die nicht-lineare Spezifikation EQ2 weist zwar Werte auf, die nicht auf Multikollinearität schließen lassen, jedoch sind die Varianz-Inflations-Faktoren (siehe nochmals zu Beginn des Abschnitts 4) der Institutionen bereits in der Spezifikation EQ1 so hoch, dass auch hier ein Datenproblem vorliegt. Eine verlässliche Interpretation der Interaktionsterme ist daher ebenfalls nicht möglich.

Die Tabelle 4.1.18 zeigt die Schätzergebnisse, wenn zusätzlich die um eine Periode verzögerte Arbeitslosenrate hinzugenommen wird. Während die Pfadabhängigkeit den entsprechenden Parametern deutlich zu entnehmen ist, weist die Beveridge-Kurve selbst nach wie vor einen weitestgehend stabilen Zusammenhang auf. Die makroökonomischen Kontrollvariablen leisten mit Ausnahme der Arbeitsnachfrageschocks keinen nennenswerten Erklärungsbeitrag. Einzig das reale BIP Wachstum ist in der Spezifikation EQ8 signifikant. In dieser Spezifikation ist die Wirkung des realen Zinses auf die Arbeitslosenrate jedoch atheoretisch.

Tabelle 4.1.18: Beveridge-Kurve für Finnland mit verzögerter endogener Variable

	EQ6		EQ7		EQ8		EQ9		EQ10	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	-1.136	-1.621	-1.413	-0.965	0.226	3.333	-1.477	-4.232	-0.715	-0.801
ln(u _{t-1})	0.514	4.125	0.457	3.616	0.984	21.032	0.373	3.955	0.574	3.344
ln(v _t)	-0.425	-3.117	-0.378	-2.769	-0.054	-0.378	-0.636	-7.883	-0.279	-1.671
BD	-0.050	-0.106	-1.553	-1.441			0.041	0.196	1.475	0.528
BD ²			2.101	1.981						
BRR	0.816	1.203	-0.074	-0.029			0.862	2.164	-4.750	-0.839
BRR ²			2.246	0.630						
UDNET	2.121	1.142	3.472	0.579			2.541	2.871	2.531	1.278
UDNET ²			-1.040	-0.185						
BD*BRR									3.458	0.549
BD*UDNET									-3.803	-0.755
BRR*UDNET									4.814	0.642
LDS	-4.838	-2.008	-5.811	-2.506	-4.660	-1.479			-5.196	-1.599
RG	-0.535	-0.383	0.423	0.303	-3.919	-3.753			-0.132	-0.088
RIRL	-1.460	-1.172	-0.983	-0.815	-1.621	-2.212			-1.307	-0.867
TFPHPC	-3.936	-1.078	-5.866	-1.689	-3.749	-0.951			-6.112	-1.720
TTS	-0.083	-0.045	-0.128	-0.066	-3.581	-1.735			-0.840	-0.399
n	33		33		33		35		33	
R ²	0.969		0.974		0.956		0.961		0.971	
Adj. R ²	0.954		0.957		0.944		0.954		0.951	
ADF-Test	-2.655		-5.047		-2.673		-3.265		-2.913	

Für die Arbeitsmarktinstitutionen sind die Zusammenhänge nach wie vor unzureichend hinsichtlich des Signifikanzniveaus. Einzig die Hilfsregression EQ9 zeigt signifikante Zusammenhänge auf, die jedoch nicht belastbar sind.

Tabelle 4.1.19: Job-Creation Kurve für Finnland

	EQ11		EQ12		EQ13		EQ14		EQ15	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	-0.039	-0.029	-9.013	-3.444	-1.739	-12.308	2.012	1.453	-5.919	-4.519
BD	-0.609	-0.581	0.356	0.148			2.867	1.929	-2.328	-0.497
BD ²			-2.573	-0.910						
BRR	-1.969	-0.717	0.669	0.068			2.978	1.032	17.423	1.323
BRR ²			-1.218	-0.091						
UDNET	-0.898	-0.231	33.189	2.421			-10.365	-2.346	12.730	2.175
UDNET ²			-31.043	-2.620						
BD*BRR									18.473	1.353
BD*UDNET									-8.047	-0.676
BRR*UDNET									-39.480	-3.196
LDS	5.324	0.923	11.483	2.313	-5.228	-0.995			8.898	1.753
RG	-12.283	-3.076	-15.226	-6.496	-4.602	-1.065			-15.084	-6.278
RIRL	-6.440	-2.512	-4.863	-2.168	-10.322	-2.535			-5.794	-2.510
TFPHPC	36.932	5.796	36.759	9.501	23.524	3.881			37.996	10.178
TTS	-7.088	-1.056	0.024	0.003	-10.568	-1.646			0.502	0.071
n	33		33		33		35		33	
R ²	0.788		0.916		0.580		0.337		0.916	
Adj. R ²	0.718		0.873		0.503		0.273		0.872	
ADF-Test	-3.092		-6.620		-2.435		-2.251		-6.523	

Die Tabelle 4.1.19 zeigt die Ergebnisse der grundlegenden Spezifikationen für die Job-Creation Kurve. Die relative Bedeutung der makroökonomischen Variablen hat sich im Vergleich mit der

Beveridge-Kurve deutlich verschoben. Während die Arbeitsnachfrageschocks nur noch in einem Fall einen signifikanten Einfluss haben und das reale BIP Wachstum durchweg ein falsches Vorzeichen aufweist, leisten der reale Zinssatz und die Produktivitätsschocks einen erheblichen Erklärungsanteil. Dies wird auch darin deutlich, dass das R^2 der Gleichung EQ13 höher als das der Gleichung EQ14 ist.

Auch für die finnische Job-Creation Kurve ist festzustellen, dass diese Spezifikationen keinen signifikanten Erklärungsbeitrag der Arbeitsmarktinstitutionen aufweisen. Die Ergebnisse der Gleichung EQ14 reichen nicht aus, um weitere Schlussfolgerungen ziehen zu können. Das Problem der Multikollinearität bleibt auch für diese Spezifikationen erhalten.

Die zusätzliche Berücksichtigung der verzögerten endogenen Variablen in der Job-Creation Kurve weist auf eine starke Pfadabhängigkeit dieser hin, wie die Tabelle 4.1.20 zeigt. Für die makroökonomischen Variablen fällt auf, dass der reale Zinssatz nun keinen interpretierbaren Erklärungsbeitrag leistet. Ebenso wie die *Terms of Trade* Schocks weist dieser durchweg das falsche Vorzeichen auf. Die Arbeitsnachfrageschocks und das reale BIP Wachstum hingegen haben an Bedeutung gewonnen.

Auch unter Berücksichtigung der verzögerten endogenen Variablen lässt sich kein signifikanter Effekt der Arbeitsmarktinstitutionen auf die Schaffung neuer Stellen anhand der vorliegenden Spezifikationen nachweisen.

Tabelle 4.1.20: Job-Creation Kurve für Finnland mit verzögerter endogener Variable

	EQ16		EQ17		EQ18		EQ19		EQ20	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	-1.290	-2.345	-3.629	-2.142	-0.551	-5.460	-0.435	-0.293	-2.317	-1.632
$\ln(\theta_{t-1})$	0.905	9.070	0.731	7.082	0.944	12.396	0.780	7.168	0.750	6.094
BD	-0.650	-1.280	1.261	0.653			-0.072	-0.050	-5.072	-1.300
BD ²			-2.828	-1.236						
BRR	-1.782	-1.445	-2.723	-0.524			-1.063	-0.496	11.634	1.255
BRR ²			0.769	0.119						
UDNET	2.625	1.429	12.360	1.510			0.477	0.101	3.114	0.599
UDNET ²			-9.202	-1.274						
BD*BRR									0.626	0.053
BD*UDNET									6.551	0.729
BRR*UDNET									-17.983	-1.627
LDS	8.320	1.746	9.990	2.254	9.511	2.015			8.163	1.642
RG	6.640	2.301	2.152	0.683	8.411	6.288			2.732	0.777
RIRL	2.293	1.319	0.850	0.606	3.319	2.293			1.215	0.616
TFPHPC	12.181	2.562	16.977	3.606	9.502	3.776			17.312	3.447
TTS	5.002	1.297	4.824	1.066	8.054	2.399			5.676	1.227
n	33		33		33		34		33	
R ²	0.955		0.965		0.949		0.658		0.964	
Adj. R ²	0.937		0.944		0.937		0.611		0.943	
ADF-Test	-3.279		-4.778		-4.047		-5.355		-5.410	

4.1.6 Frankreich

Die Spezifikationen der Beveridge-Kurve für Frankreich sind in der Tabelle 4.1.21 aufgeführt. Hier zeigt sich die bereits bekannte Tatsache, dass die französische Beveridge-Kurve in derartigen Spezifikationen entweder nicht signifikant ist oder das signifikant falsche Vorzeichen aufweist. Die Arbeitsnachfrageschocks weisen keinen signifikanten Effekt auf die Arbeitslosigkeit auf. Das reale BIP Wachstum weist zumeist das falsche Vorzeichen auf, ebenso wie die *Terms of Trade* Schocks. Lediglich der reale Zins und in einem Fall die Arbeitsproduktivitätsschocks stehen in einem signifikanten Zusammenhang mit der Arbeitslosenrate und besitzen das richtige Vorzeichen. Auch für Frankreich ist die makroökonomische Performance schlechter, als die der Arbeitsmarktinstitutionen (EQ3 und EQ4).

In der Gleichung EQ1 weisen zwei der drei Arbeitsmarktinstitutionen einen signifikanten Effekt auf die Arbeitslosenrate auf. Die Höhe der Lohnersatzleistung hat nach den vorliegenden Spezifikationen einen signifikant positiven Einfluss, der auch weitestgehend in der Spezifikation EQ4 bestätigt wird. Die Gewerkschaftsdichte weist einen signifikant negativen Zusammenhang auf, was sich allerdings in der Gleichung EQ4 nicht signifikant wiederholt. Die Bezugsdauer der Lohnersatzleistung hat keinen Einfluss auf die Arbeitslosenrate in Frankreich. Für die quadrierten Terme der Gleichung EQ2, sowie für die Interaktionen der Gleichung EQ5 sind die Folgen eines stark kollinearen Zusammenhangs ersichtlich.

Tabelle 4.1.21: Beveridge-Kurve für Frankreich

	EQ1		EQ2		EQ3		EQ4		EQ5	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	0.395	0.268	0.693	0.039	1.788	6.128	-2.079	-0.758	28.282	3.769
$\ln(v_t)$	0.512	3.552	0.256	1.691	0.933	2.536	0.243	2.111	-0.142	-0.934
BD	-2.332	-0.873	-17.607	-2.928			1.128	0.378	-83.874	-6.689
BD ²			24.844	2.565						
BRR	8.352	5.342	0.652	0.011			8.371	6.115	-48.664	-3.626
BRR ²			8.661	0.157						
UDNET	-14.137	-2.242	13.217	0.609			-6.680	-0.872	-48.287	-1.195
UDNET ²			-58.928	-0.965						
BD*BRR									159.951	6.862
BD*UDNET									-68.198	-8.766
BRR*UDNET									101.624	1.435
LDS	-8.299	-0.920	-5.979	-0.795	-9.190	-0.636			-1.095	-0.136
RG	0.677	0.707	1.565	2.125	-1.975	-1.473			2.575	4.183
RIRL	4.819	1.334	7.474	2.528	25.307	6.572			-0.178	-0.078
TFPHPC	-6.383	-1.239	-4.138	-1.085	-23.477	-1.922			-2.862	-0.748
TTS	-10.435	-3.734	-9.109	-3.059	-7.149	-1.071			-5.605	-2.099
n	33		33		33		36		33	
R ²	0.935		0.957		0.707		0.887		0.972	
Adj. R ²	0.909		0.930		0.640		0.872		0.954	
ADF-Test	-4.169		-4.490		-3.098		-4.440		-4.783	

Tabelle 4.1.22: Beveridge-Kurve für Frankreich mit verzögerter endogener Variable

	EQ6		EQ7		EQ8		EQ9		EQ10	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	0.267	0.725	2.041	0.464	0.214	3.405	0.096	0.210	9.328	1.598
$\ln(u_{t-1})$	0.944	14.268	0.900	9.431	0.959	30.347	0.981	17.546	0.855	7.716
$\ln(v_t)$	0.022	0.393	-0.049	-0.565	0.047	0.855	-0.082	-3.328	-0.031	-0.383
BD	-0.911	-1.680	-3.292	-0.908			-1.349	-2.730	-14.253	-0.993
BD ²			3.264	0.631						
BRR	0.899	1.337	-4.077	-0.276			1.335	1.889	-16.598	-1.605
BRR ²			5.578	0.418						
UDNET	-1.729	-1.123	-7.760	-1.047			-2.438	-1.778	-31.402	-1.699
UDNET ²			19.601	0.785						
BD*BRR									27.691	1.013
BD*UDNET									-16.083	-1.294
BRR*UDNET									61.812	1.898
LDS	-7.124	-2.376	-6.994	-2.257	-5.807	-2.058			-6.609	-2.518
RG	-0.489	-1.902	-0.137	-0.415	-0.574	-2.168			0.049	0.128
RIRL	0.155	0.119	0.843	0.545	-0.335	-0.257			1.090	1.254
TFPHPC	-2.348	-1.441	-1.477	-0.971	-4.526	-3.401			-2.028	-1.445
TTS	-0.750	-0.663	-1.415	-1.153	0.528	0.633			-1.705	-1.692
n	33		33		33		35		33	
R ²	0.992		0.993		0.991		0.987		0.994	
Adj. R ²	0.989		0.989		0.988		0.985		0.990	
ADF-Test	-9.562		-5.992		-9.824		-6.191		-10.206	

Die zusätzliche Berücksichtigung der um eine Periode verzögerten Arbeitslosenrate führt zu einer deutlichen Steigerung des erklärten Varianzanteils in allen Gleichungen, wie die Tabelle 4.1.22 zeigt. Die Pfadabhängigkeit der französischen Arbeitslosenrate ist nicht nur hoch signifikant, sondern auch vergleichsweise stark. Die Hereinnahme dieser Variablen korrigiert den Bias auf die Beveridge-Kurve, so dass der Zusammenhang in EQ9 signifikant wird. Die theoretisch unerwarteten Vorzeichen der makroökonomischen Variablen sind nun verschwunden. Die Signifikanz des realen Zinssatzes hat abgenommen, und die der Arbeitsnachfrageschocks sowie des realen BIP Wachstums haben zugenommen. Die Performance der reinen Makro- und Institutionenspezifikation (EQ8 und EQ9) ist ausgeglichen.

Der Einfluss der Arbeitsmarktinstitutionen hat sich nun in EQ6 gegenüber EQ1 deutlich verändert. Die Höhe der Lohnersatzleistung und der gewerkschaftliche Organisationsgrad sind nun nicht mehr signifikant, wohingegen sich das Signifikanzniveau der Bereitstellungsdauer der Lohnersatzleistung erhöht hat. Dieser negative Effekt wird in der Spezifikation EQ9 noch verstärkt, ebenso wie die bereits diskutierten Effekte der Lohnersatzleistungshöhe und der Gewerkschaftsvariablen.

Die Tabelle 4.1.23 zeigt die Ergebnisse für die Job-Creation Kurve ohne verzögerte endogene Variable. Während der reale Zins und die Produktivitätsschocks signifikante und theoretisch zu erwartende Erklärungsbeiträge für die Schaffung neuer Stellen aufweisen, besitzen das reale BIP Wachstum und die Arbeitsnachfrageschocks (mit einer Ausnahme) keine signifikanten Effekt. Die *Terms of Trade* Schocks haben in diesen Spezifikationen durchweg theoretisch unerwartete Vorzeichen.

Tabelle 4.1.23: Job-Creation Kurve für Frankreich

	EQ11		EQ12		EQ13		EQ14		EQ15	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	-1.755	-0.900	29.510	3.186	-1.843	-13.183	1.230	0.385	-42.889	-1.436
BD	1.580	0.486	3.550	0.617			-4.187	-1.231	44.872	1.095
BD ²			-5.607	-0.600						
BRR	-5.805	-2.945	-102.227	-3.136			-5.451	-3.103	65.671	1.340
BRR ²			88.005	3.072						
UDNET	12.869	1.567	-48.625	-1.814			3.019	0.323	170.529	1.655
UDNET ²			175.812	2.217						
BD*BRR									-73.538	-1.089
BD*UDNET									-11.567	-0.589
BRR*UDNET									-271.616	-1.606
LDS	17.789	2.110	11.818	1.791	11.073	0.961			15.491	1.700
RG	-0.522	-0.398	0.188	0.197	1.969	1.508			-0.716	-0.556
RIRL	-9.064	-2.437	-9.375	-2.948	-25.751	-9.703			-9.471	-2.791
TFPHPC	17.373	1.939	16.033	2.321	24.324	1.937			15.518	1.860
TTS	10.434	2.595	7.118	2.583	7.539	1.305			11.686	2.541
n	33		33		33		36		33	
R ²	0.934		0.957		0.813		0.794		0.945	
Adj. R ²	0.912		0.934		0.778		0.775		0.915	
ADF-Test	-3.046		-4.062		-3.167		-3.156		-3.596	

Die geschätzten Parameter für die Höhe der Lohnersatzleistung weisen einen signifikant negativen Einfluss auf die Schaffung neuer Stellen auf. Das Signifikanzniveau des Einflusses der Bezugsdauer von Lohnersatzleistungen weist nicht auf einen Zusammenhang hin, und für die Gewerkschaftsdichte ist eine schwache Tendenz in Richtung positivem Einfluss auf die Schaffung neuer Stellen zu erkennen. Die Gleichungen EQ12 und EQ15 werden aufgrund der statistischen Eigenschaft der institutionellen Daten nicht näher diskutiert.

Tabelle 4.1.24: Job-Creation Kurve für Frankreich mit verzögerter endogener Variable

	EQ16		EQ17		EQ18		EQ19		EQ20	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	-1.924	-1.725	18.330	2.148	-0.680	-4.741	-1.251	-0.723	-32.686	-1.964
ln(θ_{t-1})	0.586	4.207	0.480	4.317	0.787	7.852	0.679	5.389	0.552	4.821
BD	2.810	1.555	2.683	0.862			2.589	1.506	35.387	1.514
BD ²			-1.709	-0.288						
BRR	-3.262	-2.620	-66.201	-2.316			-3.986	-3.570	49.719	1.693
BRR ²			57.113	2.234						
UDNET	10.143	2.228	-28.295	-1.826			10.473	2.116	128.242	2.232
UDNET ²			113.349	3.040						
BD*BRR									-54.774	-1.311
BD*UDNET									-11.011	-1.098
BRR*UDNET									-201.39	-1.987
LDS	23.907	3.255	18.521	2.956	19.485	2.328			21.602	3.120
RG	1.824	1.684	1.949	2.143	3.576	3.819			1.586	1.601
RIRL	-2.117	-0.680	-3.038	-1.035	-2.094	-0.552			-2.576	-1.018
TFPHPC	10.023	1.865	10.091	2.456	11.959	2.660			8.903	1.782
TTS	2.327	0.653	1.697	0.605	-3.589	-1.623			3.674	1.059
n	33		33		33		35		33	
R ²	0.967		0.976		0.952		0.897		0.973	
Adj. R ²	0.954		0.961		0.941		0.884		0.957	
ADF-Test	-4.915		-6.296		-5.527		-4.916		-5.830	

Berücksichtigt man nun zusätzlich die verzögerte endogene erklärende Variable, zeigt sich für diese ein signifikanter Zusammenhang (Tabelle 4.1.24). Nun gewinnen Arbeitsnachfrageschocks und reales BIP Wachstum wieder an Bedeutung, während der reale Zins an Bedeutung verliert. Die Parameter für die *Terms of Trade* Schocks werden nach unten korrigiert, so dass die Einflüsse einer möglichen spezifikationsbedingten Verzerrung nun gemildert sind.

Für die Arbeitsmarktinstitutionen stellt sich nun heraus, dass der gewerkschaftliche Organisationsgrad einen signifikant positiven Effekt auf die Schaffung neuer Stellen aufweist. Die Höhe der Lohnersatzleistung hat hingegen einen negativen Effekt auf die abhängige Variable. Auf schwachem Signifikanzniveau ist auch für die Bezugsdauer der Lohnersatzleistung ein positiver Effekt zu erkennen.

4.1.7 Großbritannien

Die Schätzergebnisse für die verschiedenen Spezifikationen der britischen Beveridge-Kurve ohne verzögerte endogene Variablen sind in der Tabelle 4.1.25 aufgeführt. Während die Beveridge-Kurve stabil lokalisiert werden kann, zeigen die makroökonomischen Variablen eine Reihe von theoretisch falschen Vorzeichen. Insbesondere das reale BIP Wachstum, aber auch die Arbeitsproduktivitätsschocks und die *Terms of Trade* Schocks sind hier zu nennen. Der Vergleich der Spezifikationen EQ3 und EQ4 zeigt zudem, dass die Institutionen einen deutlich höheren Varianzanteil erklären können.

Tabelle 4.1.25: Beveridge-Kurve für Großbritannien

	EQ1		EQ2		EQ3		EQ4		EQ5	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	3.927	4.201	7.898	5.206	1.311	7.895	4.561	4.745	9.719	0.996
ln(v _t)	-0.593	-5.169	-0.565	-7.592	-1.515	-4.389	-0.726	-6.463	-0.318	-1.893
BD	-2.508	-3.147	9.454	3.248			-2.512	-3.243	-2.243	-0.254
BD ²			-7.227	-3.623						
BRR	-10.054	-9.428	-44.778	-9.064			-10.611	-7.737	-3.559	-0.253
BRR ²			62.093	6.849						
UDNET	4.041	5.858	-14.069	-4.201			3.427	2.943	-28.481	-1.250
UDNET ²			20.618	5.806						
BD*BRR									-42.455	-2.965
BD*UDNET									29.118	1.431
BRR*UDNET									47.988	1.425
LDS	-1.361	-0.499	-1.419	-0.716	15.885	1.510			-1.198	-0.347
RG	6.438	2.396	3.595	2.697	-15.611	-3.243			3.505	1.684
RIRL	3.220	2.076	0.839	0.803	9.837	3.870			2.683	2.535
TFPHPC	-6.727	-1.603	-3.466	-2.100	25.330	2.993			-7.522	-3.186
TTS	-1.693	-0.954	2.558	2.107	-5.566	-2.157			-1.372	-1.028
n	33		33		33		36		33	
R ²	0.941		0.985		0.660		0.875		0.963	
Adj. R ²	0.918		0.976		0.582		0.859		0.941	
ADF-Test	-3.099		-5.022		-2.425		-4.423		-4.642	

Die Arbeitsmarktinstitutionen weisen in den Spezifikationen EQ1 und EQ4 alle einen signifikanten Einfluss auf die Arbeitslosenrate auf. Hinzu kommt, dass die entsprechenden Parameter in der Gleichung EQ4 kaum Veränderungen aufweisen. Während der gewerkschaftliche Organisationsgrad einen positiven Effekt auf die Arbeitslosenrate hat, sind die Einflüsse der Lohnersatzleistung in beiden Fällen negativ. Die geschätzten institutionellen Effekte der Gleichungen EQ2 und EQ5 weisen auch für Großbritannien auf ein massives Problem mit Multikollinearität hin. Die entsprechenden Parameter werden daher auch hier nicht interpretiert.

Wird nun die um eine Periode verzögerte Arbeitslosenrate den Spezifikationen hinzugefügt, verändern sich die Ergebnisse zum Teil erheblich. Die stabile Pfadabhängigkeit sowie die nach wie vor gut lokalisierte Beveridge-Kurve ist der Tabelle 4.1.26 zu entnehmen. Die Bedeutung der theoretisch falschen Vorzeichen bei den makroökonomischen Kontrollvariablen hat sich zumindest soweit reduziert, dass kein signifikanter Einfluss mehr besteht. Auf der anderen Seite ist die gesamte Erklärungsqualität der Kontrollvariablen eher gering.

Tabelle 4.1.26: Beveridge-Kurve für Großbritannien mit verzögerter endogener Variable

	EQ6		EQ7		EQ8		EQ9		EQ10	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	0.598	0.723	4.164	2.123	0.130	1.921	0.650	1.805	-5.730	-0.964
$\ln(u_{t-1})$	0.799	8.648	0.513	2.818	0.905	20.497	0.725	10.876	0.759	6.107
$\ln(v_t)$	-0.424	-4.837	-0.472	-6.742	-0.422	-5.428	-0.564	-11.004	-0.445	-4.564
BD	-0.478	-0.681	3.153	0.985			-0.496	-1.869	6.231	1.312
BD ²			-2.382	-1.014						
BRR	-1.375	-1.036	-27.361	-2.788			-1.850	-2.166	16.221	2.105
BRR ²			40.163	2.811						
UDNET	0.753	2.413	-3.415	-0.778			1.069	2.825	7.692	0.535
UDNET ²			6.699	1.207						
BD*BRR									-17.013	-1.784
BD*UDNET									-3.700	-0.283
BRR*UDNET									-15.026	-0.688
LDS	-4.674	-1.867	-3.253	-1.690	-5.057	-4.421			-3.301	-1.208
RG	-0.293	-0.099	0.613	0.275	-2.096	-1.716			-0.793	-0.252
RIRL	-0.510	-0.457	-0.346	-0.337	-1.295	-1.656			-0.336	-0.336
TFPHPC	-0.534	-0.126	-1.651	-0.639	1.610	0.763			-1.246	-0.302
TTS	0.022	0.035	1.672	1.679	0.332	0.547			-0.051	-0.080
n	33		33		33		35		33	
R ²	0.985		0.991		0.983		0.979		0.989	
Adj. R ²	0.978		0.985		0.978		0.976		0.982	
ADF-Test	-4.230		-5.581		-4.539		-4.927		-4.741	

Für die Arbeitsmarktinstitutionen ist festzustellen, dass die Hereinnahme der zusätzlichen Variablen das Signifikanzniveau und die betragsmäßige Größenordnung aller drei Variablen reduziert hat. In Gleichung EQ6 ist nur noch der Effekt der gewerkschaftlichen Organisation signifikant, und in der Spezifikation EQ9 gilt dies zusätzlich für die Höhe der Lohnersatzleistungen. Die Vorzeichen bleiben allerdings in allen Fällen von der veränderten Spezifikation unberührt.

Für die Spezifikationen der Job-Creation Kurve zeigen sich analoge Entwicklungen, wie die Tabelle 4.1.27 zeigt. Während die Arbeitsproduktivitätsschocks, und der reale Zinssatz in einem Fall, signifikante und bezüglich des Vorzeichens zu erwartende Effekte aufweisen, ist insbesondere der Einfluss des realen BIP Wachstums atheoretisch. Dies erklärt, warum die rein makroökonomische Spezifikation EQ13 ein verhältnismäßig geringes R^2 aufweist.

Für die Arbeitsmarktinstitutionen zeigt sich ein spiegelbildliches Ergebnis zur Schätzung für die Beveridge-Kurve der Tabelle 4.1.25. Nun haben die Lohnersatzleistungsvariablen einen positiven und der gewerkschaftliche Organisationsgrad einen negativen Einfluss auf die Schaffung neuer Stellen, wie die Gleichung EQ11 zeigt. Die Koeffizienten in der Spezifikation EQ14 bestätigen zwar diese Beobachtung, jedoch sind die Größenordnungen der positiven Effekte deutlich geringer. Aufgrund der Multikollinearität werden die Gleichungen EQ12 und EQ15 nicht interpretiert.

Tabelle 4.1.27: Job-Creation Kurve für Großbritannien

	EQ11		EQ12		EQ13		EQ14		EQ15	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	-7.930	-3.466	-13.488	-1.620	-2.068	-17.997	-5.452	-2.388	-53.076	-4.181
BD	5.568	2.785	-5.473	-0.385			2.789	1.805	38.138	2.995
BD ²			6.397	0.637						
BRR	17.220	5.067	54.402	2.189			13.203	5.256	63.138	2.954
BRR ²			-66.804	-1.635						
UDNET	-4.702	-3.566	17.892	0.990			-4.788	-1.979	125.771	4.450
UDNET ²			-25.387	-1.326						
BD*BRR									56.389	2.610
BD*UDNET									-115.408	-4.448
BRR*UDNET									-191.494	-4.660
LDS	24.963	1.800	24.561	1.721	4.983	0.592			16.404	1.592
RG	-26.375	-2.225	-22.405	-1.860	10.674	1.149			-13.445	-1.761
RIRL	1.323	0.363	3.445	0.789	-10.788	-2.510			2.764	0.948
TFPHPC	42.155	3.916	37.411	3.426	4.614	0.327			26.803	3.703
TTS	2.731	0.601	-1.484	-0.324	12.180	2.619			0.281	0.166
n	33		33		33		36		33	
R ²	0.854		0.882		0.363		0.547		0.935	
Adj. R ²	0.805		0.820		0.245		0.505		0.900	
ADF-Test	-5.810		-5.158		-2.112		-2.198		-8.489	

Wird auch für die britische Job-Creation Kurve die verzögerte endogene Variable berücksichtigt, zeigen sich ähnlich starke Veränderungen, wie auch bei der Beveridge-Kurve (Tabelle 4.1.26). Die signifikante Pfadabhängigkeit führt bei den makroökonomischen Variablen dazu, dass der reale Zins nun durchweg atheoretische Effekte aufweist. Andererseits weisen die Koeffizienten des realen BIP Wachstums nun wieder das zu erwartende Vorzeichen auf. Insgesamt ist der Erklärungsbeitrag dieser Variablen, gemessen an den jeweiligen Signifikanzniveaus, gering.

Die Arbeitsmarktinstitutionen in der Job-Creation Schätzung weisen nach Hereinnahme der verzögerten endogenen Variablen keinen belastbaren Zusammenhang auf. Lediglich die Vorzeichen bleiben unverändert.

Tabelle 4.1.28: Job-Creation Kurve für Großbritannien mit verzögerter endogener Variable

	EQ16		EQ17		EQ18		EQ19		EQ20	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	-3.642	-1.628	-4.422	-0.596	-0.431	-3.910	-1.306	-0.999	-30.618	-2.635
$\ln(\theta_{t-1})$	0.730	5.219	0.794	4.356	0.943	16.912	0.669	7.307	0.503	2.689
BD	2.370	1.200	3.050	0.267			0.753	0.874	23.357	2.478
BD ²			-1.409	-0.175						
BRR	5.838	1.441	42.216	2.359			3.438	1.726	27.122	1.775
BRR ²			-63.202	-2.393						
UDNET	-0.466	-0.444	-16.064	-1.245			-1.896	-1.339	74.508	2.356
UDNET ²			14.827	1.054						
BD*BRR									39.086	1.621
BD*UDNET									-72.639	-2.567
BRR*UDNET									-99.646	-1.984
LDS	21.326	1.837	19.799	1.692	15.052	2.386			17.007	1.629
RG	-5.202	-0.453	-2.791	-0.253	7.457	2.257			-5.613	-0.639
RIRL	5.094	1.924	6.627	2.006	4.001	1.821			5.950	1.943
TFPHPC	17.966	1.579	18.066	1.744	5.047	1.223			18.415	2.167
TTS	2.791	1.051	0.205	0.079	3.535	1.407			0.860	0.474
n	33		33		33		35		33	
R ²	0.931		0.945		0.914		0.727		0.954	
Adj. R ²	0.904		0.912		0.894		0.690		0.926	
ADF-Test	-6.127		-5.889		-4.712		-6.931		-7.481	

4.1.8 Kanada

Die Schätzergebnisse für die Beveridge-Kurve Kanadas sind in der Tabelle 4.1.29 dargestellt. Mit Ausnahme der Spezifikation EQ4 ist die Beveridge-Kurve selbst signifikant geschätzt worden. Das reale BIP Wachstum kann lediglich in den Spezifikationen EQ3 und EQ5 einen Erklärungsbeitrag liefern. Für den realen Zins gilt dies für die Gleichungen EQ1 und EQ3. Die *Terms of Trade* Schocks sind nur in der Gleichung EQ2 signifikant, wohingegen die Arbeitsproduktivitätsschocks sowie die Arbeitsnachfrageschocks keinen theoretisch und statistisch überzeugenden Effekt aufweisen. Die Performance der makroökonomischen Spezifikation (EQ3) ist darüber hinaus deutlich schlechter, als die der Arbeitsmarktinstitutionen (EQ4).

Bezüglich der Arbeitsmarktinstitutionen weist nur der gewerkschaftliche Organisationsgrad einen signifikanten positiven Effekt auf die Arbeitslosenrate auf. Die Einflüsse der Lohnersatzleistungsvariablen sind nicht signifikant. Auch die Daten über die kanadischen Arbeitsmarktinstitutionen weisen eine geringe Variabilität und somit eine hohe kollineare Struktur auf. Von einer Interpretation der Gleichungen EQ2 und EQ5 wird daher abgesehen.

Tabelle 4.1.29: Beveridge-Kurve für Kanada

	EQ1		EQ2		EQ3		EQ4		EQ5	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	-0.403	-0.603	0.887	0.639	1.992	14.674	-0.962	-1.735	18.250	2.309
$\ln(v_t)$	-0.242	-2.182	-0.346	-3.643	-0.259	-1.491	-0.398	-6.263	-0.330	-3.158
BD	0.026	0.021	27.489	2.287			0.669	0.738	-33.393	-2.281
BD ²			-54.970	-2.217						
BRR	1.124	1.459	-11.441	-0.824			1.206	1.760	-20.720	-3.004
BRR ²			11.044	0.889						
UDNET	4.906	2.865	-1.602	-0.110			6.172	5.169	-42.546	-1.773
UDNET ²			10.598	0.529						
BD*BRR									11.508	0.693
BD*UDNET									76.610	1.429
BRR*UDNET									52.587	2.329
LDS	1.906	0.404	4.531	1.242	14.348	2.226			3.844	1.005
RG	-0.456	-0.578	-0.730	-1.023	-6.286	-2.699			-1.030	-1.898
RIRL	2.599	1.829	0.317	0.247	4.722	1.927			1.134	1.000
TFPHPC	0.435	0.233	2.361	1.302	10.009	1.513			2.514	1.739
TTS	2.705	1.900	3.694	2.610	3.806	0.865			2.102	1.426
n	33		33		33		34		33	
R ²	0.957		0.974		0.638		0.930		0.974	
Adj. R ²	0.940		0.958		0.554		0.920		0.958	
ADF-Test	-3.731		-5.421		-2.518		-2.832		-5.149	

Tabelle 4.1.30: Beveridge-Kurve für Kanada mit verzögerter endogener Variable

	EQ6		EQ7		EQ8		EQ9		EQ10	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	-0.119	-0.290	-1.831	-1.648	0.321	3.084	-0.648	-2.480	11.669	2.004
$\ln(u_{t-1})$	0.530	5.748	0.536	3.489	0.910	17.791	0.399	5.219	0.509	2.737
$\ln(v_t)$	-0.077	-0.711	-0.140	-1.404	0.032	0.344	-0.272	-6.322	-0.162	-1.629
BD	0.020	0.024	9.271	1.040			0.333	0.669	-23.967	-2.650
BD ²			-18.181	-0.969						
BRR	0.614	0.993	-3.611	-0.368			0.604	1.523	-9.985	-1.493
BRR ²			3.675	0.428						
UDNET	2.188	2.377	13.221	1.047			4.162	5.520	-29.674	-1.775
UDNET ²			-16.733	-0.891						
BD*BRR									-0.815	-0.100
BD*UDNET									68.699	2.223
BRR*UDNET									27.936	1.385
LDS	-2.372	-0.524	-0.865	-0.207	-4.296	-1.144			-0.060	-0.015
RG	-1.210	-1.680	-1.388	-2.368	-2.375	-3.380			-1.881	-3.963
RIRL	0.597	0.616	-0.091	-0.094	-0.751	-0.989			0.028	0.036
TFPHPC	-3.035	-1.115	-2.013	-0.777	-4.267	-1.797			-0.419	-0.193
TTS	2.172	1.852	2.184	1.741	1.838	1.137			1.514	1.289
n	33		33		33		34		33	
R ²	0.983		0.985		0.965		0.969		0.986	
Adj. R ²	0.975		0.974		0.955		0.963		0.977	
ADF-Test	-3.754		-4.384		-3.371		-4.184		-5.054	

Die Erweiterung der in Tabelle 4.1.29 dargestellten Spezifikationen um die um eine Periode verzögerte Arbeitslosenrate ist in der Tabelle 4.1.30 aufgeführt. Diese Variable weist aufgrund eines hohen Signifikanzniveaus auf eine Pfadabhängigkeit hin. Der Zusammenhang zwischen Vakanzen- und Arbeitslosenrate ist jetzt mit einer Ausnahme nicht mehr signifikant. Der Einfluss des realen BIP Wachstums nimmt zu und der positive Bias auf die Arbeitsnachfrage- und Arbeitsproduktivität

tätsschocks ist deutlich reduziert. Dennoch ist erstere in keiner Spezifikation signifikant. Die statistische Bedeutung des Zinses hat abgenommen, und der Einfluss der *Terms of Trade* Schocks bleibt weitestgehend unverändert.

Mit Blick auf die Arbeitsmarktinstitutionen ist auch hier festzustellen, dass die Lohnersatzleistung keinen signifikanten Einfluss auf die Arbeitslosenrate in den vorliegenden Spezifikationen hat. Für den gewerkschaftlichen Organisationsgrad ist ein signifikant positiver Einfluss auf die abhängige Variable sowohl in Gleichung EQ6 als auch in Gleichung EQ9 geschätzt worden. Es ist jedoch zu beachten, dass die Schätzergebnisse der Spezifikation EQ9 höchstens in qualitativer Hinsicht verwertet werden können.

Die Schätzungen für die Job-Creation Kurve Kanadas sind in der Tabelle 4.1.31 zusammengefasst. Die makroökonomischen Variablen können die Entwicklung der Stellenschaffung über die Zeit gut beschreiben. Das reale BIP Wachstum weist jedoch ein theoretisch falsches Vorzeichen auf. Ein Vergleich der Spezifikationen EQ13 und EQ14 zeigt, dass die Performance der makroökonomischen Variablen der der Arbeitsmarktinstitutionen deutlich überlegen ist.

Tabelle 4.1.31: Job-Creation Kurve für Kanada

	EQ11		EQ12		EQ13		EQ14		EQ15	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	-2.173	-2.405	-9.363	-4.689	-1.643	-21.652	3.079	1.327	-10.611	-0.917
BD	4.702	3.709	12.205	0.549			-3.344	-0.757	7.071	0.342
BD ²			-14.092	-0.310						
BRR	0.607	0.818	2.817	0.144			-0.466	-0.145	14.941	1.351
BRR ²			-2.493	-0.141						
UDNET	-2.121	-0.866	34.834	1.633			-11.868	-3.213	26.566	0.762
UDNET ²			-58.125	-1.848						
BD*BRR									8.099	0.564
BD*UDNET									-15.985	-0.215
BRR*UDNET									-50.415	-1.409
LDS	20.026	2.155	20.772	2.054	2.717	0.271			21.074	2.325
RG	-4.332	-2.629	-4.161	-2.693	1.891	0.845			-4.568	-2.679
RIRL	-13.147	-9.117	-12.626	-9.159	-12.675	-6.687			-12.578	-9.554
TFPHPC	22.201	6.782	21.767	8.410	10.772	1.772			23.016	6.423
TTS	-11.643	-2.431	-11.476	-1.905	-17.284	-2.739			-11.325	-2.285
n	33		33		33		34		33	
R ²	0.918		0.929		0.766		0.466		0.933	
Adj. R ²	0.891		0.892		0.722		0.412		0.898	
ADF-Test	-5.637		-5.907		-3.395		-3.349		-5.990	

In der Spezifikation EQ11 haben weder der gewerkschaftliche Organisationsgrad noch die Höhe der Lohnersatzleistung einen signifikanten Einfluss. Der Effekt der Bezugsdauer von Lohnersatzleistungen ist hingegen signifikant positiv. Die rein institutionelle Spezifikation (EQ14) weist hingegen völlig andere Ergebnisse auf. Hier ist nur die Gewerkschaftsdichte signifikant, und der Einfluss ist negativ. Die Vernachlässigung von elementaren makroökonomischen Variablen führt demnach zu einem starken negativen Bias. Die Koeffizienten für die nicht-linearen und interaktiven Terme in

den Spezifikationen EQ12 und EQ15 zeigen, dass auch hier ein Problem mit Multikollinearität vorliegt.

Die Tabelle 4.1.32 zeigt die Schätzergebnisse, in denen die endogene Variable um eine Periode verzögert als erklärende Größe mit aufgenommen wird. Auch für Kanada lässt sich eine deutliche Pfadabhängigkeit identifizieren. Die makroökonomischen Variablen sind hiervon insoweit betroffen, als das nun das reale BIP Wachstum das richtige Vorzeichen aufweist und in einem Fall (EQ18) signifikant ist. Darüber hinaus ist die Bedeutung des realen Zinssatzes und der *Terms of Trade* Schocks deutlich reduziert.

Tabelle 4.1.32: Job-Creation Kurve für Kanada mit verzögerter endogener Variable

	EQ16		EQ17		EQ18		EQ19		EQ20	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	-1.697	-2.585	-1.163	-0.394	-0.708	-13.682	1.465	0.697	-7.160	-0.555
$\ln(\theta_{t-1})$	0.542	4.799	0.571	3.732	0.764	19.979	0.673	6.148	0.518	3.285
BD	2.850	1.956	16.282	0.776			-0.816	-0.227	8.596	0.403
BD ²			-27.307	-0.635						
BRR	0.724	0.861	-4.325	-0.278			0.993	0.404	5.982	0.434
BRR ²			4.316	0.319						
UDNET	-0.752	-0.561	-4.507	-0.245			-7.257	-3.900	19.316	0.508
UDNET ²			5.721	0.204						
BD*BRR									13.539	1.299
BD*UDNET									-34.407	-0.499
BRR*UDNET									-24.423	-0.574
LDS	16.837	2.312	17.069	2.217	10.506	1.286			16.972	2.188
RG	1.685	0.893	2.079	0.859	5.474	5.746			1.571	0.590
RIRL	-4.350	-2.249	-4.610	-1.978	-0.139	-0.172			-4.931	-2.035
TFPHPC	15.561	6.579	15.205	5.520	10.346	4.884			15.450	4.390
TTS	-3.482	-1.018	-2.175	-0.555	-2.270	-0.681			-3.513	-1.098
n	33		33		33		33		33	
R ²	0.961		0.963		0.946		0.779		0.963	
Adj. R ²	0.945		0.940		0.933		0.747		0.941	
ADF-Test	-4.518		-4.918		-2.211		-4.064		-4.632	

Aus den vorliegenden Spezifikationen geht für die Arbeitsmarktinstitutionen weiterhin hervor, dass die Höhe der Lohnersatzleistung und der gewerkschaftliche Organisationsgrad keinen Einfluss auf die Schaffung neuer Stellen haben. Die Bezugsdauer von Lohnersatzleistungen hat weiterhin einen positiven Effekt auf die endogene Variable. Auch hier führt die rein institutionelle Spezifikation zu deutlichen Veränderungen, was auf einen *omitted variable bias* zurückzuführen ist.

4.1.9 Niederlande

Die Ergebnisse für die niederländische Beveridge-Kurve sind in der nachfolgenden Tabelle 4.1.33 aufgeführt. Die Beveridge-Kurve selbst weist einen stabilen Zusammenhang auf. Für die makroökonomischen Variablen fällt indes auf, dass mit Ausnahme der *Terms of Trade* Schocks nur in der makroökonomischen Basisspezifikation EQ3 signifikante Parameter geschätzt wurden. Die *Terms*

of Trade besitzen fast durchgehend einen positiven Einfluss, was auf die *Dutch disease* zurückzuführen ist. Die Arbeitsproduktivitätsschocks weisen ausnahmslos das falsche Vorzeichen auf.

Die Bezugsdauer von Lohnersatzleistungen hat in der Spezifikation EQ1 einen positiven Effekt, wohingegen der gewerkschaftliche Organisationsgrad einen negativen Einfluss auf die Arbeitslosenrate hat. Für die Höhe der Lohnersatzleistung kann hier kein signifikanter Zusammenhang festgestellt werden. Die Gleichung EQ4 bestätigt im Wesentlichen diese Ergebnisse, wenngleich der Einfluss der Lohnersatzleistungshöhe nun schwach signifikant negativ ist. EQ2 und EQ5 werden aufgrund von Multikollinearität nicht näher interpretiert.

Tabelle 4.1.33: Beveridge-Kurve für Niederlande

	EQ1		EQ2		EQ3		EQ4		EQ5	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	1.207	1.597	-5.718	-0.622	1.157	5.734	2.380	3.849	-8.213	-0.188
ln(v _i)	-0.492	-3.558	-0.492	-3.294	-0.634	-2.757	-0.486	-4.029	-0.485	-3.049
BD	2.519	5.309	7.938	1.592			2.708	4.548	26.828	0.853
BD ²			-5.219	-1.082						
BRR	0.251	0.245	31.561	0.706			-1.537	-1.747	13.576	0.225
BRR ²			-29.441	-0.737						
UDNET	-3.476	-3.099	-14.353	-0.518			-3.894	-3.589	7.434	0.080
UDNET ²			12.534	0.284						
BD*BRR									-31.926	-0.830
BD*UDNET									-9.274	-0.486
BRR*UDNET									-13.943	-0.112
LDS	1.592	0.354	-0.900	-0.313	3.255	0.431			-0.381	-0.109
RG	-0.763	-1.047	-0.398	-0.451	-2.047	-2.406			-0.615	-0.687
RIRL	-0.149	-0.027	0.111	0.020	13.281	2.587			0.074	0.013
TFPHPC	4.898	1.837	5.909	1.592	9.770	1.867			6.544	2.239
TTS	2.808	2.621	2.624	2.586	1.058	0.658			2.445	2.318
n	33		33		33		36		33	
R ²	0.933		0.942		0.864		0.923		0.940	
Adj. R ²	0.907		0.908		0.832		0.913		0.903	
ADF-Test	-3.423		-3.248		-3.078		-2.382		-3.495	

Die Ergebnisse dieser Spezifikationen, unter zusätzlicher Berücksichtigung der um eine Periode verzögerten Arbeitslosenrate, sind in der Tabelle 4.1.34 dargestellt. Hier zeigt sich eine deutliche Pfadabhängigkeit, die über die verschiedenen Spezifikationen recht stabil ist. Auch die Beveridge-Kurve kann nach wie vor signifikant lokalisiert werden. Mit Ausnahme der *Terms of Trade* Schocks in Gleichung EQ8 weist nun keine der makroökonomischen Kontrollvariablen einen signifikanten Effekt auf.

Auch die Arbeitsmarktinstitutionen stehen nun in keinem statistischen Zusammenhang mit der Arbeitslosenrate. Auffällig ist, dass sich die Ergebnisse der Spezifikationen EQ6 und EQ9 kaum unterscheiden. Dies deutet darauf hin, dass die niederländische Arbeitslosenrate im Wesentlichen über die Pfadabhängigkeit und die Bewegungen auf der Beveridge-Kurve erklärt werden kann.

Tabelle 4.1.34: Beveridge-Kurve für Niederlande mit verzögerter endogener Variable

	EQ6		EQ7		EQ8		EQ9		EQ10	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	-0.411	-0.422	-10.026	-1.444	0.423	4.270	-0.324	-0.503	-31.423	-0.715
$\ln(u_{t-1})$	0.735	3.044	0.728	3.133	0.788	8.388	0.729	4.494	0.729	2.832
$\ln(v_t)$	-0.236	-2.002	-0.297	-2.116	-0.239	-2.714	-0.247	-3.161	-0.292	-2.038
BD	0.287	0.284	1.504	0.424			0.280	0.422	36.222	1.167
BD ²			-1.073	-0.339						
BRR	0.991	1.308	56.001	1.416			0.734	1.054	43.574	0.723
BRR ²			-49.780	-1.406						
UDNET	0.339	0.168	-28.990	-0.907			0.457	0.434	59.515	0.632
UDNET ²			39.557	0.800						
BD*BRR									-45.131	-1.182
BD*UDNET									-17.615	-1.062
BRR*UDNET									-77.353	-0.616
LDS	0.198	0.090	-1.942	-1.288	0.602	0.262			-1.493	-1.020
RG	-0.456	-0.943	-0.147	-0.230	-0.412	-1.192			-0.267	-0.404
RIRL	-0.922	-0.239	-0.695	-0.195	-0.827	-0.325			-1.027	-0.269
TFPHPC	-0.956	-0.708	1.932	0.630	-0.464	-0.410			1.629	0.676
TTS	1.109	1.317	1.223	1.175	0.929	2.001			1.381	1.178
n	33		33		33		35		33	
R ²	0.965		0.971		0.963		0.968		0.969	
Adj. R ²	0.949		0.952		0.953		0.963		0.948	
ADF-Test	-4.640		-4.641		-4.661		-4.122		-4.623	

Für die Job-Creation Kurve zeigt sich ebenfalls, dass die Performance der makroökonomischen Variablen verhältnismäßig gering ist, wie der Tabelle 4.1.35 zu entnehmen ist. Lediglich in der Spezifikation EQ13 sind signifikante Effekte des realen Zinses und des realen BIP Wachstums festzustellen. Die Arbeitsproduktivität weist darüber hinaus noch in den Gleichungen EQ12 und EQ15 einen signifikanten Einfluss auf.

Tabelle 4.1.35: Job-Creation Kurve für Niederlande

	EQ11		EQ12		EQ13		EQ14		EQ15	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	4.395	1.285	-13.371	-0.814	-0.509	-0.986	-3.468	-1.936	-264.872	-2.732
BD	-5.400	-3.516	-31.427	-2.702			-7.441	-4.302	232.362	3.169
BD ²			27.176	2.375						
BRR	-4.572	-1.391	200.804	2.606			5.083	2.300	349.148	2.561
BRR ²			-174.937	-2.510						
UDNET	0.605	0.099	-224.340	-3.727			7.779	2.032	557.962	2.706
UDNET ²			343.489	3.561						
BD*BRR									-269.302	-2.920
BD*UDNET									-170.472	-3.993
BRR*UDNET									-694.031	-2.432
LDS	19.675	1.208	8.809	0.558	20.061	1.129			10.218	0.674
RG	3.989	1.431	2.652	1.263	7.438	3.113			2.777	1.155
RIRL	-11.091	-0.866	-5.948	-0.527	-36.804	-4.087			-8.577	-0.844
TFPHPC	6.259	0.497	18.593	2.406	-5.422	-0.439			24.439	2.638
TTS	-3.849	-0.937	1.091	0.218	-1.407	-0.502			2.673	0.482
n	33		33		33		36		33	
R ²	0.780		0.874		0.675		0.760		0.885	
Adj. R ²	0.707		0.808		0.615		0.737		0.825	
ADF-Test	-3.372		-4.762		-3.493		-4.432		-4.742	

Ein signifikant negativer Effekt auf die Schaffung neuer Stellen geht in der Spezifikation EQ11 von der Bezugsdauer der Lohnersatzleistung aus. Die übrigen Institutionen zeigen hier keinen statistischen Zusammenhang. In der Spezifikation EQ14 wird ein positiver Einfluss dieser zwei Arbeitsmarktinstitutionen geschätzt, was jedoch aus bereits diskutierten Gründen keine nähere Beachtung findet. Die Arbeitsmarktinstitutionen der Spezifikationen EQ12 und EQ15 leiden zudem unter extremer Multikollinearität.

Die zusätzliche Berücksichtigung der verzögerten Endogenen zeigt auch für die Job-Creation Kurve der Niederlande Wirkung, wie die Ergebnisse in der Tabelle 4.1.36 zeigen. Ebenso, wie für die Beveridge-Kurve, wird auch hier eine stabile Pfadabhängigkeit identifiziert. Unter den makroökonomischen Variablen können lediglich die Arbeitsproduktivitätsschocks signifikante Effekte vorweisen.

Tabelle 4.1.36: Job-Creation Kurve für Niederlande mit verzögerter endogener Variable

	EQ16		EQ17		EQ18		EQ19		EQ20	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	3.248	1.718	12.158	1.943	-0.335	-1.735	1.424	1.336	-93.344	-1.447
$\ln(\theta_{t-1})$	0.949	7.251	0.832	8.018	0.902	10.910	0.896	9.098	0.785	7.792
BD	0.665	0.327	-19.230	-2.814			-0.523	-0.431	64.529	1.544
BD ²			19.386	3.128						
BRR	-3.320	-1.691	13.907	0.349			-1.222	-0.868	119.900	1.312
BRR ²			-9.168	-0.260						
UDNET	-4.650	-1.093	-86.149	-1.848			-1.771	-0.754	209.239	1.507
UDNET ²			135.553	1.833						
BD*BRR									-63.787	-1.207
BD*UDNET									-64.959	-2.546
BRR*UDNET									-258.008	-1.322
LDS	-0.300	-0.050	1.423	0.142	0.071	0.014			2.874	0.290
RG	2.560	1.329	1.516	0.970	2.201	1.446			1.891	1.134
RIRL	-4.378	-0.498	-3.316	-0.497	0.648	0.136			-4.660	-0.655
TFPHPC	9.548	1.237	12.050	2.833	8.060	1.022			15.232	2.017
TTS	0.567	0.185	2.843	0.841	-0.389	-0.165			3.208	0.858
n	33		33		33		35		33	
R ²	0.918		0.949		0.911		0.908		0.946	
Adj. R ²	0.886		0.918		0.890		0.895		0.914	
ADF-Test	-4.255		-5.281		-4.105		-5.115		-5.081	

Mit Ausnahme eines schwach signifikanten negativen Effektes der Höhe der Lohnersatzleistung auf die Schaffung neuer Stellen, kann hier kein Einfluss der Arbeitsmarktinstitutionen auf die endogene Variable identifiziert werden.

4.1.10 USA

Die Beveridge-Kurve der USA kann nur in den Gleichungen EQ2 und EQ4 signifikant lokalisiert werden, wie die Tabelle 4.1.37 verdeutlicht. Das reale BIP Wachstum weist durchweg, und in einigen Fällen signifikant, das falsche Vorzeichen auf. Der wesentliche Erklärungsbeitrag der makroökonomischen Variablen kommt von den Arbeitsproduktivitätsschocks.

Die Lohnersatzleistungsvariablen haben in der Spezifikation EQ1 einen signifikant positiven Effekt, der für die Höhe der Lohnersatzleistung auch in Gleichung EQ4 auftritt. Der gewerkschaftliche Organisationsgrad weist nach den vorliegenden Schätzungen keinen Effekt auf die Arbeitslosenrate der USA auf.

Tabelle 4.1.37: Beveridge-Kurve für USA

	EQ1		EQ2		EQ4		EQ4		EQ5	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	-0.091	-0.094	-7.193	-6.806	1.630	1.593	-1.044	-1.780	5.000	0.697
$\ln(v_i)$	-0.153	-0.537	-0.649	-4.324	0.013	0.034	-0.638	-4.285	-0.375	-1.146
BD	2.586	4.954	10.035	0.760			1.230	1.605	-24.931	-1.377
BD ²			-19.844	-0.523						
BRR	3.994	5.803	16.366	2.646			4.271	8.349	-18.527	-0.905
BRR ²			-23.557	-2.198						
UDNET	-0.688	-1.169	34.492	4.875			-0.463	-0.767	-7.572	-0.289
UDNET ²			-81.745	-4.769						
BD*BRR									106.037	2.267
BD*UDNET									6.550	0.129
BRR*UDNET									25.038	0.348
LDS	-2.709	-0.547	-2.943	-0.950	5.880	0.736			1.275	0.316
RG	3.429	2.266	3.121	2.154	3.239	0.891			3.335	3.027
RIRL	0.800	0.771	0.496	0.646	2.702	1.236			3.287	0.905
TFPHPC	-12.421	-2.369	-5.288	-1.853	-20.866	-2.207			-8.579	-1.576
TTS	-5.693	-0.960	1.894	0.509	-9.810	-0.909			0.691	0.097
n	33		33		33		36		33	
R ²	0.905		0.955		0.718		0.802		0.935	
Adj. R ²	0.867		0.927		0.653		0.776		0.897	
ADF-Test	-4.370		-5.286		-3.376		-3.130		-4.877	

Tabelle 4.1.38: Beveridge-Kurve für USA mit verzögerter endogener Variable

	EQ6		EQ7		EQ8		EQ9		EQ10	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	-0.201	-0.437	-1.867	-1.067	0.923	2.511	-1.419	-4.384	-0.506	-0.148
$\ln(u_{t-1})$	0.761	6.731	0.654	3.123	0.832	14.130	0.409	5.003	0.808	4.125
$\ln(v_t)$	0.038	0.257	-0.113	-0.541	0.205	1.315	-0.525	-6.304	0.082	0.344
BD	1.487	3.981	0.557	0.068			1.890	2.700	4.770	0.417
BD ²			3.424	0.150						
BRR	1.268	2.633	5.740	1.070			2.987	5.043	2.931	0.283
BRR ²			-7.668	-0.828						
UDNET	0.904	1.900	9.655	1.022			0.226	0.558	0.224	0.019
UDNET ²			-20.883	-0.903						
BD*BRR									-15.114	-0.391
BD*UDNET									1.209	0.053
BRR*UDNET									2.169	0.070
LDS	-6.288	-1.954	-5.817	-1.746	-3.925	-1.022			-7.325	-1.407
RG	-2.100	-1.373	-1.197	-0.658	-1.900	-1.179			-2.336	-1.111
RIRL	0.129	0.336	0.120	0.262	-1.323	-2.150			0.012	0.007
TFPHPC	-7.364	-2.030	-6.780	-2.095	-11.900	-2.747			-7.717	-1.656
TTS	-6.491	-2.367	-4.926	-1.133	-9.340	-3.338			-7.171	-2.128
n	33		33		33		35		33	
R ²	0.977		0.978		0.963		0.893		0.977	
Adj. R ²	0.966		0.964		0.953		0.875		0.961	
ADF-Test	-6.413		-5.894		-5.376		-6.193		-6.699	

Die Tabelle 4.1.38 zeigt, welche Veränderungen auftreten, wenn die verzögerte endogene Variable berücksichtigt wird. Während auch für die USA eine Pfadabhängigkeit festzustellen ist, bleibt die Beveridge-Kurve, mit Ausnahme von Gleichung EQ9, insignifikant. Für die makroökonomischen Variablen ist festzustellen, dass das reale BIP Wachstum nun das zu erwartende Vorzeichen aufweist, jedoch die *Terms of Trade* Schocks jetzt atheoretische Koeffizientenwerte annehmen. Die Arbeitsproduktivitätsschocks sind weiterhin die wichtigste erklärende Variable, gemessen in Signifikanzniveaus.

Die Lohnersatzleistungsvariablen haben in der Spezifikation EQ6 einen signifikant positiven Einfluss auf die Arbeitslosenrate, der in der Gleichung EQ9 bestätigt wird. Der gewerkschaftliche Organisationsgrad hat in EQ1 lediglich einen schwach signifikanten Einfluss, der in EQ9 nicht bekräftigt werden kann.

Die Tabelle 4.1.39 zeigt die Schätzungen für die Job-Creation Kurve der USA. Die makroökonomischen Effekte lassen sich hinsichtlich des Vorzeichens unterteilen in signifikant und zu erwartend (Arbeitsnachfrageschocks, Zins und Arbeitsproduktivitätsschocks), sowie in signifikant und nicht zu erwartend (reales BIP Wachstum und die *Terms of Trade* Schocks).

Tabelle 4.1.39: Job-Creation Kurve für USA

	EQ11		EQ12		EQ13		EQ14		EQ15	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	-3.312	-6.018	-1.633	-1.005	-3.926	-21.961	-4.065	-5.566	-13.981	-4.147
BD	-1.535	-1.395	-6.132	-0.543			1.788	1.110	28.925	3.003
BD ²			15.104	0.449						
BRR	-3.085	-3.462	-17.557	-1.929			-3.788	-2.313	25.867	2.232
BRR ²			26.045	1.649						
UDNET	1.836	2.386	8.937	0.591			2.184	1.540	39.023	3.087
UDNET ²			-18.162	-0.494						
BD*BRR									-39.265	-0.981
BD*UDNET									-83.025	-3.118
BRR*UDNET									-92.261	-2.431
LDS	17.251	2.568	14.644	1.516	10.633	1.249			17.595	2.316
RG	-8.786	-3.427	-8.990	-2.633	-7.674	-1.801			-9.638	-3.321
RIRL	0.186	0.137	-0.638	-0.453	-3.238	-1.574			-4.305	-1.637
TFPHPC	37.672	11.927	37.880	8.617	40.884	5.947			37.710	10.580
TTS	18.904	3.867	17.620	3.657	19.918	2.529			14.892	2.189
n	33		33		33		36		33	
R ²	0.922		0.928		0.852		0.265		0.933	
Adj. R ²	0.897		0.891		0.824		0.197		0.898	
ADF-Test	-5.322		-5.696		-3.221		-4.382		-5.538	

Während die Bezugsdauer der Lohnersatzleistung keinen signifikanten Einfluss hat, werden für die Höhe der Lohnersatzleistung in den Gleichungen EQ11 und EQ14 signifikant negative Effekte geschätzt. Der gewerkschaftliche Organisationsgrad besitzt in der Gleichung EQ11 einen signifikant positiven Einfluss auf die Schaffung neuer Stellen, der jedoch nicht in der Spezifikation EQ14 bes-

tätigt wird. Für die rein institutionelle Spezifikation (EQ14) fällt zudem auf, dass der Anteil der erklärten Varianz sehr gering ist.

Auch für die US amerikanische Job-Creation Kurve ist eine Pfadabhängigkeit zu erkennen, wie die Tabelle 4.1.40 zeigt. Die Hereinnahme der entsprechenden Variablen, führt überdies dazu, dass das reale BIP Wachstum nun wieder erwartungsgemäße Vorzeichen aufweist. Die Arbeitsnachfrage- und die Arbeitsproduktivitätsschocks sind hier die herausragenden Bestimmungsfaktoren. Die *Terms of Trade* Schocks bleiben indes signifikant positiv in ihrer Wirkung auf die Schaffung neuer Stellen.

Tabelle 4.1.40: Job-Creation Kurve für USA mit verzögerter endogener Variable

	EQ16		EQ17		EQ18		EQ19		EQ20	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	-0.846	-1.457	-1.367	-1.931	-1.728	-5.846	-0.894	-0.983	0.826	0.168
$\ln(\theta_{t-1})$	0.601	6.013	0.638	5.018	0.629	7.624	0.625	5.383	0.666	4.882
BD	-2.031	-3.106	2.285	0.225			-1.094	-0.486	-13.324	-0.968
BD ²			-13.124	-0.444						
BRR	-1.572	-3.084	2.939	0.367			-2.187	-1.649	-5.665	-0.465
BRR ²			-7.946	-0.555						
UDNET	-0.776	-1.101	-3.986	-0.457			0.268	0.247	-0.683	-0.043
UDNET ²			7.733	0.376						
BD*BRR									38.122	1.349
BD*UDNET									8.288	0.235
BRR*UDNET									-7.906	-0.202
LDS	13.773	3.514	14.553	3.073	6.790	1.991			15.181	3.619
RG	2.826	1.202	3.430	1.095	3.573	1.552			3.972	1.184
RIRL	-0.583	-0.789	-0.293	-0.409	0.558	0.668			-0.766	-0.411
TFPHPC	17.787	4.332	16.941	2.956	19.436	4.706			16.005	2.847
TTS	12.627	3.443	13.107	3.451	13.602	3.452			12.087	3.953
n	33		33		33		35		33	
R ²	0.975		0.976		0.964		0.554		0.978	
Adj. R ²	0.965		0.961		0.956		0.495		0.964	
ADF-Test	-6.217		-6.206		-5.250		-4.834		-6.380	

Der gewerkschaftliche Organisationsgrad hat nach den Ergebnissen der Tabelle 4.1.40 keinen signifikanten Einfluss auf die Schaffung neuer Stellen. Die Variablen für die Wirkung der Lohnersatzleistung weisen hingegen in Gleichung EQ16 beide signifikant negative Effekte auf. Die Spezifikation EQ19 bestätigt diese Beobachtung jedoch nicht. Diese Gleichung weist darüber hinaus noch immer ein verhältnismäßig geringes R^2 auf.

4.2 Länderspezifische Analyse mit 2SLS

In diesem Abschnitt sollen Instrumenten-Variablen (IV) Schätzungen unter Verwendung von *Two Stage Least Squares* (2SLS) vorgenommen werden. Sofern im vorherigen Abschnitt 4.1 ein Simultaneitätsbias aufgrund von gegenläufigen Kausalitäten auf die geschätzten Koeffizienten Einfluss genommen hat, kann dieser durch das nachfolgend beschriebene Verfahren eliminiert werden. Dar-

über hinaus ist die Methode geeignet, einen *omitted variable bias* zu korrigieren, sowie die Einflüsse von Multikollinearität zu mildern.

Um die Anzahl der zu schätzenden Gleichungen zu verringern, wird als Basisspezifikation die lineare Version mit verzögerter endogener Variable verwendet (Gleichung (1)). In dem vorherigen Abschnitt hat sich diese hinsichtlich der Konsistenz von Schätzergebnissen als überlegen erwiesen. Sofern die institutionellen Variablen untereinander eine hohe bivariate Korrelation zeigen, wird die Schätzung für eine Untermenge an institutionellen Variablen wiederholt, die diese Eigenschaft nicht mehr aufweist. Dies kann bis zu drei weitere Spezifikationen ergeben. Um den Einfluss der Multikollinearität weiter zu verringern, werden die quadratischen Spezifikationen der Institutionen separat getestet. Der hierdurch theoretisch entstehende *omitted variable bias* wird durch die verwendete Methode korrigiert. Folgende Gleichungen werden also mit 2SLS geschätzt, wobei die Spezifikationen der Gleichung (7) optional sind:

$$y_t = \alpha + \delta y_{t-1} + \lambda \ln v_t + \sum_i \beta_i \tilde{I}_{it} + \sum_j \beta_j M_{jt} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$y_t = \alpha + \delta y_{t-1} + \lambda \ln v_t + \sum_i^{l < L} \beta_i \tilde{I}_{it} + \sum_j \beta_j M_{jt} + \varepsilon_t \quad \text{mit } 1 \leq l < L = 3 \quad (7)$$

$$y_t = \alpha + \delta y_{t-1} + \lambda \ln v_t + \beta_i \tilde{I}_{it} + \phi_i \tilde{I}_{it}^2 + \sum_j \beta_j M_{jt} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Variablenbeschreibung:

- y : In der Beveridge-Kurve die logarithmierte Arbeitslosenrate $\ln(u)$, und in der Job-Creation Kurve die logarithmierte Marktanspannung $\ln(\theta) = \ln(v/u)$.
- $\tilde{I}$: Instrumentalisierte Arbeitsmarktinstitutionen: Bezugsdauer der Lohnersatzleistung BD , Höhe der Lohnersatzleistung BRR und gewerkschaftlicher Organisationsgrad $UDNET$, $i = 1, 2, 3$.
- M : Makroökonomische Variablen: Arbeitsnachfrageschock LDS , reales BIP Wachstum RG , realer Zinssatz $RIRL$, Arbeitsproduktivitätsschocks $TFPHPC$, *Terms of Trade* Schocks TTS ; $j = 1, \dots, 5$.
- Instrumente: $BD, BRR, UDNET, CO, EP, TW$. Die Zeitverzögerung beträgt $t-1$ oder $t-2$.
- Parameterrestriktionen: Für die Job-Creation Kurve gilt $\lambda = 0$.

Die Wahl der Instrumente entspricht der typischen Vorgehensweise bei Zeitreihendaten, wonach eine endogene erklärende Variable durch ihre Realisation aus einer Vorperiode instrumentiert wer-

den kann. Das gesamte Set an Instrumenten beinhaltet neben den drei hier zu analysierenden Institutionen zusätzlich die Variablen Kündigungsschutz, Koordination von Lohnverhandlungen und Steuerkeil. Da die jeweilige endogene erklärende Variable in diesem Fall wenig Variation aufweist, ist eine Instrumentierung durch sich selbst oder durch andere Variablen mit geringer Variation nicht unproblematisch. Die Instrumente müssen neben der Eigenschaft, mit der endogenen erklärenden Variablen korreliert zu sein, auch die Eigenschaft erfüllen, wonach sie nicht mit den Residuen der zweiten Stufe des Schätzers korreliert sind. Um dies zu überprüfen, wird die J-Statistik verwendet. Weist diese auf eine Korrelation eines Instruments mit den Residuen der zweiten Stufe hin, so wird dieses Instrument entfernt und die Schätzung wiederholt. Sollte dies für alle Instrumente zutreffen, wird die zeitliche Verzögerung der Instrumente um eine Periode erweitert. Erst wenn die J-Statistik keinen statistischen Zusammenhang zwischen Instrumenten und Residuen der zweiten Stufe anzeigt, wird die Prozedur beendet. In den jeweiligen nachfolgenden Tabellen werden der Testwert und, zur Erleichterung der Interpretation, die kritischen Werte für das 1% und das 5% Niveau ausgewiesen. Der Test folgt der χ^2 Verteilung. Auf die Ergebnisse wird aufgrund der Vorgehensweise nur eingegangen, wenn kein passendes Set an Instrumenten gefunden werden konnte.

Die makroökonomischen Variablen werden in den nachfolgenden Schätzungen nicht noch einmal besprochen, da ihr qualitativer Einfluss, im Vergleich zu den OLS Schätzungen, weitestgehend unverändert bleibt. Darüber hinaus wird die Darstellung der Schätzergebnisse nun nicht mehr länderweise sondern nach Job-Creation und Job-Destruction getrennt vorgenommen.

Hinsichtlich der Schätzergebnisse sind eine Reihe von Anmerkungen vorab vorzunehmen:

1. Wie bereits am Anfang des Kapitels erläutert, ist der funktionelle Zusammenhang zwischen Institutionen und abhängiger Variable nicht bekannt. Im theoretischen Teil ist darüber hinaus verdeutlicht worden, dass selbst ein quadratischer Kurvenverlauf U-förmig oder umgekehrt U-förmig sein kann. Da Multikollinearität zu plötzlichen Vorzeichenwechseln führen kann, ist per se nicht klar, ob der Kurvenverlauf „richtig herum“ geschätzt wurde. Dieses Problem kann erst unter Verwendung eines Paneldatensatzes reduziert werden.
2. Länderspezifische signifikante lineare Zusammenhänge schließen einen nicht-linearen Zusammenhang nicht aus, auch wenn sich dieser als nicht signifikant herausstellt. Darüber hinaus ist zu erwarten, dass auf Panelebene ein nicht-linearer Zusammenhang identifiziert werden kann, auch wenn auf Länderebene allenfalls ein linearer Zusammenhang bestätigt wird. Die länderspezifischen Schätzungen sind demnach weder hinreichend noch notwendig für Schlussfolgerungen auf Panelebene. Als bekanntes Beispiel kann hier die Diskussion um die nationalen und die internationale *Environmental Kuznets-Curve* genannt werden.

3. Die Korrektur des Simultanitätsbias ist asymptotisch konsistent. Der verwendete Datensatz erfüllt diese Eigenschaft nicht. Es verbleibt also ein Bias, der erwartungsgemäß kleiner als der durch die Verwendung von OLS entstehende Bias ist.
4. Die Korrektur des *omitted variable bias* ist asymptotisch konsistent. Der verwendete Datensatz erfüllt diese Eigenschaft nicht. Es verbleibt also ein Bias der erwartungsgemäß kleiner als der durch die Verwendung von OLS entstehende Bias ist.
5. Unterschiedliche Kombinationen von Instrumenten führen zu unterschiedlichen Schätzergebnissen. Dies gilt insbesondere bei einer relativ geringen Menge an Beobachtungen.
6. Die Spezifikation der institutionellen Einflüsse ist normiert, sofern die Konstante nicht berücksichtigt wird. Da letztere aber einen Achsenabschnitt unter für alle berücksichtigten Variablen darstellt, würde ihre Verwendung in diesem Fall zu Verzerrungen führen. Die nachfolgenden Interpretationen des Wertebereiches in den quadratischen Spezifikationen implizieren demnach folgendes: Weisen die Institutionen den Wert 0 auf, so ist der Einfluss auf die Arbeitslosenrate auf 1 normiert. Es wird also nicht der Einfluss in Prozentpunkten, sondern der Umfang des Einflusses angegeben!

4.2.1 Beveridge-Kurve

Die Tabelle 4.2.1 zeigt die Ergebnisse für die allgemeine Spezifikation (EQ1) der australischen Beveridge-Kurve. Sowohl das Signifikanzniveau der Lohnersatzleistungsvariablen, als auch deren Größenordnung steigen im Vergleich zur OLS Variante an. Der Koeffizient für die Bezugsdauer von Lohnersatzleistungen ist aufgrund der minimalen Variation dieser Variablen eindeutig überschätzt. Eine Interpretation dieses Wertes ist daher nicht ratsam. Der Koeffizient für den gewerkschaftlichen Organisationsgrad ist, im Unterschied zur OLS Variante, negativ, jedoch nicht signifikant. Die quadratischen Spezifikationen (EQ2 und EQ3) der Höhe der Lohnersatzleistung sowie des gewerkschaftlichen Organisationsgrades deuten auf starke lineare Abhängigkeit hin, da die Koeffizienten insbesondere in der Spezifikation EQ2 zu hohe Werte annehmen. Eine Interpretation bietet sich aufgrund der mangelnden Belastbarkeit der Ergebnisse nicht an. Für den gewerkschaftlichen Organisationsgrad ergeben sich Werte im Bereich 0.64 bis 4.16. Eine quadratische Spezifikation für die Bezugsdauer von Lohnersatzleistungen ist aufgrund perfekter Multikollinearität nicht möglich.

Tabelle 4.2.1: Beveridge-Kurve für Australien mit IV-Schätzer

	EQ1		EQ2		EQ3	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	-80.391	-2.180	-1.862	-2.260	-0.930	-0.297
$\ln(u_{i,t-1})$	0.036	0.177	0.153	0.630	0.777	11.845
$\ln(v_i)$	-0.426	-4.352	-0.345	-4.255	-0.210	-2.285
BD	78.336	2.173				
BD ²						
BRR	9.865	3.241	23.149	2.676		
BRR ²			-39.678	-2.398		
UDNET	-0.535	-0.625			6.125	0.415
UDNET ²					-6.566	-0.379
LDS	1.000	0.372	-1.734	-0.939	-2.028	-0.777
RG	-0.451	-0.351	-0.304	-0.384	-3.034	-2.387
RIRL	1.700	1.744	2.561	2.100	-0.831	-0.879
TFPHPC	7.902	3.240	4.398	2.013	0.494	0.364
TTS	-4.998	-2.082	-0.682	-0.519	-1.204	-0.561
n	27		27		27	
R ²	0.981		0.985		0.975	
adj. R ²	0.969		0.978		0.962	
J-Statistik	0.091		1.224		2.567	
5% level	3.84		5.99		5.99	
1% level	6.63		9.21		9.21	
Instrumente	BD, BRR, UDNET, CO, t-1		BD, BRR, UDNET, CO, t-1		BD, BRR, UDNET, CO, t-1	

Spezifikation mit BD² aufgrund von perfekter Multikollinearität nicht möglich.

Tabelle 4.2.2: Beveridge-Kurve für Belgien mit IV-Schätzer

	EQ4		EQ5		EQ6		EQ7		EQ8		EQ10		EQ11	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	1.204	1.596	1.856	4.918	-0.725	-1.349	-1.342	-4.554	17.102	1.957	-2.911	-1.378	-2.957	-1.477
$\ln(u_{i,t-1})$	0.814	21.855	0.789	14.007	0.831	5.457	0.844	16.894	0.871	15.567	0.930	9.545	0.828	18.740
$\ln(v_i)$	-0.152	-5.878	-0.144	-6.051	-0.079	-1.099	-0.101	-3.411	-0.150	-4.433	-0.172	-2.848	-0.104	-4.214
BD	-1.720	-4.181	-2.000	-4.900					-37.902	-1.864				
BD ²									20.817	1.801				
BRR	-0.956	-3.511			2.045	1.290					13.409	1.299		
BRR ²											-14.595	-1.206		
UDNET	1.719	1.804					3.161	4.883					9.975	1.194
UDNET ²													-7.054	-0.815
LDS	-11.381	-4.679	-12.360	-5.639	-12.564	-3.242	-11.091	-5.874	-7.684	-3.513	-8.159	-1.663	-11.358	-6.281
RG	1.764	2.393	1.228	1.497	-0.473	-0.340	1.064	1.271	-1.889	-1.775	-1.560	-0.976	1.178	1.301
RIRL	-1.123	-1.628	-0.223	-0.261	-0.057	-0.026	-1.440	-2.227	-0.798	-1.208	-2.754	-1.647	-1.251	-1.971
TFPHPC	-3.552	-3.630	-4.475	-3.397	-3.087	-0.750	-2.376	-1.966	0.573	0.272	1.201	0.377	-2.802	-2.119
TTS	0.414	0.921	0.426	1.048	-0.101	-0.198	0.051	0.119	-0.125	-0.322	-0.358	-0.618	0.097	0.222
n	33		33		33		33		33		33.000		33.000	
R ²	0.994		0.993		0.984		0.991		0.990		0.981		0.992	
adj. R ²	0.991		0.991		0.979		0.988		0.986		0.973		0.989	
J-Statistik	1.909		5.578		5.264		4.256		0.821		0.774		4.283	
5% level	3.84		7.81		7.81		7.81		5.99		3.84		5.99	
1% level	6.63		11.34		11.34		11.34		9.21		6.63		9.21	
Instrumente	BD, BRR, UDNET, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, TW, t-2		BD, UDNET, TW, t-2		BD, BRR, UDNET, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, EP, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, TW, t-1	

Die institutionellen Einflüsse in der allgemeinen Spezifikation (EQ4) für die belgische Beveridge-Kurve (Tabelle 4.2.2) entsprechen in etwa denen, der OLS Schätzung. Aufgrund der starken linearen Abhängigkeit dieser drei Variablen werden die Einflüsse zusätzlich separat geschätzt (EQ5 bis EQ7). Während für die Bezugsdauer der Lohnersatzleistung sowie für den gewerkschaftlichen Or-

ganisationsgrad die Vorzeichen signifikant bestätigt werden, ergibt sich für die Höhe der Lohnersatzleistung nun ein positiver Effekt, der allerdings nicht signifikant ist. Die quadratischen Spezifikationen weisen zu hohe Parameterwerte auf. Eine inhaltliche Interpretation ist daher auch für Belgien auf verlässlichem Niveau nicht möglich.

Die Ergebnisse der OLS Schätzungen für die dänische Beveridge-Kurve werden in der Tabelle 4.2.3 nicht bestätigt. In der Gleichung EQ12 ist keine der institutionellen Variablen mehr signifikant. Aufgrund einer starken Korrelation zwischen der Höhe der Lohnersatzleistung auf der einen Seite, und der gewerkschaftlichen Organisation auf der anderen Seite werden diese Institutionen erneut getrennt in die Schätzung aufgenommen (EQ13 und EQ14). Auch in diesen Gleichungen bestätigt sich, dass der Einfluss der Institutionen in der linearen Spezifikation nicht signifikant ist. Die quadratischen Spezifikationen weisen größtenteils zu hohe Parameterwerte auf. Für die Bezugsdauer von Lohnersatzleistungen ergibt sich ein Wert von 1 bei einer relativ kurzen Bezugsdauer und 0.15 bei einer Bezugsdauer von fünf Jahren. Der konvexe Kurvenverlauf ist jedoch nicht signifikant und daher für spätere inhaltliche Argumentationen nicht geeignet. Eine Interpretation der Gleichungen EQ16 und EQ17 ist aufgrund eines unrealistischen Wertebereiches nicht ratsam.

Tabelle 4.2.3: Beveridge-Kurve für Dänemark mit IV-Schätzer

	EQ12		EQ13		EQ14		EQ15		EQ16		EQ17	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	-1.249	-0.465	-1.351	-0.476	-1.572	-0.853	2.102	0.298	-2.960	-1.404	-14.736	-2.196
$\ln(u_{t-i})$	0.474	1.064	0.685	2.255	0.461	1.117	0.772	4.896	0.759	3.537	0.687	2.703
$\ln(v_t)$	-0.120	-0.760	-0.128	-1.013	-0.112	-0.905	-0.149	-1.334	-0.168	-1.974	-0.155	-1.633
BD	0.765	0.973	0.336	0.846	0.735	1.120	-5.260	-0.304				
BD^2							3.405	0.322				
BRR	3.402	0.721			3.076	0.796			11.283	1.481		
BRR^2									-10.067	-1.603		
UDNET	-0.813	-0.151	2.063	0.417							41.767	2.282
$UDNET^2$											-28.850	-2.334
LDS	-2.162	-0.543	-2.019	-0.492	-1.989	-0.508	-2.907	-0.636	-3.702	-0.978	-4.607	-1.300
RG	-0.019	-0.036	-0.164	-0.392	-0.045	-0.118	-0.061	-0.170	0.156	0.566	0.311	0.929
RIRL	-2.380	-0.516	-2.942	-0.657	-2.649	-0.723	-1.794	-0.484	-1.457	-0.461	-1.505	-0.466
TFPHPC	-3.059	-0.912	-5.581	-2.200	-3.316	-0.984	-5.638	-2.199	-6.735	-2.466	-5.384	-2.771
TTS	-0.383	-0.100	1.413	0.404	-0.280	-0.081	1.487	0.383	1.325	0.385	1.054	0.332
n	26		26		26		26		26		26	
R^2	0.926		0.932		0.930		0.921		0.946		0.957	
adj. R^2	0.877		0.894		0.891		0.877		0.916		0.933	
J-Statistik	0.380		0.534		0.306		0.555		1.679		3.248	
5% level	7.81		9.49		9.49		9.49		9.49		9.49	
1% level	11.34		13.28		13.28		13.28		13.28		13.28	
Instrumente	BD, BRR, UDNET, CO, EP, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, CO, EP, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, CO, EP, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, CO, EP, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, CO, EP, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, CO, EP, TW, t-1	

Die Tabelle 4.2.4 zeigt die IV Schätzungen der Beveridge-Kurve für Deutschland. Der signifikant positive Einfluss der Bezugsdauer von Lohnersatzleistungen, der bereits in den OLS Schätzungen identifiziert wurde, wird bestätigt (EQ18). Auch der negative Einfluss der Höhe der Lohnersatzleis-

tung bestätigt sich hier, und das Signifikanzniveau ist nun, im Unterschied zur OLS Variante, annähernd akzeptabel. Der gewerkschaftliche Organisationsgrad hat in der linearen Spezifikation keinen Einfluss. Die Größenordnungen der Parameter in den quadratischen Spezifikationen (EQ19 bis EQ21) deuten für Deutschland in noch höherem Maße auf nahezu perfekte Multikollinearität hin. Eine Interpretation möglicher Kurvenverläufe ist daher auch in diesem Fall nicht sinnvoll, da die Kurvenverläufe in unrealistischen Wertebereichen liegen.

Tabelle 4.2.4: Beveridge-Kurve für Deutschland mit IV-Schätzer

	EQ18		EQ19		EQ20		EQ21	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	-1.184	-0.397	-154.727	-1.004	-38.697	-2.121	14.310	0.490
$\ln(u_{t-1})$	0.596	6.866	0.673	6.221	0.607	6.954	0.711	5.619
$\ln(v_t)$	0.027	0.152	0.012	0.077	-0.200	-1.246	-0.378	-1.354
BD	9.596	2.577	509.493	0.984				
BD^2			-417.719	-0.962				
BRR	-12.418	-1.888			210.907	2.278		
BRR^2					-283.283	-2.408		
UDNET	1.684	0.371					-84.101	-0.452
$UDNET^2$							127.050	0.433
LDS	-42.505	-3.706	-42.394	-2.940	-33.633	-2.886	-32.963	-2.100
RG	-0.951	-0.860	-2.078	-1.111	-2.027	-1.317	-2.888	-1.253
RIRL	5.227	1.232	1.055	0.142	3.677	0.765	0.245	0.032
TFPHPC	-0.369	-0.075	-0.602	-0.091	0.751	0.146	4.319	0.652
TTS	0.816	0.196	0.608	0.148	1.803	0.474	2.132	0.297
n	33		33		33		33	
R^2	0.961		0.937		0.955		0.940	
adj. R^2	0.944		0.913		0.937		0.916	
J-Statistik	2.691		1.479		3.504		0.748	
5% level	5.99		5.99		7.81		3.84	
1% level	9.21		9.21		11.34		6.63	
Instrumente	BD, BRR, UDNET, EP, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, EP, TW, t-1		BD, UDNET, TW, t-1	

Die IV Schätzungen für die finnische Beveridge-Kurve sind in der Tabelle 4.2.5 aufgeführt. Die allgemeine Spezifikation (EQ22) deutet zunächst, wie die OLS Variante, auf keinen linearen Zusammenhang zwischen den Institutionen und der Arbeitslosenrate hin. Die zwei nachfolgenden Schätzungen zeigen jedoch ein verändertes Bild, wenn die starke Korrelation zwischen dem gewerkschaftlichen Organisationsgrad und den Lohnersatzleistungsvariablen berücksichtigt wird. Nun sind sowohl Höhe der Lohnersatzleistung als auch gewerkschaftlicher Organisationsgrad signifikant positiv in ihrer Wirkung.

Die quadratischen Spezifikationen der dänischen Lohnersatzleistungsvariablen sind hinsichtlich der Größenordnung der Parameter interpretierbar. Der umgekehrt U-förmige Verlauf der Bezugsdauervariablen weist Werte zwischen 1 und 1.16 auf. Für die Höhe der Lohnersatzleistung ergibt sich ein exponentieller Verlauf, der im Maximum einen Wert von 3.6 annimmt. Da die entsprechenden Koeffizienten aber ein zu geringes Signifikanzniveau aufweisen, ist eine inhaltliche Bewertung der

geschätzten Kurvenverläufe auch hier nicht sinnvoll. Für den gewerkschaftlichen Organisationsgrad ist zwar ein signifikant U-förmiger Zusammenhang geschätzt worden, jedoch führen die Parameter in den Randbereichen zu unrealistischen Werten.

Tabelle 4.2.5: Beveridge-Kurve für Finnland mit IV-Schätzer

	EQ22		EQ22		EQ23		EQ24		EQ25		EQ26	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	-3.284	-1.546	-0.192	-1.465	-1.001	-2.004	0.127	1.039	0.164	0.474	1.472	1.365
$\ln(u_{t-1})$	0.242	0.817	0.704	8.017	0.622	4.115	0.912	10.114	0.845	9.220	0.416	2.433
$\ln(v_t)$	-0.707	-2.882	-0.258	-1.898	-0.341	-1.914	-0.113	-0.772	-0.120	-0.674	-0.208	-0.907
BD	-1.283	-0.962	0.266	1.332			0.547	0.822				
BD ²							-0.494	-0.526				
BRR	-0.962	-0.511	1.226	3.287					-0.011	-0.006		
BRR ²									1.306	0.590		
UDNET	7.734	1.371			2.194	2.499					-7.432	-2.235
UDNET ²											9.348	3.259
LDS	-6.159	-2.479	-4.215	-1.521	-5.703	-2.029	-4.733	-1.296	-3.796	-1.323	-6.273	-2.391
RG	-0.466	-0.232	-1.469	-0.853	-1.135	-0.756	-3.139	-1.783	-2.861	-2.162	1.961	1.134
RIRL	-3.721	-1.448	-1.076	-1.511	-0.933	-1.262	-1.128	-1.214	-2.236	-3.982	-1.551	-2.232
TFPHPC	-0.683	-0.226	-4.731	-1.172	-3.833	-1.016	-3.971	-0.962	-4.703	-1.086	-8.559	-1.801
TTS	-1.899	-1.240	-0.327	-0.149	-1.617	-0.813	-2.762	-1.296	-1.836	-0.837	-1.335	-0.523
n	33		33		33		33		33		33	
R ²	0.955		0.967		0.965		0.957		0.961		0.964	
adj. R ²	0.934		0.954		0.953		0.941		0.946		0.950	
J-Statistik	1.062		2.969		3.620		5.819		5.818		2.222	
5% level	5.99		7.81		9.49		7.81		7.81		7.81	
1% level	9.21		11.34		13.28		11.34		11.34		11.34	
Instrumente	BD, BRR, UDNET, EP, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, EP, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, EP, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, EP, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, EP, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, EP, TW, t-1	

Tabelle 4.2.6: Beveridge-Kurve für Frankreich mit IV-Schätzer

	EQ27		EQ28		EQ29		EQ30		EQ31		EQ32	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	0.619	0.799	0.468	1.136	0.049	0.216	0.367	1.687	-2.835	-0.260	0.034	0.154
$\ln(u_{t-1})$	1.044	10.100	1.052	12.077	1.065	10.831	1.022	22.158	0.914	5.838	1.065	16.879
$\ln(v_t)$	-0.007	-0.110	-0.010	-0.177	-0.014	-0.227	-0.021	-0.343	0.061	0.793	-0.070	-0.993
BD	-0.785	-0.679	-0.582	-1.445			-1.645	-0.904				
BD ²							1.494	0.695				
BRR	-0.423	-0.404	-0.498	-0.590	-0.646	-0.692			10.659	0.279		
BRR ²									-9.070	-0.278		
UDNET	-0.668	-0.198			1.747	1.398					-5.168	-1.086
UDNET ²											24.116	1.295
LDS	-6.965	-1.677	-6.765	-1.806	-6.163	-1.606	-6.771	-1.908	-5.946	-2.125	-6.100	-1.606
RG	-0.608	-1.386	-0.668	-2.749	-0.815	-2.586	-0.544	-2.275	-0.530	-1.575	-0.740	-1.836
RIRL	0.004	0.004	0.025	0.023	0.050	0.044	0.385	0.286	0.266	0.110	0.499	0.394
TFPHPC	-3.202	-2.363	-3.214	-2.412	-3.348	-2.491	-2.952	-2.010	-4.447	-2.861	-2.535	-1.699
TTS	0.683	0.432	0.820	0.671	1.149	0.792	0.485	0.582	0.039	0.019	0.824	1.211
n	33		33		33		33		33		33	
R ²	0.991		0.991		0.991		0.992		0.992		0.991	
adj. R ²	0.988		0.988		0.987		0.989		0.988		0.988	
J-Statistik	0.327		0.424		0.855		0.417		3.653		0.602	
5% level	5.99		7.81		7.81		7.81		7.81		7.81	
1% level	9.21		11.34		11.34		11.34		11.34		11.34	
Instrumente	BD, BRR, UDNET, CO, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, CO, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, CO, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, CO, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, CO, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, CO, TW, t-1	

Die Schätzergebnisse für die Gleichung EQ27 in der Tabelle 4.2.6 zeigt, dass auch die IV Schätzungen keinen eindeutigen Einfluss der institutionellen Variablen auf die Arbeitslosigkeit in Frankreich identifizieren können. Unter Berücksichtigung der Korrelationsmuster ändert sich das Bild nicht grundsätzlich (EQ28 und EQ29). Auffällig ist indes, dass der Einfluss des gewerkschaftlichen Organisationsgrades nun positiv ist. Signifikante Einflüsse lassen sich aber auch hier nicht feststellen. Auch die quadratischen Spezifikationen lassen keine belastbare Interpretation zu. In Gleichung EQ30 ist das Signifikanzniveau zu gering, und in den Gleichungen EQ31 und EQ32 ist die Größenordnung der betreffenden Parameter zu hoch. Für die Bezugsdauer ergibt sich ein U-förmiger Verlauf, der Werte zwischen 1 und 0.63 annimmt.

Die Tabelle 4.2.7 zeigt, dass die IV Schätzungen für Großbritannien die OLS Schätzungen in der Gleichung EQ33 qualitativ bestätigen. Der gewerkschaftliche Organisationsgrad steht demnach in einem linearen Zusammenhang mit der Arbeitslosenrate. Auch die quadratischen Spezifikationen für Großbritannien erlauben keine belastbare Schlussfolgerung (EQ34 bis EQ36), da in allen drei Gleichungen das Signifikanzniveau zu gering ist. Hinsichtlich der Wertebereiche ergibt sich für die Bezugsdauer ein annähernd konvexer Verlauf im Intervall 1 und 0.11 und für die Höhe der Lohnersatzleistung ein umgekehrt U-förmiger Verlauf im Bereich 1.45 und 0.28. Der Einfluss des gewerkschaftlichen Organisationsgrades ist umgekehrt U-förmig und befindet sich zwischen 1 und 2.95.

Tabelle 4.2.7: Beveridge-Kurve für Großbritannien mit IV-Schätzer

	EQ33		EQ34		EQ35		EQ36	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	1.004	1.028	2.167	0.800	-0.253	-0.318	-0.948	-1.109
$\ln(u_{t-1})$	0.741	6.376	0.940	15.081	0.914	23.802	0.903	14.113
$\ln(v_t)$	-0.415	-4.376	-0.406	-5.495	-0.430	-5.184	-0.436	-5.039
BD	-0.733	-0.928	-6.069	-0.717				
BD ²			4.262	0.673				
BRR	-2.278	-1.374			2.340	0.402		
BRR ²					-3.614	-0.350		
UDNET	0.961	2.449					4.189	1.167
UDNET ²							-4.047	-1.034
LDS	-5.089	-1.727	-4.944	-2.579	-4.635	-2.984	-4.136	-3.045
RG	0.838	0.255	-2.527	-1.017	-2.359	-1.818	-2.064	-1.516
RIRL	-0.490	-0.407	-0.335	-0.290	-1.022	-1.028	-0.959	-0.802
TFPHPC	-1.790	-0.386	1.253	0.435	1.957	0.804	1.260	0.524
TTS	-0.031	-0.044	-0.720	-0.575	0.147	0.194	0.327	0.537
n	33		33		33		33	
R ²	0.985		0.982		0.983		0.984	
adj. R ²	0.978		0.975		0.976		0.978	
J-Statistik	0.084		2.247		3.032		2.026	
5% level	7.81		9.49		9.49		9.49	
1% level	11.34		13.28		13.28		13.28	
Instrumente	BD, BRR, UDNET, CO, EP, BD, BRR, UDNET, CO, EP, BD, BRR, UDNET, CO, EP, BD, BRR, UDNET, CO, EP, TW, t-1							

In der Tabelle 4.2.8 sind die Ergebnisse der IV Schätzungen für Kanada aufgeführt. Die Gleichung EQ37 bestätigt die Ergebnisse der OLS Schätzung für die institutionellen Einflüsse in qualitativer Hinsicht. Einzig der gewerkschaftliche Organisationsgrad weist einen linearen signifikanten Einfluss auf die Arbeitslosenrate auf. Aufgrund hoher linearer Abhängigkeiten zwischen den drei institutionellen Variablen, werden diese in den Gleichungen EQ38 bis EQ40 einzeln berücksichtigt. Für den gewerkschaftlichen Organisationsgrad bestätigt sich der positive Einfluss und für die Höhe der Lohnersatzleistung wird nun ebenfalls ein signifikant positiver Effekt auf die Arbeitslosenrate geschätzt. Die nachfolgenden drei quadratischen Spezifikationen (EQ41 bis EQ43) führen nicht zu belastbaren Ergebnissen. Auffällig ist, dass für den gewerkschaftlichen Organisationsgrad ein exponentiell ansteigender Effekt geschätzt wird

Tabelle 4.2.8: Beveridge-Kurve für Kanada mit IV-Schätzer

	EQ37		EQ38		EQ39		EQ40		EQ41		EQ42		EQ43	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	-0.750	-1.351	0.466	1.699	0.222	2.282	-0.228	-1.472	-2.392	-0.894	-1.308	-1.716	-0.078	-0.049
ln(u _{t-1})	0.574	5.873	0.860	9.385	0.624	6.446	0.594	6.961	0.302	0.802	0.542	6.088	0.586	4.083
ln(v _t)	-0.151	-1.443	0.043	0.414	-0.007	-0.080	-0.094	-0.959	-0.286	-0.988	-0.065	-0.762	-0.096	-0.831
BD	1.080	0.887	-0.312	-0.461					32.179	1.184				
BD ²									-64.049	-1.221				
BRR	0.812	0.757			1.040	3.116					7.873	2.499		
BRR ²											-6.733	-2.134		
UDNET	2.903	2.890					3.228	4.244					2.288	0.231
UDNET ²													1.574	0.091
LDS	-0.665	-0.107	-4.618	-1.165	-1.659	-0.426	-3.787	-1.309	3.835	0.595	-2.096	-0.592	-3.781	-1.261
RG	-1.678	-1.835	-2.124	-2.463	-1.661	-2.478	-1.254	-2.846	-1.534	-1.664	-1.331	-2.047	-1.239	-3.279
RIRL	-0.832	-1.098	-0.198	-0.137	1.124	1.289	-0.343	-0.668	-0.506	-0.253	0.988	1.202	-0.356	-0.581
TFPHPC	-1.233	-0.428	-4.682	-1.637	-4.307	-1.758	-2.454	-1.175	0.585	0.117	-3.525	-1.666	-2.389	-0.877
TTS	2.205	1.616	1.860	1.184	2.462	1.977	1.789	1.515	2.540	1.637	1.742	1.542	1.813	1.587
n	33		33		33		33		33		33		33	
R ²	0.979		0.969		0.978		0.979		0.951		0.979		0.978	
adj. R ²	0.970		0.959		0.970		0.972		0.932		0.971		0.970	
J-Statistik	0.000		4.355		4.731		1.098		3.603		3.158		1.013	
5% level	3.84		7.81		7.81		7.81		5.99		5.99		5.99	
1% level	6.63		11.34		11.34		11.34		9.21		9.21		9.21	
Instrumente	BD, BRR, UDNET, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, TW, t-2		BD, BRR, UDNET, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, TW, t-1	

Die IV Schätzungen für die niederländische Beveridge-Kurve sind in der Tabelle 4.2.9 zusammengefasst. Während die qualitativen OLS Ergebnisse für die Bezugsdauer von Lohnersatzleistungen und den gewerkschaftlichen Organisationsgrad in Gleichung EQ44 bestätigt werden, ist der Einfluss der Höhe der Lohnersatzleistung nun signifikant positiv. Für die quadratische Spezifikation EQ45 muss das Ergebnis für die Bezugsdauer ernst genommen werden. Der Wertebereich des umgekehrt U-förmigen Verlaufs liegt signifikant zwischen 1 und 3.3. Die übrigen Gleichungen EQ46 und EQ47 sind hinsichtlich des Wertebereiches nicht interpretierbar.

Tabelle 4.2.9: Beveridge-Kurve für die Niederlande mit IV-Schätzer

	EQ44		EQ45		EQ46		EQ47	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	-1.431	-1.129	-0.598	-1.535	-3.527	-1.145	-8.213	-2.833
$\ln(u_{i,t})$	0.746	2.070	0.722	4.804	0.750	7.391	0.682	3.824
$\ln(v_i)$	-0.229	-1.592	-0.235	-2.901	-0.223	-2.359	-0.076	-0.612
BD	-0.016	-0.010	4.375	2.690				
BD ²			-4.013	-3.227				
BRR	2.596	2.398			11.336	1.008		
BRR ²					-7.942	-0.774		
UDNET	0.668	0.237					60.895	3.110
UDNET ²							-100.793	-3.191
LDS	-0.420	-0.207	-0.923	-0.663	-0.638	-0.370	1.545	0.649
RG	-0.647	-1.144	-0.316	-0.742	-0.613	-1.502	-0.790	-1.317
RIRL	-1.005	-0.227	-0.730	-0.289	-0.818	-0.268	-1.352	-0.320
TFPHPC	-1.753	-0.935	-1.058	-1.198	-1.490	-1.838	-2.768	-1.262
TTS	1.243	0.990	1.115	1.966	1.098	1.739	-0.521	-0.555
n	33		33		33		33	
R ²	0.962		0.968		0.964		0.940	
adj. R ²	0.945		0.956		0.949		0.916	
J-Statistik	0.684		3.959		0.713		0.339	
5% level	5.99		9.49		7.81		7.81	
1% level	9.21		13.28		11.34		11.34	
Instrumente	BD, BRR, UDNET, EP, TW, BD, BRR, UDNET, EP, TW, BD, BRR, UDNET, EP, TW, BD, BRR, UDNET, EP, TW, t-1							

Tabelle 4.2.10: Beveridge-Kurve für die USA mit IV-Schätzer

	EQ48		EQ49		EQ50		EQ51	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	-0.587	-1.206	5.749	1.816	-0.447	-0.219	6.163	2.501
$\ln(u_{i,t})$	0.704	4.402	1.103	5.193	0.615	3.353	1.332	7.616
$\ln(v_i)$	-0.020	-0.127	0.320	1.017	0.075	0.322	0.803	3.025
BD	2.251	4.848	-59.171	-1.477				
BD ²			170.019	1.495				
BRR	1.852	2.218			8.848	0.695		
BRR ²					-13.685	-0.631		
UDNET	1.054	1.880					-48.486	-2.251
UDNET ²							120.280	2.298
LDS	-7.230	-2.476	-7.881	-1.007	-2.754	-0.712	-7.002	-1.829
RG	-1.802	-1.125	-0.840	-0.839	-0.353	-0.188	-5.630	-2.041
RIRL	0.531	1.160	-2.423	-2.238	-0.735	-1.379	1.592	1.795
TFPHPC	-6.174	-1.847	-17.706	-4.339	-11.788	-3.672	-12.388	-1.860
TTS	-5.725	-1.878	-19.321	-2.123	-7.234	-2.055	-14.904	-2.592
n	33		33		33		33	
R ²	0.974		0.832		0.965		0.918	
adj. R ²	0.962		0.766		0.951		0.885	
J-Statistik	0.646		0.281		0.735		1.929	
5% level	3.84		5.99		5.99		5.99	
1% level	6.63		9.21		9.21		9.21	
Instrumente	BD, BRR, UDNET, TW, t-1 BD, BRR, UDNET, TW, t-1 BD, BRR, UDNET, TW, t-2 BD, BRR, UDNET, TW, t-1							

Die Tabelle 4.2.10 enthält die Schätzergebnisse für die US amerikanische Beveridge-Kurve unter Verwendung eines IV Schätzers. Auch für die USA werden die OLS Schätzungen in der Gleichung EQ48 qualitativ bestätigt. Alle drei institutionellen Variablen haben demnach einen linearen signifikanten Einfluss auf die Arbeitslosenrate. Die quadratischen Spezifikationen der Gleichungen EQ49

bis EQ51 sind, entweder aufgrund eines unrealistischen Wertebereiches oder aufgrund fehlender Signifikanz, nicht belastbar. Für die Höhe der Lohnersatzleistung ist zumindest der Wertebereich des umgekehrt U-förmigen Verlaufes mit 0 bis 4.1 interpretierbar.

4.2.2 Job-Creation Kurve

Die Tabelle 4.2.11 zeigt die Schätzungen für die australische Job-Creation Kurve unter Verwendung eines IV Schätzers. Die Ergebnisse der linearen Spezifikation (EQ52) unterscheiden sich deutlich von denen der OLS Variante. So weist jetzt die Bezugsdauer von Lohnersatzleistungen einen negativen, jedoch nicht signifikanten Einfluss auf. Die Höhe der Lohnersatzleistung hat jetzt einen annähernd signifikant negativen Einfluss auf die Schaffung neuer Stellen, und der Einfluss des gewerkschaftlichen Organisationsgrades ist nun nicht mehr signifikant. Die Spezifikationen EQ53 und EQ54 zeigen, dass die quadratischen Schätzungen für die institutionellen Variablen nicht interpretierbar sind. Auch für die Job-Creation Kurve kann keine quadratische Spezifikation für die Bezugsdauer von Lohnersatzleistungen geschätzt werden.

Tabelle 4.2.11: Job-Creation Kurve für Australien mit IV-Schätzer

	EQ52		EQ53		EQ54	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	165.666	1.376	3.124	1.252	-7.121	-0.492
$\ln(\theta_{-1})$	0.527	2.958	0.554	2.566	0.745	5.132
BD	-161.932	-1.369				
BD ²						
BRR	-9.988	-1.869	-35.440	-1.474		
BRR ²			73.538	1.414		
UDNET	1.251	0.424			31.710	0.465
UDNET ²					-38.827	-0.485
LDS	14.429	3.252	17.183	3.760	10.915	2.592
RG	4.958	1.357	4.371	1.926	7.621	3.326
RIRL	-0.095	-0.028	-2.256	-0.603	-0.420	-0.140
TFPHPC	3.009	0.482	7.673	2.016	6.865	1.686
TTS	12.386	1.199	3.664	0.710	6.856	1.166
N	27		27		27	
R ²	0.926		0.953		0.958	
adj. R ²	0.886		0.932		0.940	
J-Statistik	0.003		0.506		1.979	
5% level	3.84		5.99		5.99	
1% level	6.63		9.21		9.21	
Instrumente	BD, BRR, UDNET, CO, t-1		BD, BRR, UDNET, CO, t-1		BD, BRR, UDNET, CO, t-1	

Spezifikation mit BD² aufgrund von perfekter Multikollinearität nicht möglich.

Die IV Schätzergebnisse der Job-Creation Kurve für Belgien sind in der Tabelle 4.2.12 dargestellt. Die Ergebnisse der linearen Spezifikation (EQ55) zeigen, dass die Institutionen keinen signifikanten Einfluss aufweisen. Aufgrund der starken Korrelation zwischen den drei institutionellen Variablen werden diese in den Gleichungen EQ56 bis EQ58 separat berücksichtigt. Auch hier bestätigt sich das Resultat wonach es keinen linearen Zusammenhang zwischen den Institutionen und der Schaffung neuer Stellen gibt. Die quadratischen Spezifikationen in den Gleichungen EQ59 bis EQ61 zei-

gen keine belastbaren Ergebnisse. Alle Kurvenverläufe liegen in einem unrealistischen Wertebereich.

Tabelle 4.2.12: Job-Creation Kurve für Belgien mit IV-Schätzer

	EQ55		EQ56		EQ57		EQ58		EQ59		EQ60		EQ61	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	-8.376	-1.030	-2.605	-2.373	-1.171	-1.714	-1.117	-0.907	23.155	1.133	-8.117	-2.363	3.713	0.585
$\ln(\theta_{t-1})$	0.794	3.627	0.672	4.631	0.655	4.282	0.671	4.334	0.683	4.586	0.578	4.061	0.676	4.072
BD	4.122	0.945	1.186	1.152					-57.969	-1.245				
BD ²									33.635	1.275				
BRR	1.454	0.440			-1.053	-0.743					34.708	2.122		
BRR ²											-42.977	-2.237		
UDNET	5.876	0.812					-1.098	-0.403					-21.894	-0.770
UDNET ²													22.147	0.715
LDS	8.881	0.700	8.389	0.696	6.158	0.497	4.559	0.366	14.875	1.205	15.575	1.331	5.835	0.469
RG	15.004	2.489	12.768	3.246	14.499	2.919	14.599	2.580	8.949	1.638	10.527	2.850	14.508	2.532
RIRL	7.321	1.596	5.783	2.385	4.709	1.548	5.431	2.181	6.395	2.431	-1.639	-0.421	5.592	2.177
TFPHPC	4.598	0.543	7.048	0.968	5.041	0.822	3.758	0.579	11.126	1.366	9.746	1.391	4.613	0.676
TTS	-1.295	-0.387	-1.210	-0.448	-0.473	-0.205	-0.366	-0.147	-1.544	-0.542	-0.190	-0.119	-0.615	-0.227
n	33		33		33		33		33		33		33	
R ²	0.859		0.873		0.874		0.871		0.871		0.907		0.867	
adj. R ²	0.804		0.838		0.838		0.835		0.828		0.876		0.823	
J-Statistik	2.960		3.214		3.319		3.500		1.574		2.728		3.440	
5% level	5.99		9.49		9.49		9.49		7.81		7.81		7.81	
1% level	9.21		13.28		13.28		13.28		11.34		11.34		11.34	
Instrumente	BD, BRR, UDNET, EP, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, EP, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, EP, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, EP, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, EP, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, EP, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, EP, TW, t-1	

Tabelle 4.2.13: Job-Creation Kurve für Dänemark mit IV-Schätzer

	EQ62		EQ63		EQ64		EQ65		EQ66		EQ67	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	11.905	1.839	0.769	0.200	-0.676	-0.361	-4.995	-0.310	2.561	0.149	-0.370	-0.006
$\ln(\theta_{t-1})$	0.578	2.022	0.635	2.772	0.675	3.238	0.676	4.052	0.750	3.074	0.698	4.064
BD	1.474	1.346	0.568	0.579	0.400	0.477	10.211	0.264				
BD ²							-5.982	-0.256				
BRR	16.950	2.483			-0.928	-0.212			-12.041	-0.185		
BRR ²									11.420	0.183		
UDNET	-34.192	-2.240	-3.287	-0.435							-0.254	-0.001
UDNET ²											-0.481	-0.004
LDS	6.174	0.580	17.361	2.269	18.654	2.251	19.308	2.199	16.783	2.033	16.284	1.398
RG	3.020	4.103	1.989	2.082	1.936	1.979	1.846	1.591	2.198	2.018	2.213	1.851
RIRL	6.246	0.450	-4.635	-0.404	-6.752	-0.773	-7.947	-1.104	-9.089	-0.901	-7.019	-0.602
TFPHPC	31.029	3.296	21.215	2.422	21.233	1.962	22.062	2.423	23.950	1.338	21.682	2.376
TTS	-7.775	-1.159	-0.447	-0.065	0.351	0.058	0.524	0.090	-0.363	-0.049	-0.152	-0.021
n	25		25		25		25		25		25	
R ²	0.882		0.864		0.854		0.852		0.846		0.854	
adj. R ²	0.811		0.796		0.781		0.778		0.769		0.781	
J-Statistik	0.534		0.084		0.083		0.115		0.138		0.161	
5% level	5.99		5.99		7.81		7.81		5.99		5.99	
1% level	9.21		9.21		11.34		11.34		9.21		9.21	
Instrumente	BD, BRR, UDNET, EP, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, EP, t-1		BD, BRR, UDNET, EP, t-1		BD, BRR, UDNET, EP, t-1		BD, BRR, UDNET, EP, t-1		BD, BRR, UDNET, EP, t-1	

Der Tabelle 4.2.13 sind die IV Schätzungen der dänischen Job-Creation Kurve zu entnehmen. Die Gleichung EQ62 zeigt, dass die Bezugsdauer der Lohnersatzleistung nach wie vor keinen signifi-

kanten Einfluss aufweist. Im Unterschied zu den OLS Ergebnissen hat jetzt aber die Höhe der Lohnersatzleistung einen signifikant positiven und der gewerkschaftliche Organisationsgrad einen signifikant negativen Einfluss auf die abhängige Variable. Die Berücksichtigung von Korrelationen zwischen den Institutionen führt allerdings zu dem Ergebnis, dass nun keine der Institutionen mehr eine signifikante Wirkung hat. Die quadratischen Spezifikationen der Gleichungen EQ65 bis EQ67 sind durchweg nicht signifikant. Der Wertebereich der Höhe der Lohnersatzleistung liegt zwischen 1 und 0.04 und der des gewerkschaftlichen Organisationsgrades zwischen 1 und 0.48. Während ersterer einen deutlich U-förmigen Verlauf aufweist, ist letzterer nahezu linear. Diese Erkenntnisse können aber keine weitere Verwendung finden, da das Signifikanzniveau zu gering ist.

Die Schätzungen der Job-Creation Kurve für Deutschland sind in der Tabelle 4.2.14 aufgeführt. Die IV Schätzungen für die lineare Version (EQ68) bestätigen die qualitativen Ergebnisse der OLS Variante. Demnach weist die Bezugsdauer von Lohnersatzleistungen einen negativen Einfluss auf, während deren Höhe einen signifikant positiven Effekt auf die Schaffung neuer Stellen hat. Der gewerkschaftliche Organisationsgrad hat keinen Einfluss auf die abhängige Variable. Die quadratischen Spezifikationen (EQ69 bis EQ71) weisen indes nicht interpretierbare Werte auf.

Tabelle 4.2.14: Job-Creation Kurve für Deutschland mit IV-Schätzer

	EQ68		EQ69		EQ70		EQ71	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	4.382	0.805	289.835	0.927	105.097	2.395	-47.346	-0.885
$\ln(\theta_{t-1})$	0.543	9.690	0.555	4.590	0.664	9.397	0.778	6.739
BD	-16.790	-2.867	-949.844	-0.904				
BD ²			775.953	0.882				
BRR	18.752	1.930			-551.322	-2.451		
BRR ²					720.763	2.504		
UDNET	-5.314	-0.939					301.783	0.883
UDNET ²							-477.840	-0.888
LDS	54.650	5.427	55.521	3.810	42.706	3.061	44.089	2.184
RG	0.765	0.336	1.731	0.534	3.704	0.936	3.768	0.512
RIRL	-10.415	-2.328	-4.002	-0.369	-11.801	-1.764	-10.804	-0.827
TFPHPC	7.107	1.181	8.223	0.849	9.058	1.098	5.082	0.405
TTS	-0.570	-0.115	0.851	0.146	-1.288	-0.216	1.492	0.104
n	33		33		33		33	
R ²	0.974		0.942		0.959		0.935	
adj. R ²	0.964		0.923		0.945		0.913	
J-Statistik	2.816		0.417		0.919		2.019	
5% level	5.99		5.99		3.84		3.84	
1% level	9.21		9.21		6.63		6.63	
Instrumente	BD, BRR, UDNET, EP, TW, BD, BRR, UDNET, TW, t-1				BRR, UDNET, TW, t-1		BD, UDNET, TW, t-1	

Der Tabelle 4.2.15 sind die Schätzergebnisse der Job-Creation Kurve für Finnland zu entnehmen. Die lineare Spezifikation der IV Schätzungen (EQ72) weist, genau wie die OLS Schätzung, keine signifikanten linearen Zusammenhänge zwischen den institutionellen Variablen und der abhängigen Variablen auf. Die Gleichungen EQ73 und EQ74 sind zusätzlich geschätzt worden, um mögliche

Einflüsse von Multikollinearität eliminieren zu können. Die mangelnde Signifikanz der Einflüsse bleibt jedoch bestehen. Die quadratische Spezifikation der Bezugsdauer von Lohnersatzleistungen (EQ75) zeigt einen konvexen Kurvenverlauf mit dem Wertebereich 1 bis 1.11. Aufgrund der mangelnden statistischen Qualität ist dieses Ergebnis allerdings nicht verwendbar. Die Höhe der Lohnersatzleistung (EQ76) weist einen umgekehrt U-förmigen Verlauf auf, der Werte zwischen 1.55 und 0.07 annimmt. Die Parameter der quadratischen Spezifikation des gewerkschaftlichen Organisationsgrades (EQ77) sind aufgrund der Größenordnung nicht interpretierbar.

Tabelle 4.2.15: Job-Creation Kurve für Finnland mit IV-Schätzer

	EQ72		EQ73		EQ74		EQ75		EQ76		EQ77	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	-1.479	-1.520	-0.502	-3.518	-0.469	-1.884	-0.580	-4.241	-1.010	-3.400	-5.003	-3.407
$\ln(\theta_{t-1})$	0.921	9.720	0.911	11.355	0.923	9.894	0.960	10.311	0.847	12.040	0.642	4.663
BD	-0.568	-0.511	0.317	0.958			0.004	0.004				
BD ²							0.104	0.081				
BRR	-2.340	-1.310	-0.858	-1.427					3.215	1.872		
BRR ²									-5.881	-2.564		
UDNET	3.152	0.935			-0.163	-0.352					17.339	3.119
UDNET ²											-16.591	-3.174
LDS	7.344	1.594	8.324	1.660	9.701	2.055	9.198	1.606	7.947	1.674	9.187	2.202
RG	7.310	1.958	8.082	3.218	7.835	3.676	8.980	3.736	6.639	3.235	1.377	0.376
RIRL	3.052	1.023	4.774	3.374	3.204	2.242	3.714	2.596	4.724	3.862	3.908	2.923
TFPHPC	11.551	2.015	10.620	2.259	10.314	2.535	8.789	2.007	12.478	2.942	17.487	3.262
TTS	4.533	0.971	7.127	1.818	7.914	2.359	8.193	2.504	6.471	1.389	6.508	1.288
n	33		33		33		33		33		33	
R ²	0.954		0.948		0.950		0.948		0.949		0.947	
adj. R ²	0.935		0.931		0.936		0.931		0.932		0.929	
J-Statistik	0.813		2.278		4.485		4.350		2.343		1.285	
5% level	5.99		7.81		9.49		7.81		7.81		7.81	
1% level	9.21		11.34		13.28		11.34		11.34		11.34	
Instrumente	BD, BRR, UDNET, EP, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, EP, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, EP, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, EP, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, EP, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, EP, TW, t-1	

Die verschiedenen Spezifikationen der französischen Job-Creation Kurve sind in der Tabelle 4.2.16 aufgeführt. Die IV Schätzungen der linearen Version (EQ78) weisen auf einen signifikant negativen Zusammenhang zwischen Höhe der Lohnersatzleistung und Schaffung neuer Stellen hin. Der Einfluss der Bezugsdauer ist in dieser Spezifikation nicht signifikant. Im Unterschied zur OLS Variante, ist der Einfluss des gewerkschaftlichen Organisationsgrades nicht signifikant. Die Gleichungen EQ79 und EQ80 sollen zusätzliche Klarheit geben, ob die starke Korrelation zwischen der Bezugsdauer und der Gewerkschaftsdichte die Schätzungen beeinflusst. Im Ergebnis weisen diese zwei Variablen weiterhin keinen linearen Zusammenhang mit der abhängigen Variablen auf. Die quadratische Spezifikation der Bezugsdauer von Lohnersatzleistungen (EQ81) hat einen U-förmigen Verlauf mit einem Wertebereich von 0.60 bis 1.96, der jedoch nicht signifikant ist. Obgleich die Parameter für die Höhe der Lohnersatzleistung in der Gleichung EQ82 unverhältnismäßig hohe Werte aufweisen, ist der Wertebereich zwischen 1 und 0. Da aber auch dieser Einfluss nicht signifikant ist,

ist eine Verwendung dieser Erkenntnis nicht möglich. Bezüglich der Spezifikation EQ83 ist schließlich keine sinnvolle Interpretation eines nicht-linearen Einflusses des gewerkschaftlichen Organisationsgrades auf die Schaffung neuer Stellen möglich.

Tabelle 4.2.16: Job-Creation Kurve für Frankreich mit IV-Schätzer

	EQ78		EQ79		EQ80		EQ81		EQ82		EQ83	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	-1.183	-0.530	1.071	1.711	0.766	0.879	-0.327	-0.529	10.310	0.848	-0.075	-0.104
$\ln(\theta_{t-1})$	0.622	4.231	0.618	3.723	0.599	3.992	0.766	4.270	0.573	3.809	0.668	4.904
BD	2.416	0.754	-0.181	-0.217			-2.600	-0.565				
BD ²							3.274	0.609				
BRR	-3.453	-2.937	-3.641	-2.831	-3.622	-2.885			-36.922	-0.857		
BRR ²									29.476	0.788		
UDNET	7.758	0.948			1.085	0.566					-18.266	-1.628
UDNET ²											68.706	1.682
LDS	24.437	2.664	21.868	2.854	21.687	3.117	17.970	1.837	22.501	3.622	15.799	2.041
RG	2.229	2.179	2.893	3.096	2.698	2.756	3.731	4.297	2.601	2.776	3.128	3.589
RIRL	-2.664	-0.780	-3.423	-1.006	-3.202	-0.955	-1.149	-0.293	-5.262	-1.330	0.248	0.063
TFPHPC	8.676	1.618	8.546	1.422	9.081	1.682	11.519	1.968	9.380	2.231	11.469	2.319
TTS	2.302	0.662	1.888	0.627	2.000	0.667	-3.345	-1.516	2.464	0.766	-2.583	-1.311
n	33		33		33		33		33		33	
R ²	0.966		0.961		0.962		0.953		0.962		0.962	
adj. R ²	0.953		0.948		0.950		0.937		0.950		0.949	
J-Statistik	0.709		1.404		1.293		6.930		0.947		6.833	
5% level	7.81		9.49		9.49		9.49		9.49		9.49	
1% level	11.34		13.28		13.28		13.28		13.28		13.28	
Instrumente	BD, BRR, UDNET, CO, EP, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, CO, EP, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, CO, EP, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, CO, EP, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, CO, EP, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, CO, EP, TW, t-1	

Tabelle 4.2.17: Job-Creation Kurve für Großbritannien mit IV-Schätzer

	EQ84		EQ85		EQ86		EQ87	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	-4.866	-2.028	15.673	1.949	-5.385	-1.938	2.961	0.816
$\ln(\theta_{t-1})$	0.656	4.243	0.856	7.113	0.924	8.707	1.023	11.715
BD	3.444	1.701	-48.472	-2.028				
BD ²			35.521	2.002				
BRR	7.952	1.823			33.010	1.673		
BRR ²					-53.457	-1.611		
UDNET	-0.737	-0.724					-15.073	-0.976
UDNET ²							16.875	1.014
LDS	23.503	1.912	20.347	1.808	19.470	2.236	16.329	2.355
RG	-10.328	-0.823	-4.767	-0.426	4.231	1.048	7.469	2.292
RIRL	5.126	1.864	11.244	1.814	7.254	2.186	6.167	2.090
TFPHPC	23.310	1.870	12.792	1.470	8.694	2.188	5.243	1.255
TTS	2.727	0.980	-4.675	-0.715	0.766	0.281	2.862	1.334
n	33.000		33.000		33.000		33.000	
R ²	0.929		0.859		0.933		0.921	
adj. R ²	0.901		0.812		0.910		0.895	
J-Statistik	2.614		4.190		2.712		1.698	
5% level	7.81		9.49		7.81		5.99	
1% level	11.34		13.28		11.34		9.21	
Instrumente	BD, BRR, UDNET, CO, EP, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, CO, EP, BRR, UDNET, CO, EP, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, CO, EP, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, CO, t-1	

Die Ergebnisse der IV-Schätzungen für Großbritannien sind in der Tabelle 4.2.17 aufgeführt. Die lineare Spezifikation der Job-Creation Kurve (EQ84) zeigt, dass der gewerkschaftliche Organisationsgrad keinen Einfluss auf die abhängige Variable hat. Die beiden Variablen der Lohnersatzleistung weisen hingegen einen positiven Einfluss auf, wenngleich dieser in beiden Fällen ein schwaches Signifikanzniveau besitzt. Die Ergebnisse der quadratischen Spezifikationen (EQ85 bis EQ87) lassen keine belastbare Schlussfolgerung zu. In allen drei Gleichungen weisen die institutionellen Einflüsse nicht interpretierbare Parameterwerte auf.

Die Tabelle 4.3.18 zeigt die Schätzergebnisse für die kanadische Job-Creation Kurve. Die lineare Spezifikation (EQ88) der IV Schätzung zeigt, im Unterschied zur OLS Schätzung, keinen signifikanten Einfluss der Bezugsdauer von Lohnersatzleistungen mehr auf. Die übrigen Institutionen sind auch hier nicht signifikant, jedoch kehrt sich gegenüber der OLS Variante das Vorzeichen um. Die Gleichungen EQ89 und EQ90 berücksichtigen die Einflüsse von starker Korrelation zwischen den Institutionen. Im Ergebnis ist nun der Einfluss der Höhe der Lohnersatzleistung signifikant negativ, wohingegen der der Bezugsdauer signifikant positiv wird. Die quadratische Spezifikation der Bezugsdauer (EQ91) weist einen umgekehrt U-förmigen Verlauf mit einem Wertebereich von 0.10 bis 4.00 auf, der jedoch nicht signifikant ist. Die Gleichung EQ92 zeigt für die Höhe der Lohnersatzleistung ein ähnliches Bild, jedoch liegt der Wertebereich hier zwischen 0.25 und 2.65. Die Schätzungen bezüglich des gewerkschaftlichen Organisationsgrades sind nicht interpretierbar.

Tabelle 4.2.18: Job-Creation Kurve für Kanada mit IV-Schätzer

	EQ88		EQ89		EQ90		EQ91		EQ92		EQ93	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	-1.477	-1.613	-1.788	-2.628	-0.243	-1.381	-2.044	-2.097	-1.701	-0.825	4.602	1.836
$\ln(\theta_{t-1})$	0.504	2.945	0.530	3.850	0.560	4.454	0.544	4.137	0.554	4.025	0.735	9.130
BD	1.612	0.918	2.599	2.103			7.301	0.977				
BD ²							-9.533	-0.708				
BRR	-1.370	-1.037			-1.221	-2.379			4.969	0.559		
BRR ²									-6.334	-0.695		
UDNET	2.663	1.119	0.809	0.678							-32.322	-2.009
UDNET ²											48.761	1.870
LDS	10.966	1.116	14.627	1.987	11.367	1.420	15.181	2.195	9.473	0.965	12.010	1.520
RG	2.150	0.970	1.946	1.026	2.454	1.340	2.049	1.094	2.773	1.338	4.232	3.199
RIRL	-5.697	-1.632	-4.999	-1.867	-3.275	-1.495	-4.808	-1.979	-3.735	-1.464	-1.180	-1.156
TFPHPC	16.212	4.037	15.787	4.990	14.747	4.618	15.462	5.203	14.608	4.048	12.409	5.062
TTS	-5.082	-1.443	-3.853	-1.214	-5.618	-1.816	-3.466	-1.015	-6.129	-2.208	-2.268	-0.769
n	33		33		33		33		33		33	
R ²	0.951		0.959		0.953		0.961		0.950		0.954	
adj. R ²	0.931		0.946		0.940		0.948		0.933		0.938	
J-Statistik	0.235		0.758		2.309		0.787		1.702		2.307	
5% level	3.84		5.99		7.81		5.99		5.99		5.99	
1% level	6.63		9.21		11.34		9.21		9.21		9.21	
Instrumente	BD, BRR, UDNET, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, TW, t-1		BD, BRR, UDNET, TW, t-1	

Die IV-Schätzungen für die niederländische Job-Creation Kurve sind in der Tabelle 4.2.19 zusammengefasst. Die Gleichung EQ94 zeigt, dass die Höhe der Lohnersatzleistung, im Unterschied zu der OLS Schätzung, in einem signifikant negativen Verhältnis zur abhängigen Variablen steht. Die Bezugsdauer sowie die Gewerkschaftsdichte haben hier keinen signifikanten Einfluss. Die quadratische Spezifikation der Bezugsdauer von Lohnersatzleistungen (EQ95) zeigt einen schwach signifikanten U-förmigen Verlauf. Obgleich die Parameter für sich genommen zu hoch sind, ist der Kurvenverlauf mit einem Wertebereich von 0.05 bis 1.21 nicht unrealistisch. Das Signifikanzniveau der weiteren quadratischen Spezifikationen ist zwar ebenfalls am unteren Toleranzbereich, jedoch sind die Parameter und Wertebereiche eindeutig überschätzt. Eine Interpretation dieser Einflüsse ist daher nicht sinnvoll.

Tabelle 4.2.19: Job-Creation Kurve für die Niederlande mit IV-Schätzer

	EQ94		EQ95		EQ96		EQ97	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	4.892	2.592	2.366	1.282	16.565	2.129	14.713	1.774
$\ln(\theta_{i,t})$	0.988	6.273	0.910	7.298	0.904	13.765	0.745	6.592
BD	1.555	0.689	-11.973	-1.643				
BD ²			12.164	1.942				
BRR	-5.736	-2.812			-57.330	-1.914		
BRR ²					48.152	1.726		
UDNET	-5.935	-1.321					-101.623	-1.776
UDNET ²							163.700	1.745
LDS	-0.277	-0.043	4.013	0.430	1.836	0.340	-2.751	-0.598
RG	2.961	1.500	1.889	1.138	2.209	1.481	2.324	1.565
RIRL	-5.855	-0.627	1.105	0.220	-3.375	-0.518	-1.396	-0.213
TFPHPC	10.331	1.347	10.303	1.171	8.597	1.163	10.439	2.089
TTS	0.752	0.224	-0.556	-0.160	0.879	0.349	2.698	1.649
n	33		33		33		33	
R ²	0.916		0.926		0.925		0.932	
adj. R ²	0.883		0.901		0.900		0.909	
J-Statistik	0.067		3.133		1.134		1.852	
5% level	5.99		7.81		7.81		7.81	
1% level	9.21		11.34		11.34		11.34	
Instrumente	BD, BRR, UDNET, EP, TW, BD, BRR, UDNET, EP, TW, BD, BRR, UDNET, EP, TW, BD, BRR, UDNET, EP, TW,		BD, BRR, UDNET, EP, TW, BD, BRR, UDNET, EP, TW, BD, BRR, UDNET, EP, TW, BD, BRR, UDNET, EP, TW,		BD, BRR, UDNET, EP, TW, BD, BRR, UDNET, EP, TW, BD, BRR, UDNET, EP, TW, BD, BRR, UDNET, EP, TW,		BD, BRR, UDNET, EP, TW, BD, BRR, UDNET, EP, TW, BD, BRR, UDNET, EP, TW,	
	t-1		t-1		t-1		t-1	

Die Tabelle 4.2.20 beinhaltet die Schätzergebnisse der verschiedenen IV-Spezifikationen für die US amerikanische Job-Creation Kurve. Die lineare Variante (EQ98) weist ähnlich wie die OLS Schätzung negative Einflüsse der Institutionen auf, wobei nur die Effekte der Lohnersatzleistungsvariablen signifikant sind. Hinsichtlich der quadratischen Spezifikationen ist festzustellen, dass keine der Kurven signifikant ist, und darüber hinaus die Wertebereiche in den Gleichungen EQ99 und EQ101 nicht interpretierbar sind. Der U-förmige Kurvenverlauf der Höhe der Lohnersatzleistung weist einen Wertebereich von 0.48 und 1.30 auf.

Tabelle 4.2.20: Job-Creation Kurve für die USA mit IV-Schätzer

	EQ98		EQ99		EQ100		EQ101	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	-0.124	-0.161	-4.849	-1.053	-1.467	-1.109	-0.780	-0.631
$\ln(\theta_{t-1})$	0.671	5.174	0.786	3.658	0.533	6.812	0.601	5.922
BD	-3.460	-3.750	45.589	0.721				
BD ²			-134.762	-0.743				
BRR	-1.609	-2.115			-3.223	-0.318		
BRR ²					3.490	0.195		
UDNET	-1.569	-1.581					-10.735	-0.740
UDNET ²							26.010	0.732
LDS	15.824	3.878	6.969	2.787	10.458	2.228	9.652	1.553
RG	3.987	1.332	4.007	2.004	1.727	0.668	2.563	0.727
RIRL	-1.488	-1.421	1.232	1.081	0.328	0.478	1.105	0.889
TFPHPC	14.842	2.711	20.102	5.441	21.233	5.509	21.111	3.573
TTS	12.039	2.405	20.415	1.862	13.111	4.555	13.473	3.883
n	33		33		33		33	
R ²	0.969		0.934		0.966		0.963	
adj. R ²	0.957		0.911		0.954		0.951	
J-Statistik	1.127		4.137		0.432		1.539	
5% level	3.84		5.99		5.99		5.99	
1% level	6.63		9.21		9.21		9.21	
Instrumente	BD, BRR, UDNET, TW, t-1 BD, BRR, UDNET, TW, t-1 BD, BRR, UDNET, TW, t-2 BD, BRR, UDNET, TW, t-2							

4.3 Panelanalyse

Die in diesem Abschnitt vorgenommenen Panel Schätzungen sind insoweit mit Vorsicht zu interpretieren, als sie vereinfachend annehmen, dass die institutionellen Effekte in allen berücksichtigten Ländern hinsichtlich des Vorzeichens bzw. der funktionellen Form identisch sind. Hieraus folgt, dass nicht signifikante Einflüsse auf Panelebene die Wirkung von signifikanten Unterschieden auf Länderebene sein können. Andererseits erlaubt die Verwendung von Panelschätzungen möglicherweise eine bessere Analyse von nicht-linearen Zusammenhängen. Dies ist damit zu begründen, dass die Variation der institutionellen Variablen deutlich zunimmt und träge nicht-lineare Prozesse mitunter auf internationaler Ebene besser erfasst werden können.⁶

Wie bereits zu Beginn dieses Kapitels ausgeführt, werden nur Länder berücksichtigt, für die eine Quasi-Vollbeschäftigung über einen längeren Zeitraum nicht mehr vorliegt. Um das Panel auf mehr Länder zu erweitern, als in der länderspezifischen Analyse berücksichtigt, ist der Schätzzeitraum 1980 bis 1995 verwendet worden. Insgesamt werden nun 15 Staaten berücksichtigt: Australien, Kanada, Finnland, USA, Großbritannien, Niederlande, Deutschland, Frankreich, Belgien, Dänemark, Neuseeland, Norwegen, Österreich, Spanien, Portugal. Darüber hinaus ist im Unterschied zu Nickell et al. (2005) ein so genanntes *Balanced Panel* verwendet worden, um eine datenverfügbarkeitsbedingte Gewichtung (und möglicherweise Verzerrung) der Ergebnisse auszuschließen. Es ist also notwendig, dass für alle berücksichtigten Länder ein kompletter Datensatz in die Analyse mit ein-

⁶ Als Beispiel sei hier erneut auf die *Environmental Kuznets-Curve* hingewiesen.

geht. Dies ist ein weiterer Grund dafür, dass die 70er Jahre in den Schätzungen dieses Abschnittes nicht berücksichtigt wurden.

Bezüglich der institutionellen Einflüsse sollen nun auch die Effekte von Kündigungsschutz (EP) und Koordination von Lohnverhandlungen (CO) berücksichtigt werden. Für die Koordination wird zudem auch eine interaktive Variante mit dem gewerkschaftlichen Organisationsgrad getestet.

Das Panelverfahren soll unbeobachtete Heterogenität über die Länder und über die Zeit erfassen. Hierfür wird das *Fixed Effects* Verfahren verwendet und dessen signifikanter Erklärungsbeitrag getestet. Am Ende der jeweiligen Tabellen sind Testergebnisse für die Wahrscheinlichkeit aufgeführt, dass keine unbeobachtete Heterogenität über die Länder oder über die Zeit vorliegt. Eine weitere wichtige Frage ist die der Kointegration. Hierzu werden zwei Testverfahren verwendet, die ähnlich der Idee des Engle-Granger Verfahrens prüfen, ob die Residuen stationär sind. Während der ADF - Fisher Test die Nullhypothese aufweist, wonach individuelle Einheitswurzeln vorliegen, verwendet der Levin, Lin & Chu Test (LLC) die Nullhypothese, wonach alle eine gemeinsame Einheitswurzel aufweisen. Die Nullhypothese ist in beiden Fällen möglichst abzulehnen. Die Testergebnisse sind ebenfalls am Ende der Tabelle aufgeführt. Sowohl die Tests für die *Fixed Effects* als auch die für die Residuenstruktur werden nur diskutiert, wenn die jeweilige Nullhypothese nicht abgelehnt werden kann.

Um den Einfluss von Heteroskedastizität und Autokorrelation zwischen den einzelnen Residuenreihen auf die Standardfehler der Parameter kategorisch ausschließen zu können, wird ein entsprechendes Korrekturverfahren nach White zur Berechnung der Standardfehler verwendet.

Zunächst werden die rein makroökonomischen Spezifikationen mit und ohne verzögerte endogene Variable zu Vergleichszwecken aufgeführt. In der jeweils anschließenden Tabelle werden dann die institutionellen Variablen in verschiedenen Spezifikationen berücksichtigt. Neben linearen, nicht-linearen und interaktiven Spezifikationen ist auch eine rein auf institutionelle Einflüsse reduzierte Variante geschätzt worden.

Folgende Spezifikationen werden in diesem Abschnitt geschätzt:

$$y_{ct} = \alpha + \delta y_{ct-1} + \lambda \ln v_{ct} + \sum_j \beta_j M_{jct} + \theta_c + \mu_t + \varepsilon_{ct} \quad (9)$$

$$y_{ct} = \alpha + \delta y_{ct-1} + \lambda \ln v_{ct} + \sum_i \beta_i I_{ict} + \sum_j \beta_j M_{jct} + \theta_c + \mu_t + \varepsilon_{ct} \quad (10)$$

$$y_{ct} = \alpha + \delta y_{ct-1} + \lambda \ln v_{ct} + \sum_i \beta_i I_{ict} + \sum_{i=3}^L \gamma_i I_{ict}^2 + \sum_j \beta_j M_{jct} + \theta_c + \mu_t + \varepsilon_{ct} \quad \text{mit } 3 \leq l \leq L = 5 \quad (11)$$

$$y_{ct} = \alpha + \delta y_{ct-1} + \lambda \ln v_{ct} + \sum_i \beta_i I_{ict} + \theta_c + \mu_t + \varepsilon_{ct} \quad (12)$$

$$y_{ct} = \alpha + \delta y_{ct-1} + \lambda \ln v_{ct} + \sum_i \beta_i I_{ict} + \sum_m \phi_m I_{mct} I_{kct} + \sum_j \beta_j M_{jct} + \theta_c + \mu_t + \varepsilon_{ct} \quad (13)$$

mit $i \neq m \neq k$ und $i > m > k$

Variablenbeschreibung:

- y : In der Beveridge-Kurve die logarithmierte Arbeitslosenrate $\ln(u)$, und in der Job-Creation Kurve die logarithmierte Marktanspannung $\ln(\theta) = \ln(v/u)$.
- I : Arbeitsmarktinstitutionen: Bezugsdauer der Lohnersatzleistung BD , Höhe der Lohnersatzleistung BRR , gewerkschaftlicher Organisationsgrad $UDNET$, Kündigungsschutz EP und Koordination von Lohnverhandlungen CO , $i = 1, \dots, 5$.
- M : Makroökonomische Variablen: Arbeitsnachfrageschock LDS , reales BIP Wachstum RG , realer Zinssatz $RIRL$, Arbeitsproduktivitätsschocks $TFPHPC$, *Terms of Trade* Schocks TTS , $j = 1, \dots, 5$
- $I \cdot I$: Interaktionen: $BD \cdot BRR$, $BD \cdot UDNET$, $BRR \cdot UDNET$, $CO \cdot UDNET$.
- Fixed Effects: θ_c ist ein *country fixed effect* mit $c = 1, \dots, 15$, und μ_t ist ein *period fixed effect* mit $t = 1, \dots, 16$.
- Parameterrestriktionen: Für die Beveridge-Kurve und die Job-Creation Kurve werden jeweils zwölf Gleichungen geschätzt. Jeweils sechs Gleichungen werden einmal mit $\delta \neq 0$ und einmal mit $\delta = 0$ geschätzt. Für die Job-Creation Kurve gilt für alle zwölf Gleichungen $\lambda = 0$.

4.3.1 Beveridge-Kurve

Die Tabelle 4.3.1 zeigt die Ergebnisse der Basisspezifikation für die Beveridge-Kurve mit ausschließlich makroökonomischen Variablen. Die verzögerte endogene Variable weist auf eine deutliche Pfadabhängigkeit hin. Die Beveridge-Kurve kann nur dann signifikant lokalisiert werden, wenn die Pfadabhängigkeit berücksichtigt wird. Mit Ausnahme des realen BIP Wachstums in Gleichung EQ2 weisen alle Variablen das zu erwartende Vorzeichen auf. Der Zins verliert indes an Bedeutung und Signifikanz, sofern die um eine Periode verzögerte Arbeitslosenrate berücksichtigt wird. Diese Beobachtungen für Wachstum und Zins decken sich mit den Erkenntnissen aus den OLS Schätzungen. Einzig die *Terms of Trade* Schocks weisen in keiner der beiden Spezifikationen signifikante Einflüsse auf.

Tabelle 4.3.1: Beveridge-Kurve für das Basismodell

	EQ1		EQ2	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	0.287	5.539	1.764	22.688
$\ln(u_{t-1})$	0.829	26.341		
$\ln(v_t)$	-0.047	-2.558	-0.061	-1.485
LDS	-2.903	-4.171	-4.278	-2.884
RG	-0.317	-2.559	0.963	2.344
RIRL	0.498	1.031	2.257	2.309
TFPHPC	-3.797	-6.908	-4.127	-4.227
TTS	0.514	1.213	2.453	1.498
Country effects	✓		✓	
Time effects	✓		✓	
n	240		240	
R ²	0.964		0.822	
adj.R ²	0.958		0.791	
	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.
Fisher	121.807	0.000	105.385	0.000
LLC	-7.932	0.000	-6.809	0.000
FE-country	3.121	0.000	52.380	0.000
FE-time	2.597	0.001	4.238	0.000

Die Tabelle 4.3.2 zeigt verschiedene Spezifikationen der Beveridge-Kurve ohne verzögerte endogene Variable. Mit Ausnahme der Gleichungen EQ6 und EQ8 kann die Beveridge-Kurve nicht stabil geschätzt werden. Für die makroökonomischen Variablen ist festzustellen, dass die Arbeitsnachfrage- und die Arbeitsproduktivitätsschocks durchweg signifikante Einflüsse aufweisen. Der reale Zins hat keinen signifikanten Effekt, und die *Terms of Trade* weisen nur in den interaktiven Spezifikationen EQ7 und EQ8 einen signifikanten Einfluss auf. Das reale BIP Wachstum hat in keiner der Gleichungen das zu erwartende Vorzeichen.

Für die Arbeitsmarktinstitutionen zeigt sich, im Vergleich zu den länderspezifischen Schätzungen, ein komplexeres Bild. Die Dauer der Lohnersatzleistung ist in EQ3, EQ6, EQ7 und in EQ8 signifikant positiv. Lediglich in den nicht-linearen Spezifikationen ist kein eindeutig signifikanter Effekt festzustellen. Die Interpretation der Spezifikationen EQ4 und EQ5 ist zwar möglich, dennoch darf der noch verbleibende Einfluss von Multikollinearität auf die Standardabweichungen nicht unterschätzt werden. Somit sind zwar die Vorzeichen der Effekte verlässlicher, jedoch können die Größenordnungen und t-Werte weiterhin in „Mitleidenschaft“ gezogen werden. Der Kurvenverlauf für die Bezugsdauer ist schwach konkav bzw. nahezu linear. Der Einfluss der Höhe der Lohnersatzleistung ist nur signifikant, sofern ein interaktiver Term mit der Gewerkschaftsdichte berücksichtigt wird. Letzterer ist jedoch zum direkten Effekt signifikant negativ. Über den Gesamteffekt können nur Aussagen getroffen werden, wenn das Niveau des gewerkschaftlichen Organisationsgrades berücksichtigt wird. Der nicht-lineare Zusammenhang deutet auf schwachem Signifikanzniveau auf einen U-förmigen Verlauf hin.

Tabelle 4.3.2: Beveridge-Kurve für das erweiterte Modell

	EQ3		EQ4		EQ5		EQ6		EQ7		EQ8	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	-0.098	-0.286	0.996	2.269	-0.234	-0.296	-0.471	-1.508	-2.011	-4.812	-1.979	-5.141
ln(v _i)	-0.049	-1.543	-0.017	-0.533	0.000	-0.017	-0.096	-3.834	-0.070	-1.756	-0.070	-1.700
BD	0.778	4.391	1.740	2.387	1.105	1.224	1.025	5.677	2.848	5.405	2.849	5.411
BD ²			-0.642	-1.080	0.202	0.238						
BRR	0.275	0.866	-1.562	-1.490	-0.689	-0.630	0.522	1.880	2.508	6.016	2.551	5.871
BRR ²			1.855	1.649	1.401	1.182						
UDNET	3.008	10.959	0.206	0.190	-0.776	-0.630	3.593	12.372	7.271	15.422	7.152	9.212
UDNET ²			3.624	2.786	4.649	3.132						
EP	1.057	4.550	0.848	3.090	4.176	2.280	1.158	4.762	0.606	2.121	0.611	2.035
EP ²					-1.214	-1.806						
CO	-0.537	-4.817	-0.691	-7.830	-1.451	-2.694	-0.637	-4.161	-0.509	-3.493	-0.549	-2.572
CO ²					0.208	1.451						
BD*BRR									1.083	1.686	1.100	1.647
BD*UDNET									-4.402	-8.840	-4.404	-8.851
BRR*UDNET									-4.186	-4.044	-4.287	-4.012
CO*UDNET											0.101	0.216
LDS	-2.679	-2.016	-2.713	-2.145	-2.895	-2.286			-3.033	-2.261	-3.024	-2.237
RG	0.623	1.555	0.549	1.202	0.545	1.062			0.888	1.977	0.881	1.961
RIRL	1.432	1.350	1.165	1.171	0.495	0.451			1.085	1.108	1.064	1.091
TFPHPC	-2.594	-2.777	-3.045	-3.210	-3.027	-2.952			-3.031	-3.193	-3.034	-3.198
TTS	1.411	1.309	1.374	1.184	1.603	1.483			2.010	2.006	2.014	2.001
Country effects	✓		✓		✓		✓		✓		✓	
Time effects	✓		✓		✓		✓		✓		✓	
n	240		240		240		240		240		240	
R ²	0.864		0.872		0.876		0.853		0.881		0.881	
adj.R ²	0.837		0.844		0.847		0.828		0.855		0.854	
	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.
Fisher	82.404	0.000	89.136	0.000	99.024	0.000	99.081	0.000	105.191	0.000	99.233	0.000
LLC	-5.457	0.000	-5.871	0.000	-6.441	0.000	-6.191	0.000	-7.062	0.000	-7.706	0.000
FE-country	46.452	0.000	37.024	0.000	30.974	0.000	48.903	0.000	39.456	0.000	30.689	0.000
FE-time	6.213	0.000	5.140	0.000	4.672	0.000	7.831	0.000	5.892	0.000	5.575	0.000

Der gewerkschaftliche Organisationsgrad weist einen signifikant positiven Effekt auf die Arbeitslosenrate auf. Jedoch sind die interaktiven Effekte, die gemeinsam mit der Höhe und Dauer der Lohnersatzleistung entstehen, signifikant negativ. Für den Gesamteffekt sind also die Größenordnungen der Lohnersatzleistungsvariablen zu berücksichtigen. Die nicht-linearen Spezifikationen in Gleichung EQ4 und EQ5 deuten einen exponentiellen Kurvenverlauf an. Der Kündigungsschutz führt zu einem positiven Effekt auf die Arbeitslosenrate, und die nicht-lineare Spezifikation weist einen umgekehrt U-förmigen Verlauf auf. Die Koordination von Lohnverhandlungen hat in der linearen Spezifikation einen signifikant negativen Einfluss auf die zu erklärende Variable. Der Spezifikation EQ5 ist zu entnehmen, dass es sich hierbei um einen negativen und leicht konvexen Verlauf handelt.

Die Tabelle 4.3.3 zeigt, welche Veränderungen für die einzelnen Spezifikationen auftreten, sofern zusätzlich die verzögerte endogene Variable berücksichtigt wird. Diese Variable ist erwartungsgemäß signifikant. Ebenso auch die Beveridge-Kurve, deren Lage durch die Hereinnahme der verzögerten Arbeitslosenrate deutlich identifiziert werden kann. Die Arbeitsnachfrage- und Arbeitsproduktivitätsschocks sowie das reale BIP Wachstum weisen signifikant das zu erwartende Vorzeichen

auf. Die Bedeutung des Zinses hat auch im Panel durch die Herreichnahme der verzögerten endogenen Variablen deutlich abgenommen. Die *Terms of Trade* Schocks sind nun in keiner Spezifikation mehr signifikant.

Die Bezugsdauer der Lohnersatzleistung hat keinen signifikanten Einfluss auf die Arbeitslosenrate, die nicht-lineare Spezifikation deutet einen umgekehrt U-förmigen Verlauf an. Die Höhe der Lohnersatzleistung weist nur in den einfachen Spezifikationen EQ9 und EQ12 einen signifikant positiven Effekt auf. Die nicht-lineare Spezifikation deutet nun einen umgekehrt U-förmigen Verlauf an. Die Interaktion zwischen den zwei Lohnersatzleistungsvariablen ist jetzt signifikant positiv, wobei die direkten Einflüsse in beiden Fällen nicht signifikant sind.

Tabelle 4.3.3: Beveridge-Kurve für das erweiterte Modell mit endogener verzögerter Variable

	EQ9		EQ10		EQ11		EQ12		EQ13		EQ14	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	-0.122	-0.694	0.169	0.763	0.415	0.794	-0.230	-1.020	-0.032	-0.102	-0.185	-0.661
$\ln(u_{t-1})$	0.798	20.068	0.794	20.663	0.811	22.754	0.763	19.204	0.785	18.252	0.790	17.413
$\ln(v_t)$	-0.045	-2.419	-0.032	-1.655	-0.038	-1.934	-0.120	-6.802	-0.052	-2.591	-0.054	-2.658
BD	0.163	1.504	0.733	1.522	0.931	1.608	0.233	1.745	-0.227	-0.498	-0.254	-0.557
BD ²			-0.463	-1.259	-0.752	-1.521						
BRR	0.263	2.000	0.566	1.055	0.228	0.395	0.283	2.212	0.208	0.580	-0.038	-0.097
BRR ²			-0.422	-0.796	-0.245	-0.470						
UDNET	0.743	2.756	-0.391	-0.980	-0.125	-0.289	1.189	3.681	1.064	2.178	1.660	3.721
UDNET ²			1.400	3.199	1.043	2.461						
EP	0.021	0.197	-0.066	-0.626	-1.151	-1.400	0.112	0.821	-0.030	-0.253	-0.064	-0.549
EP ²					0.391	1.354						
CO	-0.029	-0.426	-0.110	-1.366	0.362	1.552	-0.150	-1.345	-0.021	-0.270	0.192	1.672
CO ²					-0.130	-2.061						
BD*BRR									1.197	3.147	1.108	2.955
BD*UDNET									-0.373	-0.927	-0.338	-0.827
BRR*UDNET									-0.655	-1.674	-0.094	-0.198
CO*UDNET											-0.536	-2.247
LDS	-2.450	-3.393	-2.519	-3.509	-2.463	-3.554			-2.450	-3.577	-2.495	-3.664
RG	-0.396	-2.861	-0.403	-3.190	-0.412	-3.095			-0.312	-2.647	-0.281	-2.390
RIRL	0.173	0.302	-0.016	-0.031	0.286	0.512			0.223	0.394	0.325	0.5482
TFPHPC	-3.350	-6.299	-3.448	-6.504	-3.509	-6.663			-3.558	-6.858	-3.542	-6.832
TTS	0.550	1.219	0.773	1.405	0.647	1.256			0.598	1.440	0.567	1.408
Country effects	✓		✓		✓		✓		✓		✓	
Time effects	✓		✓		✓		✓		✓		✓	
n	240		240		240		240		240		240	
R ²	0.967		0.968		0.969		0.955		0.968		0.969	
adj.R ²	0.960		0.961		0.961		0.948		0.961		0.962	
	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.
Fisher	153.448	0.000	161.674	0.000	167.499	0.000	166.111	0.000	156.464	0.000	158.348	0.000
LLC	-9.633	0.000	-9.963	0.000	-10.234	0.000	-10.006	0.000	-9.720	0.000	-11.069	0.000
FE-country	3.958	0.001	4.193	0.000	4.172	0.000	6.850	0.000	3.993	0.000	3.636	0.000
FE-time	2.685	0.000	2.673	0.001	2.715	0.001	4.592	0.000	2.700	0.001	2.701	0.001

Der Einfluss des gewerkschaftlichen Organisationsgrades ist in den Gleichungen EQ9 und EQ12 positiv. Auch in den Spezifikationen EQ13 und EQ14 ist der direkte Einfluss signifikant und die Interaktion mit der Koordination von Lohnverhandlungen signifikant negativ. Bei einem hohen Koordinationsgrad ist demnach der Einfluss der Gewerkschaft auf die Arbeitslosenrate sehr gering. Die Spezifikationen EQ10 und EQ11 bestätigen den exponentiellen Verlauf, der auch in den Gleichungen

chungen EQ4 und EQ5 geschätzt wird. Der Kündigungsschutz hat nun keinen Einfluss mehr auf die abhängige Variable. Der umgekehrt U-förmige Verlauf, der aus der vorangegangenen Tabelle noch hervorging, wird nicht bestätigt. Stattdessen wird auf schwach signifikantem Niveau eine U-förmige Funktion identifiziert. Abgesehen von der Interaktion der Koordination von Lohnverhandlungen mit der Gewerkschaftsdichte, weist die Koordination nun keinen separaten Einfluss mehr auf. Für den nicht-linearen Verlauf der Koordination von Lohnverhandlungen ergibt sich nun eine umgekehrt U-förmige Kurve.

4.3.2 Job-Creation Kurve

Auch für die Job-Creation Kurve sind zwei makroökonomische Basisspezifikationen geschätzt worden, wie die Tabelle 4.3.4 zeigt. Aus EQ15 geht hervor, dass die Pfadabhängigkeit auch für das Panel deutlich zu erkennen ist. Sowohl die Arbeitsnachfrage- und Arbeitsproduktivitätsschocks als auch der reale Zins haben in beiden Spezifikationen das zu erwartende Vorzeichen und sind signifikant. Wie auch in verschiedenen länderspezifischen Schätzungen ist der Einfluss des realen BIP Wachstums ohne Bedeutung, sofern die verzögerte endogene Variable nicht berücksichtigt wird. Die *Terms of Trade* haben auf die Schaffung neuer Stellen in den zwei Basisspezifikationen keinen signifikanten Einfluss.

Tabelle 4.3.4: Job-Creation Kurve für das Basismodell

	EQ15		EQ16	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	-0.718	-5.764	-2.714	-20.792
$\ln(\theta_{t-1})$	0.713	18.936		
LDS	5.297	3.155	9.389	3.336
RG	1.645	3.060	-0.064	-0.077
RIRL	-3.289	-2.020	-5.744	-2.377
TFPHPC	9.639	7.601	12.067	8.532
TTS	0.666	0.419	-4.092	-1.257
Country effects	✓		✓	
Time effects	✓		✓	
n	240		240	
R ²	0.953		0.864	
adj.R ²	0.945		0.842	
	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.
Fisher	161.473	0.000	121.804	0.000
LLC	-9.770	0.000	-7.750	0.000
FE-country	3.380	0.000	69.665	0.000
FE-time	4.291	0.000	5.6172	0.000

In der Tabelle 4.3.5 sind die Schätzergebnisse für die verschiedenen Spezifikationen der Job-Creation Kurve ohne verzögerte Endogene zusammengestellt. Die Arbeitsnachfrage- und die Arbeitsproduktivitätsschocks weisen nach wie vor einen deutlichen Einfluss auf die Schaffung neuer Stellen auf. Während der Einfluss des realen Zinses überraschenderweise stark an Signifikanz ver-

loren hat, gewinnen die *Terms of Trade* Schocks an Bedeutung. Das reale BIP Wachstum hat auch hier keinen signifikanten Einfluss.

In den linearen und interaktiven Spezifikationen weist die Bezugsdauer der Lohnersatzleistung einen negativen Effekt auf, der zumeist signifikant ist. Die Interaktionen mit dieser Variablen sind nicht bedeutsam. In den nicht-linearen Spezifikationen EQ18 und EQ19 ist ein signifikant U-förmiger bis konvexer Verlauf auf die Schaffung neuer Stellen geschätzt worden. Die Höhe der Lohnersatzleistungen weist in den Spezifikationen EQ17 und EQ20 einen signifikant negativen Effekt auf. Sofern Interaktionen berücksichtigt werden, geht dieser Einfluss verloren, und die Interaktion mit dem gewerkschaftlichen Organisationsgrad wirkt negativ auf die Schaffung neuer Stellen, allerdings auf einem zu geringen Signifikanzniveau. Die nicht-linearen Spezifikationen EQ18 und EQ19 zeigen einen signifikant umgekehrt U-förmigen Verlauf.

Tabelle 4.3.5: Job-Creation Kurve für das erweiterte Modell

	EQ17		EQ18		EQ19		EQ20		EQ21		EQ22	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	3.672	2.946	0.856	0.724	4.205	3.244	5.573	4.463	3.233	2.647	2.943	2.591
BD	-0.745	-1.472	-7.493	-5.737	-5.774	-4.406	-1.224	-2.245	-2.797	-1.907	-2.808	-1.926
BD ²			5.263	5.650	3.092	2.939						
BRR	-1.751	-2.698	6.059	6.188	4.080	2.581	-2.676	-4.497	0.090	0.061	-0.313	-0.218
BRR ²			-7.369	-6.607	-6.304	-3.992						
UDNET	-4.341	-6.820	-0.637	-0.261	1.899	0.651	-6.323	-8.526	-3.244	-1.628	-2.166	-0.873
UDNET ²			-7.000	-3.457	-9.445	-3.907						
EP	-3.454	-4.106	-2.629	-3.910	-10.714	-4.846	-4.270	-4.446	-2.978	-3.563	-3.021	-3.431
EP ²					2.964	4.237						
CO	0.137	0.738	0.962	4.688	2.140	1.612	0.331	1.139	0.049	0.243	0.411	0.710
CO ²					-0.312	-0.853						
BD*BRR									0.215	0.137	0.057	0.034
BD*UDNET									2.943	1.460	2.962	1.476
BRR*UDNET									-4.863	-1.644	-3.911	-1.282
CO*UDNET											-0.919	-0.736
LDS	7.352	2.697	6.940	2.952	7.247	3.072			7.321	2.457	7.222	2.365
RG	-0.104	-0.154	0.038	0.073	-0.009	-0.015			-0.027	-0.038	0.036	0.050
RIRL	-2.468	-1.318	-0.411	-0.333	0.848	0.664			-1.217	-0.722	-1.031	-0.642
TFPHPC	9.132	7.055	9.422	6.991	9.283	5.246			9.049	7.049	9.062	7.035
TTS	-3.574	-1.464	-4.449	-1.804	-4.770	-1.988			-4.089	-1.638	-4.120	-1.650
Country effects	✓		✓		✓		✓		✓		✓	
Time effects	✓		✓		✓		✓		✓		✓	
n	240		240		240		240		240		240	
R ²	0.892		0.910		0.915		0.869		0.899		0.899	
adj.R ²	0.871		0.891		0.895		0.847		0.877		0.877	
	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.
Fisher	134.269	0.000	128.472	0.000	129.328	0.000	139.018	0.000	132.701	0.000	131.609	0.000
LLC	-8.403	0.000	-7.886	0.000	-7.831	0.000	-8.706	0.000	-8.300	0.000	-9.936	0.000
FE-country	66.467	0.000	37.649	0.000	27.992	0.000	62.774	0.000	30.190	0.000	30.142	0.000
FE-time	7.835	0.000	8.786	0.000	8.201	0.000	9.339	0.000	7.672	0.000	7.603	0.000

Auch der Einfluss der Gewerkschaftsdichte ist in den linearen Spezifikationen signifikant negativ und verliert deutlich an Signifikanz, sofern interaktive Terme berücksichtigt werden. Die Gleichung EQ19 gibt einen schwach signifikanten Hinweis darauf, dass ein umgekehrt J-förmiger Verlauf existieren könnte. Der Kündigungsschutz weist in den linearen Spezifikationen einen durchweg sig-

nifikant negativen Einfluss auf. In der Gleichung EQ19 zeigt sich allerdings ein deutlicher Hinweis auf einen konvexen Zusammenhang mit der Schaffung neuer Stellen. Die Koordination von Lohnverhandlungen weist lediglich in der Gleichung EQ18 einen signifikant positiven Effekt auf die abhängige Variable auf. Während die Interaktion mit dem gewerkschaftlichen Organisationsgrad nicht signifikant ist, weist die nicht-lineare Spezifikation auf einen nahezu linearen positiven Zusammenhang hin.

Die Auswirkungen einer zusätzlichen Berücksichtigung der verzögerten endogenen Variablen in den verschiedenen Job-Creation Spezifikationen sind in der Tabelle 4.3.6 zusammengefasst. Auch hier sind Arbeitsnachfrage- und Arbeitsproduktivitätsschocks signifikant positiv in ihrer Wirkung. Das reale BIP Wachstum weist nun auch, wie auch in den meisten länderspezifischen Schätzungen, signifikant positive Effekte auf. Das Signifikanzniveau des realen Zinses sowie der *Terms of Trade* Schocks ist auch in diesen Spezifikationen nicht ausreichend.

Tabelle 4.3.6: Job-Creation Kurve für das erweiterte Modell mit endogener verzögerter Variable

	EQ23		EQ24		EQ25		EQ26		EQ27		EQ28	
	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats	Koeff.	t-Stats
C	1.079	1.622	0.217	0.357	-0.175	-0.159	2.889	2.728	-1.395	-1.441	-1.415	-1.404
$\ln(\theta_{-1})$	0.675	17.474	0.640	14.677	0.638	15.022	0.636	13.642	0.677	19.220	0.677	19.154
BD	-0.001	-0.003	-2.311	-2.341	-2.267	-2.251	-0.231	-0.730	0.917	1.061	0.915	1.045
BD ²			1.855	2.492	1.792	2.183						
BRR	-0.590	-1.904	-0.654	-0.537	-0.958	-0.723	-1.627	-4.852	3.373	3.596	3.341	3.560
BRR ²			0.424	0.320	0.655	0.495						
UDNET	-1.260	-3.029	1.426	1.078	1.310	0.819	-3.006	-3.706	3.418	2.318	3.497	2.017
UDNET ²			-3.765	-3.068	-3.707	-2.473						
EP	-0.652	-1.468	-0.421	-1.145	-0.418	-0.278	-1.581	-2.230	-0.513	-1.335	-0.517	-1.342
EP ²					0.006	0.012						
CO	-0.224	-1.148	0.095	0.394	0.747	0.662	-0.070	-0.222	-0.304	-1.679	-0.277	-0.757
CO ²					-0.190	-0.658						
BD*BRR									-0.913	-1.271	-0.924	-1.251
BD*UDNET									-1.005	-0.676	-1.002	-0.669
BRR*UDNET									-7.288	-4.374	-7.216	-4.313
CO*UDNET											-0.069	-0.097
LDS	4.796	2.700	4.911	2.747	4.888	2.713			4.365	2.583	4.358	2.570
RG	1.515	3.306	1.455	3.881	1.482	3.791			1.724	3.720	1.728	3.701
RIRL	-2.541	-1.406	-1.751	-1.187	-1.407	-0.848			-1.802	-1.036	-1.788	-1.008
TFPHPC	8.931	8.501	8.967	8.783	8.815	8.097			8.768	8.605	8.769	8.555
TTS	0.396	0.230	-0.463	-0.266	-0.588	-0.329			0.492	0.314	0.489	0.309
Country effects	✓		✓		✓		✓		✓		✓	
Time effects	✓		✓		✓		✓		✓		✓	
n	240		240		240		240		240		240	
R ²	0.955		0.957		0.957		0.930		0.960		0.960	
adj.R ²	0.946		0.948		0.948		0.918		0.951		0.951	
ADF-Test	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.
Fisher	147.270	0.000	147.765	0.000	147.073	0.000	158.653	0.000	159.237	0.000	159.098	0.000
LLC	-9.254	0.000	-9.218	0.000	-9.187	0.000	-9.722	0.000	-9.628	0.000	-11.571	0.000
FE-country	3.608	0.000	3.390	0.000	2.775	0.001	3.989	0.000	4.145	0.000	4.121	0.000
FE-time	4.633	0.000	4.809	0.000	4.775	0.000	7.492	0.000	5.391	0.000	5.217	0.000

Weder die linearen noch die interaktiven Spezifikationen der Bezugsdauer von Lohnersatzleistungen weisen einen signifikanten Einfluss auf die Schaffung neuer Stellen auf. Die nicht-linearen

Spezifikationen zeigen weiterhin einen signifikant U-förmigen Verlauf. Für die Höhe der Lohnersatzleistung haben sich die Ergebnisse durch die Hereinnahme der verzögerten endogenen Variablen verändert. Während in den Gleichungen EQ23 und EQ26 ein signifikant negativer Effekt auftritt, ist in den interaktiven Spezifikationen ein signifikant positiver Einfluss in Verbindung mit dem gewerkschaftlichen Organisationsgrad festzustellen. Auch der gewerkschaftliche Organisationsgrad weist in den Gleichungen EQ23 und E26 einen signifikant negativen und in den Gleichungen EQ27 und EQ28, neben dem negativen Interaktionsterm, einen signifikant positiven Einfluss auf. Sind sowohl Höhe der Lohnersatzleistung, wie auch gewerkschaftlicher Organisationsgrad auf einem hohen Niveau, wechselt ihr gemeinsamer Einfluss auf die Schaffung neuer Stellen von einem positiven zu einem negativen Effekt. Aus den Spezifikationen EQ24 und EQ25 geht hervor, dass die Höhe der Lohnersatzleistung in einem leicht U-förmigen und die Gewerkschaftsdichte in einem umgekehrt J-förmigen Zusammenhang mit der abhängigen Variablen stehen.

Der Kündigungsschutz weist zwar in den linearen Spezifikationen durchweg ein negatives Vorzeichen auf, jedoch ist dies mit Ausnahme von EQ26 nicht signifikant. In der nicht-linearen Spezifikation EQ25 ergibt sich ebenfalls ein nahezu negativer linearer Verlauf. Der Einfluss der Koordination von Lohnverhandlungen weist in keiner der in Tabelle 4.3.6 aufgeführten Spezifikationen einen signifikanten Einfluss auf die Schaffung neuer Stellen auf. Die nicht-lineare Spezifikation in der Gleichung EQ25 deutet einen umgekehrt U-förmigen Verlauf an.

5. Interpretation der Ergebnisse

Die im Kapitel 4 aufgeführten Schätzungen werden in diesem Abschnitt diskutiert und mit den im Kapitel 2 beschriebenen theoretischen Überlegungen in Verbindung gebracht. Nachfolgend sollen zunächst die wesentlichen Ergebnisse der einzelnen Unterkapitel des vorherigen Abschnittes zusammengefasst werden.

5.1 Länderspezifische Analyse mit OLS

Die makroökonomischen Variablen haben insgesamt unterschiedliche Bedeutungen für die Beveridge-Kurve und die Job-Creation Kurve. Darüber hinaus ist die Berücksichtigung von Pfadabhängigkeiten in den Spezifikationen nicht ohne Konsequenzen für den Erklärungsbeitrag der Variablen. Die Arbeitsnachfrageschocks haben in der Spezifikation der Beveridge-Kurve mit Pfadabhängigkeit einen deutlich besseren Erklärungsgehalt, als in der Spezifikation ohne verzögerte Endogene. Für die zwei grundlegenden Spezifikationen der Job-Creation Kurve ist der gleiche Sachverhalt zu beobachten. Hinzu kommt, dass die Arbeitsnachfrageschocks für die Job-Creation Kurve von größerer Bedeutung sind, als für die Beveridge-Kurve. Das reale BIP Wachstum hat auf die Lage der Beveridge-Kurve einen deutlich geringeren Einfluss, als die Arbeitsnachfrageschocks. Die Spezifikation

mit endogener verzögerter Variable weist eine bessere Performance auf. Auch hier ist für die Job-Creation Kurve hinsichtlich der Bedeutung von Pfadabhängigkeiten das Gleiche zu beobachten. Für das reale BIP Wachstum stellt sich heraus, dass die Job-Creation Kurve von Veränderungen dieser Variablen stärker betroffen ist. Fasst man Arbeitsnachfrageschocks und BIP Wachstum als Proxyvariablen für Arbeitsnachfrage auf, so fällt auf, dass diese stärker für eine Bewegung auf der Beveridge-Kurve sorgen, als für eine Verschiebung der Kurve selbst. Darüber hinaus ist die Bedeutung dieser Variablen offensichtlich für kurzfristige Effekte, also Abweichungen vom Pfad, deutlich höher einzustufen.

Der reale Zinssatz hat auf die Beveridge-Kurve mit verzögerter endogener Variable keinen Einfluss. Der Erklärungsbeitrag steigt nur unwesentlich, sofern eine Pfadabhängigkeit nicht berücksichtigt wird. Die Bedeutung des Zinses ist für die Job-Creation Kurve deutlich höher. In der Spezifikation ohne verzögerte Endogene ist ihr Einfluss auf die Schaffung neuer Stellen zudem deutlich stärker. Genau wie die Arbeitsnachfragevariablen ist der Zins demnach hauptsächlich für die Bewegung auf der Beveridge-Kurve als für die Bewegung der Kurve selbst verantwortlich. Im Unterschied zu Arbeitsnachfrageschocks und BIP Wachstum hat der Zins aber eine langfristige Wirkung auf die Schaffung neuer Stellen. Für die Arbeitsproduktivitätsschocks stellt sich ebenfalls heraus, dass der Einfluss auf die Job-Creation Kurve bedeutsamer, als der auf die Beveridge-Kurve ist. Im Unterschied zu den obigen Variablen ist hier kein grundsätzlicher Unterschied hinsichtlich langfristiger und kurzfristiger Effekte festzustellen. Die Arbeitsproduktivitätsschocks führen demnach zu einer nachhaltigen Bewegung auf der Beveridge-Kurve. Mit Ausnahme von Kanada und den Niederlanden haben die *Terms of Trade* Schocks keinen Einfluss auf die zwei Kurven. Auffällig ist indes, dass die *Terms of Trade* Schocks in den USA zu einem neuen Arbeitsmarktgleichgewicht geführt haben, bei dem die Arbeitslosenrate sowohl aufgrund einer Verschiebung der Kurve als auch aufgrund einer Bewegung auf der Kurve reduziert wurde.

Ausgehend von den linearen Spezifikationen kann über die institutionellen Einflüsse folgendes festgehalten werden: Für die Bezugsdauer von Lohnersatzleistungen gilt, dass sie sowohl auf die Beveridge-Kurve als auch auf die Job-Creation Kurve einen Einfluss hat. Ähnlich wie auch die Arbeitsproduktivitätsschocks kann für die Bezugsdauer von Lohnersatzleistungen ein langfristiger wie kurzfristiger Einfluss festgestellt werden. Die Höhe der Lohnersatzleistung beeinflusst ebenfalls die Beveridge-Kurve und die Job-Creation Kurve gleichermaßen. Auch hier ist ein Hinweis auf kurzfristige und langfristige Einflüsse gegeben, wobei die langfristigen Effekte ein leichtes Übergewicht aufweisen. Der gewerkschaftliche Organisationsgrad hat ebenfalls, wie auch die Dauer der Lohnersatzleistung, einen Einfluss auf beide Kurven, und ist hinsichtlich der Fristigkeit seiner Wirkung ebenfalls für beide Kategorien relevant.

Da in den Spezifikationen ohne verzögerte Endogene erheblich häufiger theoretisch falsche Vorzeichen bei den makroökonomischen Variablen aufgetreten sind, wird die Variante mit Pfadabhängigkeit als robuster erachtet. Für die im Kapitel 4.2 vorgenommenen IV Schätzungen sind aus diesem Grund nur Spezifikationen mit verzögerter endogener Variable verwendet worden. Hierdurch sollen auch Verzerrungen von nicht-linearen Einflüssen verringert werden. Für alle drei institutionellen Variablen ist darüber hinaus anzumerken, dass die Berücksichtigung von Pfadabhängigkeiten häufig zu einer deutlichen Veränderung des Signifikanzniveaus führt. Dies kann als Hinweis auf Fehlspezifikation verstanden werden. Für die OLS Schätzungen ist festzustellen, dass die geringe Schwankung der Institutionen auf Länderebene eine seriöse Interpretation einer nicht-linearen Spezifikation nicht zulässt.

5.2 Länderspezifische Analyse mit 2SLS

Die IV Schätzungen des Abschnittes 4.2 hatten zum Ziel, einen möglichen *simultaneous equation bias* und den negativen Einfluss hoher Korrelationen unter den Institutionen zu eliminieren. Aus diesem Grund liegt der Fokus in diesem Abschnitt ausschließlich auf den institutionellen Variablen. Ein Vergleich der qualitativen Ergebnisse der Abschnitte 4.1 und 4.2 zeigt, dass kein grundsätzlicher Widerspruch besteht. Einige signifikante Effekte der OLS Schätzung lassen sich mit den IV Schätzungen bestätigen, andere nicht. Anders herum sind unter Verwendung des 2SLS Schätzers weitere signifikante Einflüsse von institutionellen Variablen auf die abhängige Variable identifiziert worden. Signifikante Vorzeichenwechsel treten also im Abschnitt 4.2 nicht auf. Hieraus folgt, dass ein *simultaneous equation bias* nur von geringer Bedeutung ist und für die im Abschnitt 4.3 vorgenommene Panelschätzung nicht zwingend notwendig ist. Die in diesem Fall auftretende, vermutlich vergleichsweise geringe, Ungenauigkeit der Parameter ist in Kauf zu nehmen, da ein IV Panelschätzer ebenfalls Ungenauigkeiten der Parameter hervorruft, wenn die gewählten Instrumente nicht für jedes berücksichtigte Land valide sind. Die im Abschnitt 4.2 vorgenommene länderspezifische Analyse hat aber bereits gezeigt, dass das Set an validen Instrumenten von Land zu Land erhebliche Unterschiede aufweist.

Das Verfahren zur Verringerung von Multikollinearitätseinflüssen hat in einigen Fällen zu deutlichen Verbesserungen der Ergebnisse geführt. Es ist daher zu vermuten, dass eine Panelanalyse aufgrund seiner deutlich höheren Varianz in den institutionellen Daten zu klareren Ergebnissen führen kann. Voraussetzung ist hierbei, dass die in den Abschnitten 4.1 und 4.2 identifizierten positiven wie negativen Einflüsse der jeweiligen Institutionen tatsächlich in einen funktionellen Zusammenhang überführen lassen. Sofern der Zusammenhang signifikant ist, ist dies zweifellos ein wichtiges Indiz. Doch aufgrund der verbleibenden Datenproblematik ist ein nicht signifikanter Zusammenhang nicht grundsätzlich irrelevant.

Auch in den 2SLS Schätzungen sind die nicht-linearen Zusammenhänge durchweg als nicht interpretierbar hervorgegangen. Die Ergebnisse sind größtenteils weder ökonomisch plausibel erklärbar noch statistisch belastbar. Offensichtlich ist die Tatsache, wonach die institutionellen Variablen zu wenig Variation aufweisen, eine unumgängliche Hürde bei der Bestimmung von länderspezifischen nicht-linearen Zusammenhängen. Es bleibt daher nur die Möglichkeit, diesbezügliche Erkenntnisgewinne aus den Panelschätzungen zu gewinnen.

5.3 Panelanalyse

Die Erfahrungen mit den Einflüssen der makroökonomischen Variablen decken sich weitestgehend mit denen der länderspezifischen Schätzungen. Eine erneute Interpretation der geschätzten Effekte ist daher nicht notwendig. Für die Arbeitsmarktinstitutionen ist ebenfalls festzustellen, dass die Einflüsse auf die abhängige Variable deutliche Unterschiede zeigen, sofern die verzögerte endogene Variable berücksichtigt wird. Dies wirkt sich auch auf die interaktiven Elemente aus. So ist etwa der Tabelle 4.3.2 zu entnehmen, dass die drei Kerninstitutionen direkte und interaktive Einflüsse auf die Arbeitslosenrate aufweisen. Da für die Interaktionsterme für jeweils zwei Variablen Werte festgelegt werden müssen, fällt eine Interpretation recht vielfältig aus. Geht man beispielsweise davon aus, dass die Variablen jeweils den gleichen Wert aufweisen, so ergibt sich für das Intervall $[0,1]$ für alle drei Variablen ein umgekehrt U-förmiger Verlauf. Dies ist zumindest ein Indiz, dass die verwendeten nicht-linearen Spezifikationen zielführend sind. Wie der Tabelle 4.3.3 dann aber zu entnehmen ist, verändert sich das Bild der interaktiven Spezifikationen dramatisch, wenn die verzögerte endogene Variable berücksichtigt wird. Hinzu kommt, dass in den Schätzungen für die Job-Creation Kurve nur ein einziger interaktiver Term signifikant ist. Interaktionen sollen daher nachfolgend aufgrund ihrer mangelnden Stabilitäts- und statistischen Qualitätseigenschaften nicht weiter berücksichtigt werden.

Da bereits mehrfach herausgestellt wurde, dass die Spezifikationen mit verzögerter Endogener belastbarer sind, soll die Interpretation der nicht-linearen Einflüsse auf diese Gleichungen beschränkt werden. Nachfolgend sollen die jeweiligen geschätzten Kurven diskutiert werden. Hierbei wird nur das durch den Datensatz abgedeckte Intervall dargestellt und besprochen. Hier ist die institutionelle Ausprägung Null in der Wirkung auf Null normiert, da keine Konstante berücksichtigt wird. Letztere hätte keinen Einfluss auf den Kurvenverlauf im engeren Sinne, sondern nur auf den Achsenabschnitt der Ordinate. Es geht aus der Abbildung also weiterhin hervor, an welchem Punkt die maximale bzw. minimale Wirkung auf die Arbeitslosenrate und die Schaffung neuer Stellen erreicht wird. Die Berücksichtigung der geschätzten Konstanten würde zu Verzerrungen des Effektes führen, da es sich hierbei um den Achsenabschnitt aller Kovariaten handelt.

Die Interpretation der nicht-linearen Zusammenhänge erfolgt unter der restriktiven und vereinfachenden Annahme, wonach alle berücksichtigten Länder dem selben Kurvenverlauf folgen. Da die länderspezifischen Schätzungen für diese Spezifikationen keine Interpretationen erlauben, ist dies der einzige Weg, neue Erkenntnisse über nicht-lineare Zusammenhänge zu gewinnen. Zu berücksichtigen ist dennoch, dass länderspezifische Kurven höher oder tiefer liegen bzw. eine deutlich abweichende Krümmung aufweisen können. Schließlich kann der unten diskutierte Verlauf zudem durch besondere länderspezifische Erfahrungen geprägt sein, die auch mit kulturellen Eigenschaften verbunden sein können.

Unter Verwendung der Schätzwerte für die Höhe und Bezugsdauer der Lohnersatzleistung sowie für den gewerkschaftlichen Organisationsgrad aus Gleichung EQ11 der Tabelle 4.3.3 ergeben sich für das tatsächlich vorliegende jeweilige Intervall die Kurvenverläufe, die in der Abbildung 3 dargestellt sind. Für die Bezugsdauer der Lohnersatzleistung ist der nicht-lineare Verlauf deutlich zu erkennen. Bei einem Wert von 0.62 ist die Arbeitslosenrate um 0.33 Prozentpunkte höher, als bei einer Bezugsdauer von unter einem Jahr. Danach ist die Wirkung auf die Arbeitslosigkeit rückläufig und für Australien und Neuseeland, die Werte knapp über Eins aufweisen (Tabelle 3.1), deutlich unter 0,2 Prozentpunkten. Damit ist die Wirkung in diesen Ländern etwa genauso stark, wie in den USA mit einer institutionellen Ausprägung von 0.18. Der Wert für Deutschland liegt mit 0.61 auf einem Niveau, dass die nahezu größtmögliche Ineffizienz dieser Institution verursacht.

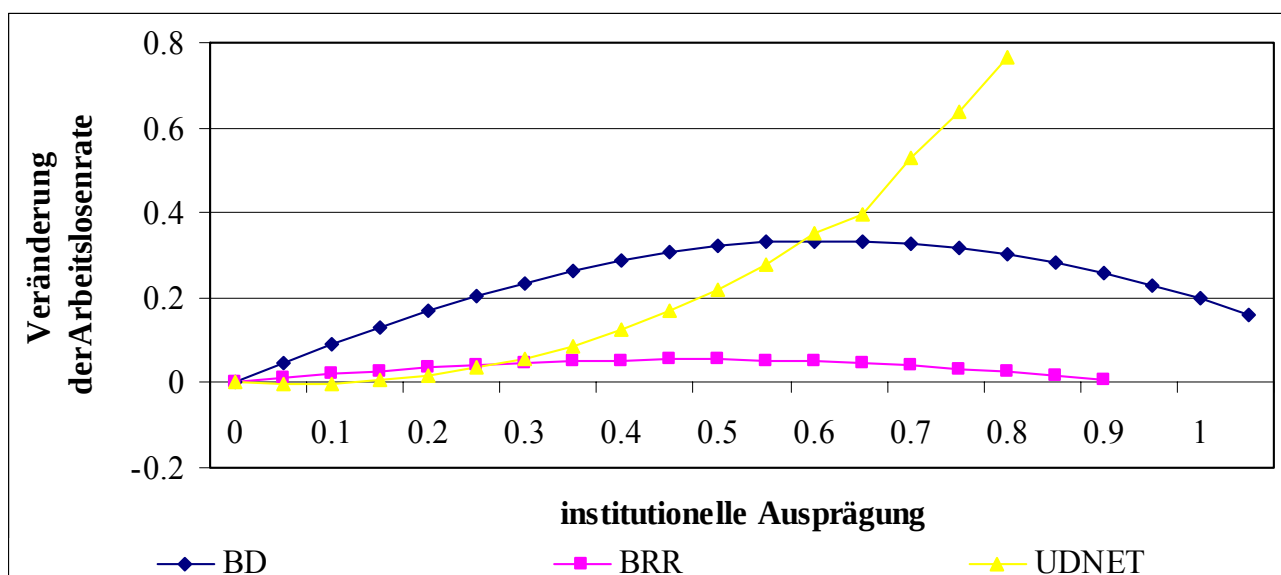


Abbildung 3: Kurvenverläufe für BD, BRR und UDNET der Gleichung EQ11 (Tabelle 4.3.3)

Für die Höhe der Lohnersatzleistung ist der umgekehrt U-förmige Verlauf nur sehr schwach ausgeprägt. Das Maximum liegt bei einem Wert von 0.46 und hat einen Effekt von etwas über 0,05 Prozentpunkten im Vergleich zum Normwert. Unter Berücksichtigung der jeweiligen Mittelwerte der Länder (Tabelle 3.2) zeigt sich, dass die Wirkung auf die Arbeitslosenrate in Großbritannien mit

einem Niveau von 0.24 genauso hoch ist, wie die in Spanien mit einem Unterstützungsleistungsniveau von 0.71. Auch hier liegt Deutschland mit einem Wert von 0.38 in einem vergleichsweise ineffizienten Bereich.

Für den gewerkschaftlichen Organisationsgrad ist eine Funktionsform identifiziert worden, die einem exponentiellen Verlauf ähnelt. Die einzigen Staaten, die einen Wert von deutlich über 0.5 aufweisen, sind die berücksichtigten Nordischen Länder, die allesamt aktuell ein vergleichsweise geringes Problem mit Arbeitslosigkeit aufweisen. Der Durchschnittswert für Deutschland (Tabelle 3.3) weist gerade mal auf einen Effekt von 0.07 Prozentpunkten gegenüber dem Normwert auf.

Die Abbildung 4 zeigt die in Gleichung EQ11 (Tabelle 4.3.3) geschätzten Kurvenverläufe für den Kündigungsschutz (EP) und die Koordination von Lohnverhandlungen (CO). Der Kündigungsschutz hat einen reduzierenden Einfluss, der eine annähernd konkave Form aufweist. Mit zunehmendem Kündigungsschutz wird die Arbeitslosenrate reduziert, und ab dem Wendepunkt bei 1.45 ist die Veränderung nur noch gering ausgeprägt. Bezüglich der in der Schätzung berücksichtigten Länder hat diese Variable in Belgien, Deutschland, Frankreich, Japan, den Niederlanden und in Norwegen eine annähernd maximale Wirkung. Die Koordination von Lohnverhandlungen weist einen schwach umgekehrt J-förmigen Verlauf auf, der sein Maximum bei 1.4 erreicht. Großbritannien weist mit einem Wert von 1.3 für die Koordination von Lohnverhandlungen ein vergleichsweise ungünstiges Niveau auf. In Deutschland, Japan und Österreich hat diese Institution einen reduzierenden Einfluss auf die Arbeitslosenrate, da die Ausprägung in diesen Ländern dem Maximalwert von 3 entspricht. Darüber hinaus fällt auf, dass erst ab Werten von 2 der reduzierende Effekt auf Arbeitslosigkeit eintritt.

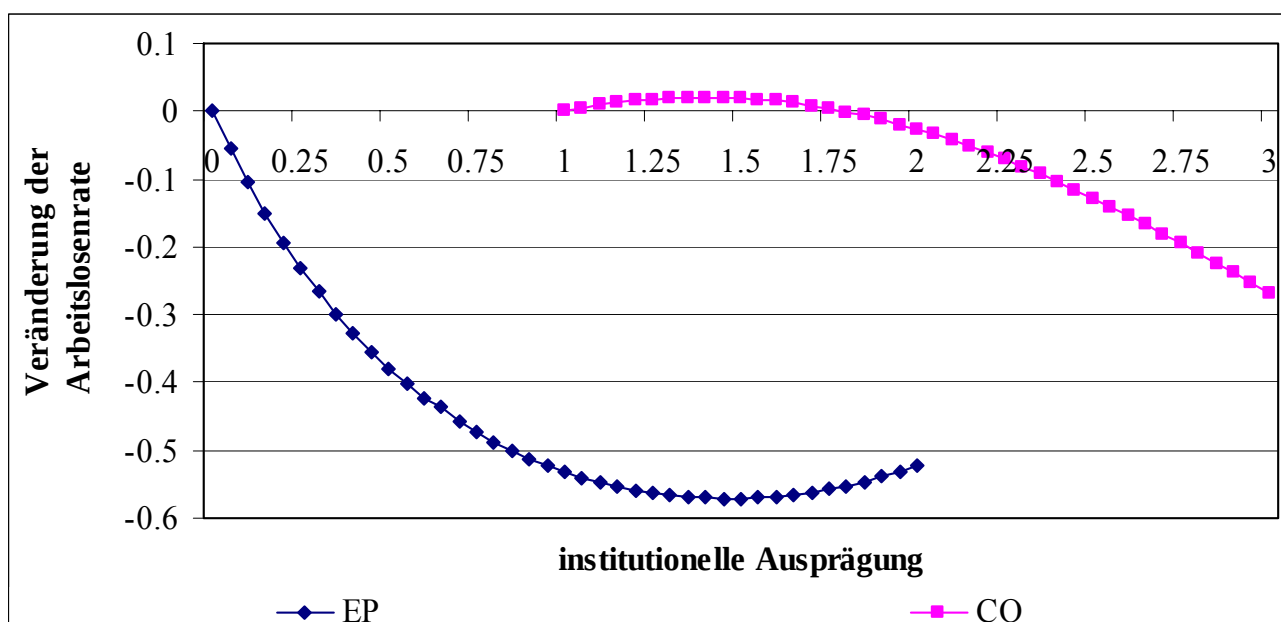


Abbildung 4: Kurvenverläufe für EP und CO der Gleichung EQ11 (Tabelle 4.3.3)

Die hier beschriebenen Effekte beziehen sich auf die Zerstörung von bestehenden Arbeitsverhältnissen und auf die Matchingeffizienz. Der Einfluss der Lohnersatzleistungshöhe liegt auf einem geringen Niveau und ruft keine bedeutenden Unterschiede bezüglich seiner Ausprägung hervor. Für die Bezugsdauer von Lohnersatzleistungen und die Koordination von Lohnverhandlungen zeigt sich, dass Arbeitsmärkte mit vergleichsweise umfangreichen Ausprägungen dieser Institutionen und solche, die sich durch einen geringen institutionellen Einfluss auszeichnen, nicht grundsätzlich unterschiedliche Erfahrungen mit der Wirkung dieser auf Arbeitslosigkeit machen. Für die Koordination kommt hinzu, dass diese möglicherweise für bestehende Kontrakte eine verlängernde Wirkung hat, da die zukünftigen Entwicklungen der Arbeitskosten planbarer werden. Der Einfluss des Kündigungsschutzes ist insoweit nicht überraschend, als er ja auch zur Stabilisierung von bestehenden Kontrakten gedacht ist. Der für den gewerkschaftlichen Organisationsgrad identifizierte Einfluss lässt vermuten, dass er absolut gesehen vergleichsweise gering ist, da sein stärkster Effekt in Ländern auftritt, die im internationalen Vergleich über einen ungewöhnlich langen Zeitraum wenig Probleme mit der Entwicklung der Arbeitslosigkeit hatten.

Bezogen auf den theoretischen Teil im Kapitel 2 ist hervorzuheben, dass es sich hierbei um institutionell bedingte Verhaltensänderungen seitens der Arbeitgeber und Arbeitnehmer handelt. Insbesondere die Lohnersatzleistungsvariablen sind für die Suchaktivitäten des Arbeitssuchenden von hoher Bedeutung. Sofern diese auf geringem Niveau ausgeprägt sind, ist das Individuum entweder risikoavers und sucht erst gar nicht, oder die Suchdauer wird so kurz wie nur möglich gehalten. Bei einer generösen Ausprägung dieser Institutionen ist das Individuum weniger risikoavers und darüber hinaus auch bestrebt, einen möglichst langlebigen Kontrakt oder aber einen Kontrakt mit einer hohen Übereinstimmung von geforderten und angebotenen Jobeigenschaften zu suchen. Der hierdurch verlängerte Suchprozess wird offensichtlich durch die Qualität der Kontrakte und damit einer sinkenden Kündigungsrate überkompensiert, da der funktionelle Verlauf für diese Institutionen umgekehrt U-förmig ist. Darüber hinaus lässt sich den Ergebnissen auch entnehmen, dass der Anteil derer, die aufgrund eines hohen und langlebigen Unterstützungsniveaus freiwillig arbeitslos werden oder es lange bleiben, so gering ist, dass sein Einfluss auf die funktionelle Form vernachlässigbar gering ist.

Die institutionellen Einflüsse auf die Schaffung neuer Stellen werden anhand der Gleichung EQ25 der Tabelle 4.3.6 diskutiert. In der Abbildung 5 sind die Kurvenverläufe für Höhe und Bezugsdauer von Lohnersatzleistungen und den gewerkschaftlichen Organisationsgrad abgebildet. Die Dauer der Lohnersatzleistung hat einen U-förmigen Verlauf, der zu einer Reduzierung des Jobangebotes führt. Der Maximalwert ist bei einer Ausprägung von 0.63 erreicht. Erneut liegt Deutschland mit einem Wert von 0.61 nahe am Wendepunkt. Des Weiteren wird ersichtlich, dass die Bezugsdauer in Aust-

ralien und Neuseeland mit Werten von knapp über Eins einen Effekt aufweist, der in etwa vergleichbar ist mit dem in Kanada, Spanien und Portugal, die Werte zwischen 0.24 und 0.25 aufweisen. Für die Höhe der Lohnersatzleistung ergibt sich ein weniger ausgeprägter Zusammenhang. Auch hier ist die Beziehung negativ, jedoch zeigt der funktionelle Verlauf eher einen konkaven Zusammenhang auf. Nach dem Wendepunkt bei 0.73 geht der Effekt kaum zurück. Eine Reduzierung der Lohnersatzleistungshöhe ist somit im Bereich von 0.5 bis 0.9 annähernd wirkungslos, was den Einfluss auf die Schaffung neuer Stellen betrifft.

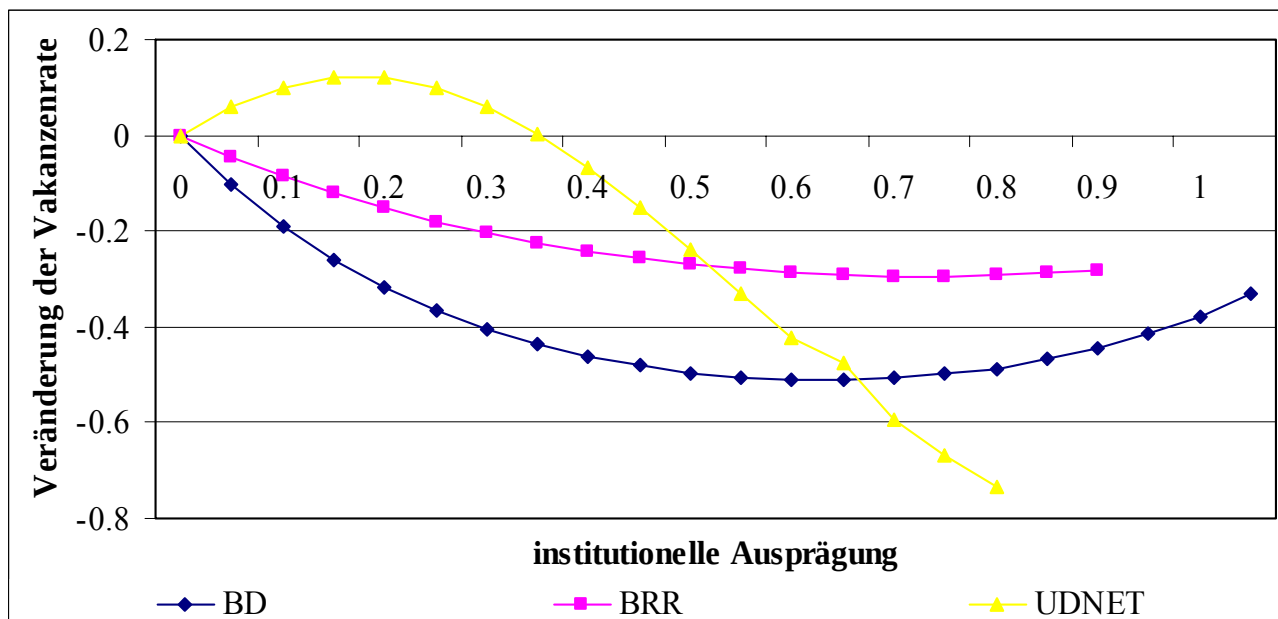


Abbildung 5: Kurvenverläufe für BD, BRR und UDNET der Gleichung EQ25 (Tabelle 4.3.6)

Für den gewerkschaftlichen Organisationsgrad ist festzustellen, dass er bis zu einem gewissen Grad die Schaffung neuer Stellen begünstigt. Bei einem Organisationsgrad von etwa 35% kehrt sich der Effekt jedoch in einen negativen Einfluss um. Insgesamt zeigt sich ein umgekehrt J-förmiger Verlauf. In Deutschland liegt der Organisationsgrad unter dem Schwellenwert, was also auf einen leicht positiven Einfluss auf die Schaffung neuer Stellen hindeutet. Für den auffällig negativen Einfluss bei hohem Organisationsgrad ist auch hier anzumerken, dass die Staaten, die einen derartigen Wert aufweisen, keine dauerhaft ernstzunehmenden Probleme auf dem Arbeitsmarkt haben.

Die Abbildung 6 zeigt die Einflüsse des Kündigungsschutzes und der Koordination von Lohnverhandlungen auf die Schaffung von neuen Stellen. Der Kündigungsschutz weist einen nahezu linearen negativen Verlauf auf. Ein geringer Kündigungsschutz ist demnach förderlich für die Dynamik der Stellenschaffung. Die Koordination von Lohnverhandlungen hat zunächst einen positiven Einfluss in Form eines umgekehrt U-förmigen Verlaufs. Auch wenn bei einem Wert von ungefähr 2 der Einfluss abgeschwächt wird, so ist doch kein Unterschied zwischen Ländern wie den USA und Kanada ($CO = 1$) auf der einen Seite und Deutschland, Japan und Österreich ($CO = 3$) auf der anderen

Seite festzustellen. Die Koordination ist nach den vorliegenden Ergebnissen in Australien, Belgien, Frankreich, den Niederlanden, Portugal und Spanien am effizientesten.

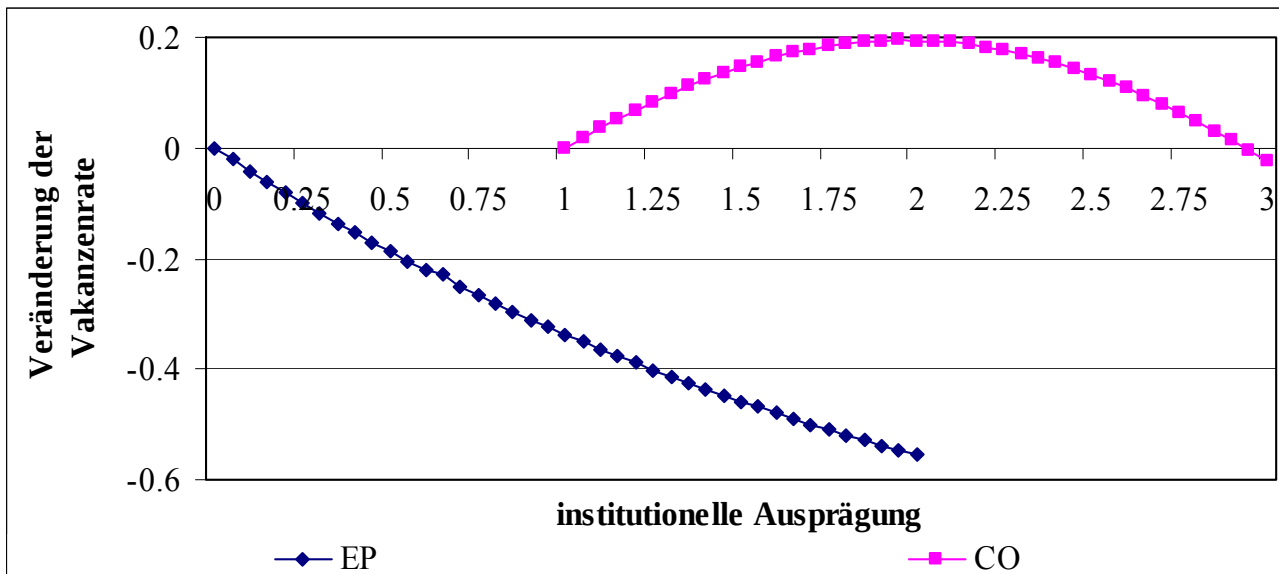


Abbildung 6: Kurvenverläufe für EP und CO der Gleichung EQ25 (Tabelle 4.3.6)

Für die Lohnersatzleistungsvariablen lässt der Kurvenverlauf darauf schließen, dass die längere Suchdauer zunächst den Effekt der verbesserten Matchqualität übersteigt. Für die Bezugsdauer kehrt sich dieser Effekt um, wohingegen er sich für die Höhe der Lohnersatzleistung stabilisiert. Eine weitere Interpretation der Ergebnisse stellt auf den Einfluss auf die ausgehandelte Lohnhöhe ab. In diesem Fall würde ein Ansteigen der Lohnersatzleistungsvariablen zu höheren Lohnforderungen führen. Da die Kurven sich bei hoher institutioneller Ausprägung aber genau entgegen dieser Vermutung bewegen, ist dieser Erklärungsansatz allenfalls von untergeordneter Bedeutung. Der gewerkschaftliche Organisationsgrad hat bis zu einem Wert von rund 1/3 einen positiven Effekt auf die Schaffung neuer Stellen, was beispielsweise auf die Stabilisierung von Löhnen auf Firmenebene zurückgeführt werden kann. Anschließend wird der Effekt negativ, was aus Unternehmensicht möglicherweise auf einen zu starken Einfluss auf die Lohnfindung zurückgeführt werden kann. Andererseits sind, wie bereits schon erwähnt, die Länder mit der höchsten gewerkschaftlichen Organisation auch jene mit den geringsten Arbeitslosenraten.

Der Anstieg des Kündigungsschutzes führt dazu, dass Unternehmen nun genauer und somit länger nach einem geeigneten Kandidaten suchen. Dies führt sowohl zu einem Rückgang der Matchingeffizienz als auch zu einer Reduktion von Stellenangeboten, da das Gleichgewicht aus Such- und Rekrutierungskosten und Wert einer zu besetzenden Stelle früher erreicht ist. Die Koordination von Lohnverhandlungen hat zunächst eine positive Wirkung auf die Stellenschaffung. Zu vermuten ist, dass sich die Unternehmen bei starker Koordination benachteiligt fühlen, und diese Benachteiligung in Höhe von (gefühlten) Kosten bei der Schaffung neuer Stellen berücksichtigen.

Beachten wir nun, dass die Effekte auf die Stellenschaffung zu einer Verschiebung der Job-Creation Kurve und mithin zu einer Bewegung auf die Beveridge-Kurve führen, ergibt sich ein Gesamteffekt auf die Arbeitslosenrate, wie in der Abbildung 7 dargestellt. Für alle Variablen wird ersichtlich, dass der Effekt über die Job-Creation Kurve einen relativ geringen Einfluss aufweist. Von maßgeblicher Bedeutung sind daher die Einflüsse der Zerstörung von Arbeitsplätzen und die Matchingeffizienz, also die Verschiebung der Beveridge-Kurve. Welcher dieser beiden Effekte der bedeutendere ist, kann hier nur vermutet werden. Da aber die Matchingeffizienz auch für die Job-Creation Kurve eine Rolle spielt, scheint sie nicht die treibende Kraft zu sein. Anzumerken ist an dieser Stelle, dass der geschätzte Koeffizient für die Beveridge-Kurve sehr klein ausgefallen ist. Sofern dieser unterschätzt wurde, sind dadurch die Einflüsse über Job-Creation ebenfalls unterschätzt.

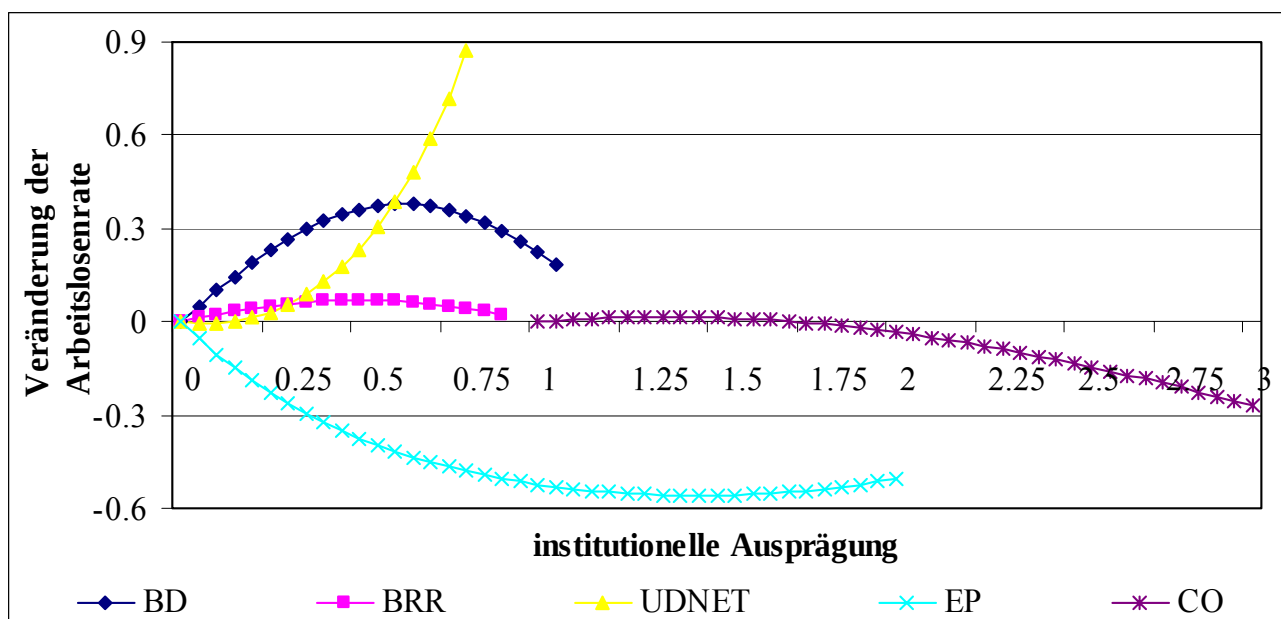


Abbildung 7: Gesamteffekt auf die Arbeitslosenrate

Von letztlich entscheidender Bedeutung ist nun, welchen Beitrag diese institutionellen Variablen für die Entwicklung der Arbeitslosenrate in den jeweiligen Ländern leisten. Hierzu wird nachfolgend ein Vergleich der linearen Modelle (EQ9 aus Tabelle 4.3.3 und EQ23 aus Tabelle 4.3.6) mit den hier diskutierten nicht-linearen Modellen vorgenommen. Dieser Vergleich gibt einen Aufschluss darüber, ob die lineare Variante zu einem anderen Ergebnis kommt. Zur Bestimmung der jeweiligen Anteile ist die Pfadabhängigkeit nicht berücksichtigt worden. Zum einen, da die länderspezifischen Schätzungen gezeigt haben, dass international sehr große Unterschiede vorzufinden sind. Zum anderen, da per se nicht klar ist, welchen Anteil die Institutionen an der Pfadabhängigkeit generell

haben.⁷ Aus den vorliegenden Schätzungen lässt sich dies nicht ableiten. Eine Berücksichtigung dieses Effektes würde den Anteil der institutionell bedingten Arbeitslosigkeit - möglicherweise nur geringfügig - erhöhen.

Zunächst werden Arbeitslosenraten gezeigt, die ausschließlich auf die Institutionen zurückzuführen sind. Anschließend wird für die nicht-lineare Variante der Anteil an der Gesamtarbeitslosigkeit im Durchschnitt über alle 15 im Panel berücksichtigten Staaten dargestellt. In allen Fällen wird sowohl der direkte Effekt auf die Beveridge-Kurve, wie auch der indirekte Einfluss über die Job-Creation Kurve berücksichtigt.

Die Abbildung 8 zeigt die Arbeitslosenraten der jeweiligen Länder, die nach den Schätzergebnissen des linearen Modells auf die institutionellen Variablen zurückzuführen sind. In Dänemark, Finnland und Norwegen ist die auf institutionelle Gegebenheiten zurückzuführende Arbeitslosenrate am höchsten. Am unteren Ende befinden sich die USA, Spanien und Frankreich. Deutschland bewegt sich in dem Betrachtungszeitraum stabil zwischen 1.6 und 1.4 und zählt damit zu den Staaten mit einer unterdurchschnittlich institutionell bedingten Arbeitslosenrate.

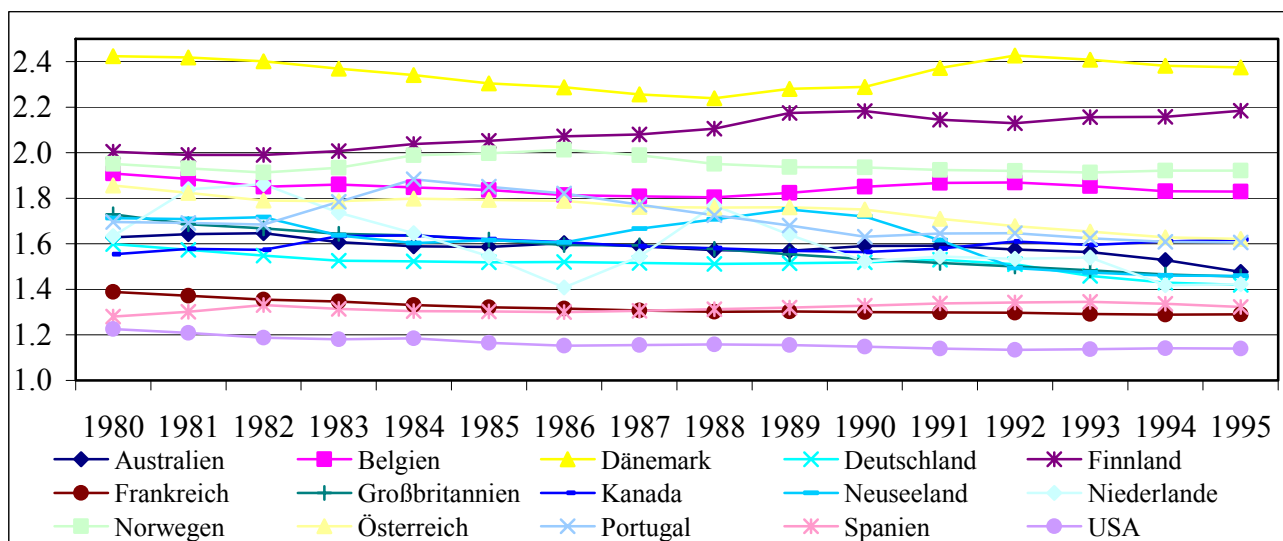


Abbildung 8: Institutionell bedingte Arbeitslosenrate basierend auf dem linearen Modell

Die Abbildung 9 zeigt nun erneut die länderspezifischen Arbeitslosenraten, die ausschließlich auf institutionelle Einflüsse zurückzuführen sind. Jetzt werden die bereits ausführlich diskutierten nicht-linearen Spezifikationen verwendet. Zunächst zeigt sich, dass die Arbeitslosenraten deutlich geringer sind. Mit Ausnahme von Großbritannien liegen alle Quoten unter 1.3%. Neben Großbritannien weisen Dänemark, Kanada und Finnland die höchsten Werte auf. Die geringsten institutionell be-

⁷ Es ist zu vermuten, dass eine hohe Pfadabhängigkeit auch mit einer vergleichsweise hohen Langzeitarbeitslosigkeit einhergeht. Als Ursachen für den Anstieg von Langzeitarbeitslosigkeit sind eine Reihe von Faktoren zu nennen, wovon institutionelle Gegebenheiten nur eine Möglichkeit darstellt.

dingten Arbeitslosenraten ergeben sich nun für Deutschland, Spanien und Österreich. Für die USA ist der Rückgang sehr gering ausgefallen, so dass diese nun im oberen Mittelfeld liegen.

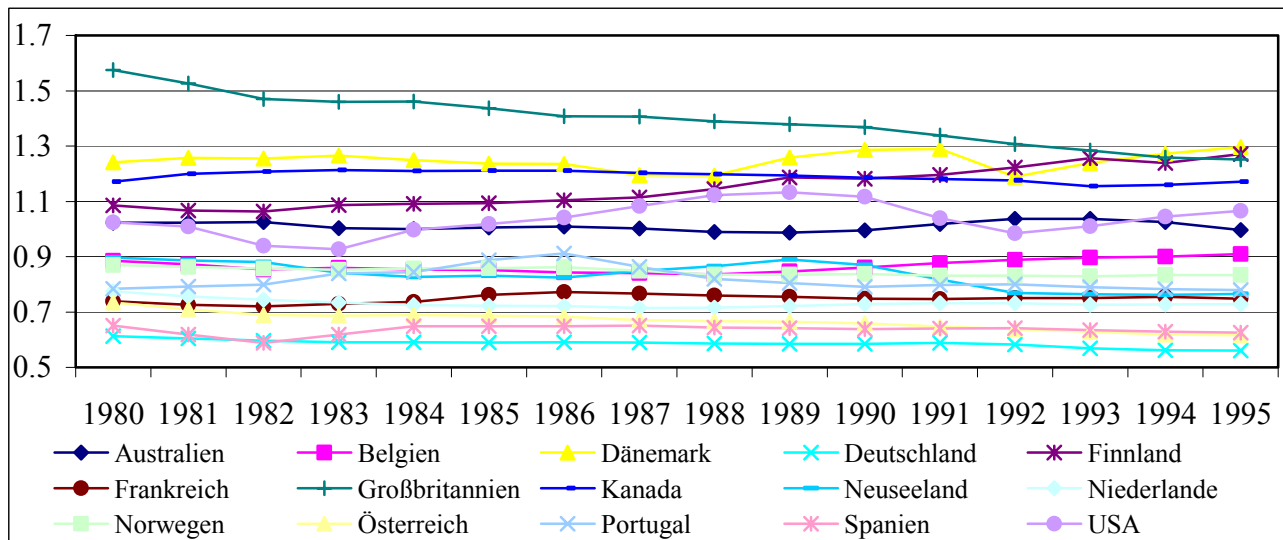


Abbildung 9: Institutionell bedingte Arbeitslosenrate basierend auf dem nicht-linearen Modell

Die Ergebnisse des nicht-linearen Modells sind insgesamt überzeugender, da letztlich eine lineare Spezifikation im Kontext des (theoretischen) Modells zu restriktiv erscheint. So bleibt festzuhalten, dass die wesentliche Ursache für die Entwicklung der Arbeitslosigkeit in den berücksichtigten Staaten nicht in der Ausgestaltung der hier analysierenden Arbeitsmarktinstitutionen liegt. Zur Verdeutlichung ist die Abbildung 10 geeignet. Sie zeigt die durchschnittliche Arbeitslosenrate über die berücksichtigten 15 Staaten und den auf die Institutionen zurückzuführenden Anteil an dieser Quote.

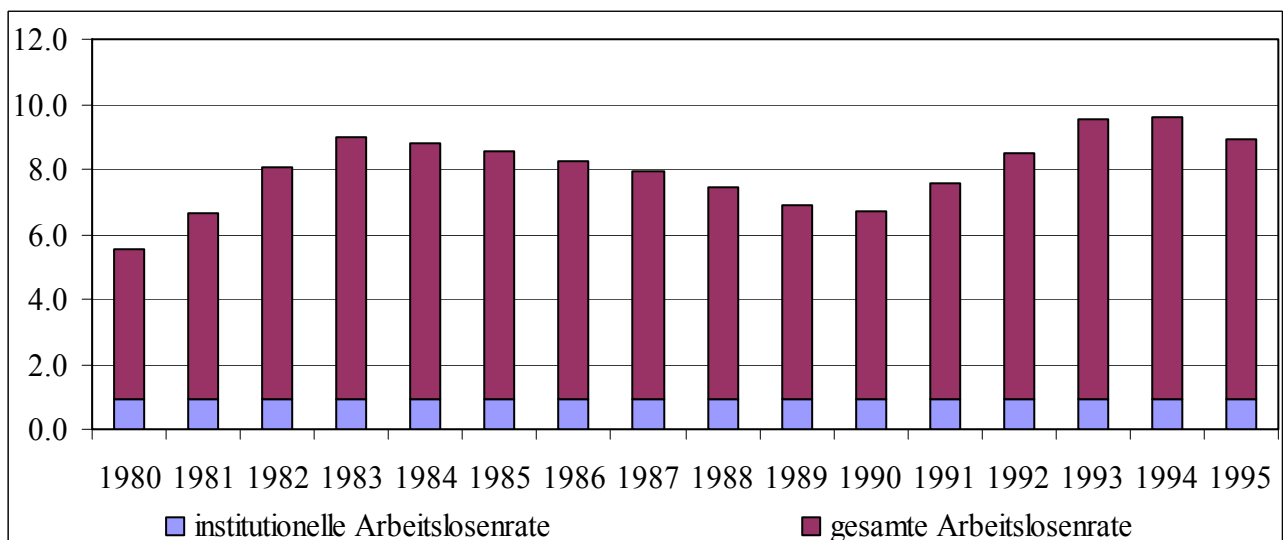


Abbildung 10: Durchschnittliche Arbeitslosenrate der 15 berücksichtigten Länder

So ist die durchschnittliche Arbeitslosenrate in 1982 bei 8% und der institutionelle Anteil bei knapp unter 1%. Während das konjunkturelle Muster für die gesamte Arbeitslosenrate gut zu erkennen ist, zeigt sich für die institutionelle Quote ein recht stabiler „Sockel“. Eine mögliche, wenngleich spe-

kulative Begründung könnte darin liegen, dass Institutionen den Jobturnover in einer von makroökonomischen Entwicklungen unabhängigen Weise beeinflussen. Dies wäre dann mit einer um alle Schwankungen bereinigte rein friktionell bedingte Arbeitslosigkeit gleichzusetzen.

6. Zusammenfassung und Ausblick

Die Arbeit hat gezeigt, dass Arbeitsmarktinstitutionen in einem komplexen Zusammenhang mit Arbeitslosigkeit stehen können. Die Anwendung eines linearen Modells ist daher eine sehr starke Restriktion. Auf Länderebene lassen sich nicht-lineare Beziehungen aufgrund von Datenproblemen nicht hinreichend nachweisen. Diese Problematik trifft aber auch auf andere makroökonomische Theorien zu. Die Verwendung eines Paneldatensatzes stellt zwar für sich genommen ebenfalls eine starke Restriktion der funktionellen Zusammenhänge dar, ist aber auf der anderen Seite der einzige Weg, das Datenproblem auf Länderebene zu umgehen. Aus der Panelanalyse geht hervor, dass Arbeitsmarktinstitutionen Einflüsse aufweisen, und zwar in unterschiedlicher Form auf die Schaffung und Vernichtung von Arbeitsplätzen. Hier ist weiterer Forschungsbedarf notwendig, um ein tieferes Verständnis über die unterschiedliche Bedeutung einzelner Institutionen für die Dynamik am Arbeitsmarkt herauszuarbeiten. Das vorsichtige Fazit dieser Arbeit ist, dass die Institutionen in einem nicht-linearen Zusammenhang mit der Arbeitslosenrate stehen, und ihre Bedeutung für deren Höhe und insbesondere für deren Entwicklung in den vergangenen Jahrzehnten sehr gering ist. Weiterer Forschungsbedarf ist in diesem Zusammenhang in der Bedeutung von Arbeitsmarktinstitutionen für die Pfadabhängigkeit der Arbeitslosenrate zu sehen. Hier ist die Frage zu klären, ob die Pfadabhängigkeit nicht in hohem Maße von Langzeitarbeitslosigkeit geprägt ist, und deren Ursachen wiederum vielmehr in Schocks auf den Güter- und Arbeitsmärkten als in institutionellen Gegebenheiten liegt. Schließlich sind die Ergebnisse dieser Arbeit nicht in Verbindung mit alternden Gesellschaften gebracht worden. Da junge Kohorten andere Verhaltensweisen und andere Eigenschaften als Ältere aufweisen, hat die bereits begonnene Verschiebung dieser Größenordnungen auch einen Einfluss auf die Wirkung und Bedeutung von Arbeitsmarktinstitutionen. Die Ergebnisse dieser Arbeit zeigen, dass für eine adäquate Analyse der ökonomischen Bedeutung von Arbeitsmarktinstitutionen komplexere Modelle notwendig sind, als bisher in der internationalen Literatur verwendet.

Literaturverzeichnis

- Belot, M. V. K.; Van Ours, J.C.**, 2001, Unemployment and labour market institutions: An empirical analysis, *Journal of Japanese and International Economies*, Vol. 15(4), 403-18.
- Belot, M.; van Ours, J.C.**, 2004, Does the recent success of some OECD countries in lowering their unemployment rates lie in the clever design of their labour market reforms? *Oxford Economic Papers*, 56, 621-642.
- Blanchard, O.; Wolfers, J.**, 2000, The role of shocks and institutions in the rise of European unemployment: The aggregate evidence, *The Economic Journal*, Vol. 110, C1-C33.
- Fitoussi, J.P.; Jestaz, D.; Phelps, E.S.; Zoega, G.**, 2000, Roots on the recent recoveries: Labor reforms or private sector forces? *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 2000-1, 237-291.
- Greene, W.H.**, 2003, *Econometric Analysis*, 5th edition, Prentice Hall, New Jersey.
- IMF**, 2003, Unemployment and labor market institutions: Why reforms pay off, Chapter IV in *World Economic Outlook*.
- MacKinnon, J.G.**, 1991, Critical values for co-integration tests, in R.F. Engle and C.W.J. Granger (eds.), *Long-Run Economic Relationships*, Oxford University Press, 267-276.
- Nickell, S.; Layard, R.**, 1999, Labour market institutions and economic performance in: Ashenfelter O.; Card, D. (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3c, 3029-3084.
- Nickell, S.J.; Nunziata, L.; Ochel, W.; Quintini, G.**, 2002, The Beveridge-Curve, unemployment and wages in the OECD from the 1960s to the 1990s, in: Aghion, P; Frydman, R.; Stiglitz, J.; Woodford, M. (eds.), *Knowledge, Information, and Expectation in Modern Macroeconomics*, Princeton University Press, Princeton.
- Nickell, S.J.; Nunziata, L.; Ochel, W.**, 2005, Unemployment in the OECD since the 1960s. What do we know?, *The Economic Journal*, Vol. 115, 1-27.
- Ochsen, Carsten**, 2005, Labour market institutions and unemployment revisited, Universität Rostock, *Thünen Series of Applied Economic Theory*, No. 49.

Publisher: Hans-Böckler-Stiftung, Hans-Böckler-Str. 39, 40476 Düsseldorf, Germany
Phone: +49-211-7778-331, IMK@boeckler.de, <http://www.imk-boeckler.de>

IMK Studies is an online publication series available at:
<http://www.boeckler.de/cps/rde/xchg/hbs/hs.xls/31939.html>

ISSN: 1861-2180

The views expressed in this paper do not necessarily reflect those of the IMK or the Hans-Böckler-Foundation.

All rights reserved. Reproduction for educational and non-commercial purposes is permitted provided that the source is acknowledged.

**Hans Böckler
Stiftung** 

Fakten für eine faire Arbeitswelt.