

Reiner, Christian

Working Paper

Regionale Arbeitsmärkte in der 'Großen Rezession': Dynamik regionaler Arbeitslosenquoten in Deutschland, Frankreich und Großbritannien im Krisenjahr 2009

Working Papers in Economics and Finance, No. 2010-09

Provided in Cooperation with:

Department of Social Sciences and Economics, University of Salzburg

Suggested Citation: Reiner, Christian (2010) : Regionale Arbeitsmärkte in der 'Großen Rezession': Dynamik regionaler Arbeitslosenquoten in Deutschland, Frankreich und Großbritannien im Krisenjahr 2009, Working Papers in Economics and Finance, No. 2010-09, University of Salzburg, Department of Social Sciences and Economics, Salzburg

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/71860>

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.

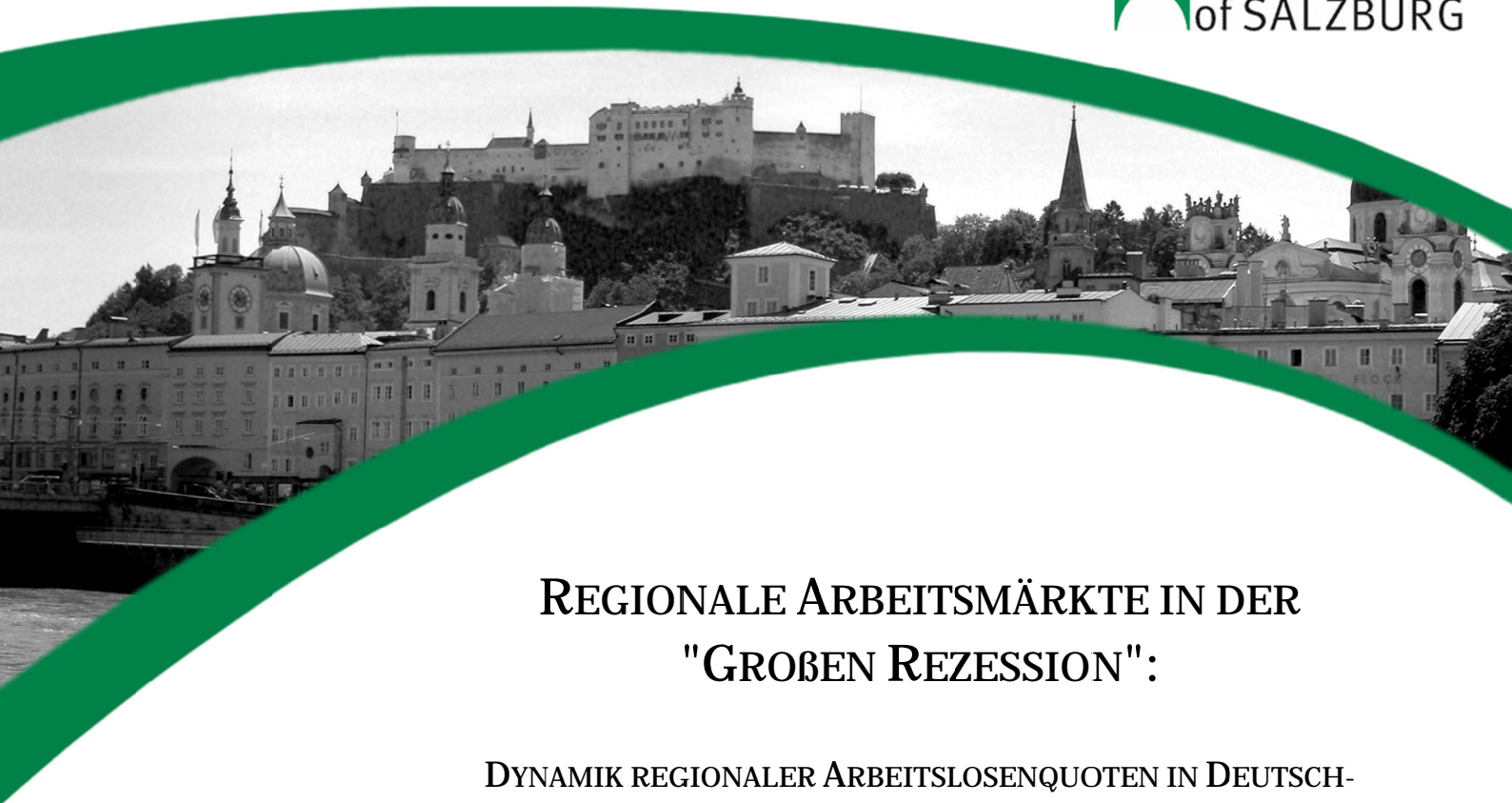
Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

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.



**REGIONALE ARBEITSMÄRKTE IN DER
"GROßEN REZSSION":**

**DYNAMIK REGIONALER ARBEITSLOSENQUOTEN IN DEUTSCH-
LAND, FRANKREICH UND GROßBRITANNIEN IM
KRISENJAHR 2009**

CHRISTIAN REINER

WORKING PAPER No. 2010-09



WORKING PAPERS IN
ECONOMICS AND FINANCE

Regionale Arbeitsmärkte in der „Großen Rezession“: Dynamik regionaler Arbeitslosenquoten in Deutschland, Frankreich und Großbritannien im Krisenjahr 2009¹

Christian Reiner²

Juni 2010

Abstract

Regional labour markets in the „Great Recession“: The evolution of regional unemployment rates in Germany, France and the United Kingdom in 2009. Contrary to the already encompassing literature on the differentiated effects of the “Great Recession” on states, the article takes a regional economic perspective. The stated research question is “Which factors might explain the spatially unequal development of unemployment rates at the regional level?”. Using a cross-section data-set with the percentage point increase of regional unemployment rates between 2008 and 2009 as the dependent variable and a set of regional and national variables as independent variables, a multiple linear regression model is estimated. After detecting spatial autocorrelation for the OLS-estimators, the model is re-estimated and a spatial error model with ML-estimators is computed. It turns out that the share of low-skilled has a significant positive effect on the change of regional unemployment rates. Furthermore, the financial centres showed a significant better resilience than other regional economies. Because of the strong influence of the national variables in these models, separate models are estimated for France and UK. It is shown that the same variables have quite different effects. This questions the existence of a common explanation for regional unemployment dynamics in Europe.

Keywords: Regionale Arbeitsmärkte, Große Rezession, Arbeitslosigkeit, Räumliche Ökonometrie

JEL Classification: J64, R11, R23

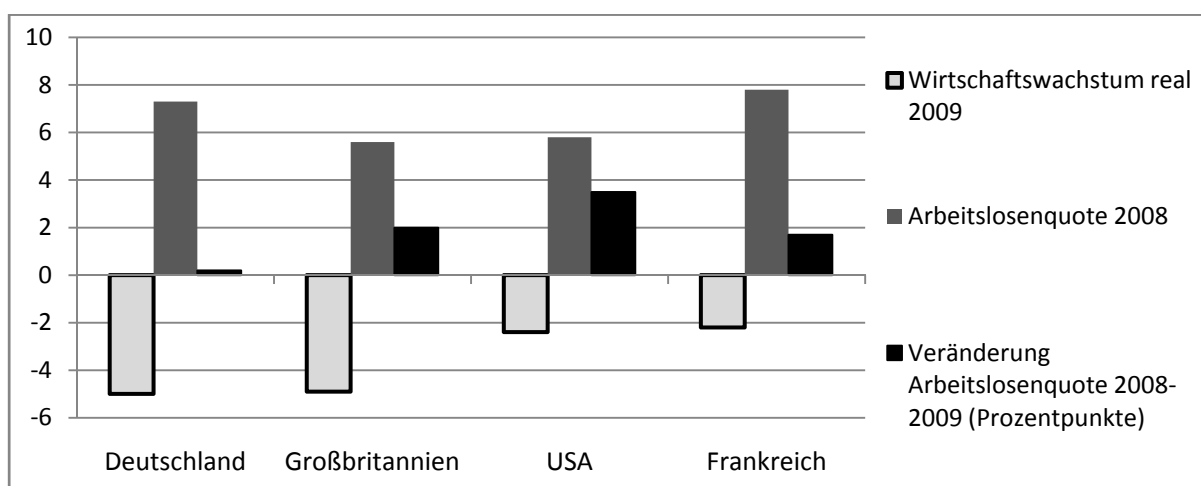
¹ Der Autor dankt Lukas Lengauer für die Sammlung der Daten sowie inhaltliche Diskussion. Für Beratung in ökonometrischen Fragen gilt der Dank Matthias Stöckl, Harald Oberhofer, Hannes Winner (Universität Salzburg) sowie Sascha Sardavar (Wirtschaftsuniversität Wien). Die Karten (Abbildung 2,3) wurden freundlicherweise von Clemens Eisank (Universität Salzburg) erstellt.

² Research Group for Economic Geography; Department for Geography and Geology; University of Salzburg; Hellbrunnerstraße 34, 5400 Salzburg; christian.reiner@sbg.ac.at

1 Einleitung

Die „Große Rezession“ (Paul Krugman) hat zu einem Rückgang der weltweiten Wirtschaftsleistung geführt. Die Betroffenheit der einzelnen Staaten bzw. Staatengruppen ist sehr unterschiedlich. Abhängig von Produktionsstruktur, internationaler Vernetzung, institutionellen Verhältnissen und politischen Reaktionen ergibt sich ein räumlich differenziertes Muster der Rezession (BECKER 2010; BLUM/ GÜNTHER/ LUDWIG 2009). Aus sozialer und politökonomischer Perspektive ist neben der Entwicklung des Sozialprodukts die eng damit verkoppelte Dynamik am Arbeitsmarkt relevant. Aufgrund institutioneller Ausgestaltungen von Arbeitsmärkten reagieren Arbeitslosenquoten unterschiedlich stark und schnell auf Veränderungen der Wirtschaftsleistung. Abbildung 1 gibt einen Überblick über die makroökonomische Performance hinsichtlich Wachstum und Arbeitslosigkeit für Deutschland, England, Frankreich (EU3) sowie die USA im Krisenjahr 2009.

Abbildung 1: Makroökonomische Entwicklung EU3 und USA in der „Großen Rezession“



Daten: Eurostat

Bislang konzentrierten sich Beiträge zur Erklärung dieser räumlich selektiven Betroffenheit auf Nationalökonomien (e.g. ARPAIA/ CIUCI 2010). Diese Fokussierung mag neben der Datenverfügbarkeit auch einer primär auf nationaler Ebene implementierten antizyklischen Geld- und Fiskalpolitik geschuldet sein (NOWOTNY/ ZAGLER 2009). Im Gegensatz dazu soll in diesem Beitrag eine wirtschaftsgeographische Perspektive eingenommen werden. Konkret ist damit eine Fokussierung auf Regionen im Sinne subnationaler Raumeinheiten verbunden. Die Mehrzahl einschlägiger Publikationen zur regionalen Entwicklung in der Krise beschäftigen sich mit der Rolle der Regionalpolitik und potentieller Interventionsmöglichkeiten zur Unterstützung nationaler Konjunktur- und

Arbeitsmarktprogramme sowie der regionalen Wirkung nationaler Stabilisierungspolitik (ARL 2010; REINER/ LENGAUER 2010; HUBER 2009). Als Ergänzung bzw. Erweiterung einer wirtschaftsgeographischen Krisenfolgenforschung gilt das Erkenntnisinteresse hier jedoch der Entwicklung regionaler Arbeitslosenquoten in Deutschland, England und Frankreich (EU3). Die Forschungsfrage lautet demnach: Welche Faktoren bestimmen die regional differenzierte Zunahme der Arbeitslosenquote in europäischen Regionen bzw. in den Regionen der EU3? Zur Beantwortung dieser Frage wird ein quantitativ-ökonomischer Ansatz gewählt. Die endogene Variable ist dabei die Veränderung der regionalen Arbeitslosenquoten 2008-2009 in Prozentpunkten.

Die regionale Betrachtungsweise lässt sich durch folgende stilisierte Fakten begründen: Erstens ist von der individuellen Betroffenheit der Haushalte auszugehen, deren Aktionsräume typischerweise regional strukturiert sind (WEICHHART 2000). Somit wird die regionale Entwicklung zur dominanten sozioökonomischen Erfahrung der Haushalte. Eine nationale Arbeitslosenquote verdeckt diese Ungleichheit des Arbeitslosigkeitsrisikos (OVERMAN/ PUGA 2002). Zweitens verläuft die Entwicklung der Arbeitslosigkeit auf regionaler Ebene i.d.R. räumlich ungleicher als zwischen Nationalstaaten (ELHORST 2003). Dies gilt auch für das Jahr 2009 und die hier zugrundegelegten Untersuchungseinheiten: Während die Spannweite der nationalen Entwicklungen gemessen als Zunahme der Arbeitslosenquote zwischen 2008 und 2009 in Prozentpunkte durch das Minimum von + 0.2 in Deutschland und + 2.0 in Großbritannien lag, zeigt sich auf regionaler Ebene eine Spannweite von -0.7% in Brandenburg und + 4.2 in den West Midlands. Drittens weisen Regionen in der Regel einen höheren Spezialisierungsgrad auf als nationale Volkswirtschaften. Wenn Krisen asymmetrische, branchenspezifische Schocks verursachen, werden unterschiedlich spezialisierte Regionstypen systematisch ähnliche Reaktionen zeigen, unabhängig davon, ob diese in derselben oder in unterschiedlichen Volkswirtschaften lokalisiert sind (DECRESSIN/ FATAS 1995).

Die Auswahl der drei Staaten erfolgte aufgrund von zwei Überlegungen: Erstens sollten die Staaten groß genug sein um auch auf NUTS 1 bzw. NUTS 2 Ebene über eine ausreichende Anzahl von Regionen zu verfügen. Zweitens wurden Frankreich, Deutschland und Großbritannien auch deshalb gewählt, weil sie einen jeweils spezifischen Kapitalismustyp repräsentieren. Nach dem Ansatz der „Varieties of Capitalism“ steht Großbritannien für eine liberale Ökonomie während Deutschland und Frankreich als koordinierte Marktwirtschaften gelten (HALL/ SOSKICE 2001). Deutschland und Frankreich wiederum unterscheiden sich insbesondere hinsichtlich des Verhältnisses Exportorientierung versus Binnenmarktorientierung (HORN/ JOEBGES/ ZWIENER 2010). Diese politisch-institutionellen Spezifika werden nicht zuletzt in den Arbeitsmarktreaktionen auf die Entwicklung einer negativen Outputlücke deutlich (Abbildung 1). Während Deutschland trotz größtem Wachstumsrückgang von -5% eine Zunahme der Arbeitslosenquote um lediglich ca. 0,2 Prozentpunkte zeigt, kam es in den USA bei einem Wachstum von ca. -2% zu einem massiven Anstieg der Arbeitslosenquote um 3.5 Prozentpunkte.

Der Aufbau des Aufsatzes ist wie folgt: Im nächsten Kapitel wird anhand deskriptiver Maßzahlen die Entwicklung regionaler Arbeitslosenquoten dargestellt. Danach folgt ein Überblick zu den Determinanten einer räumlich differenzierten Arbeitsmarktreaktion in Rezessionen. Die Präsentation der Datenbasis sowie die Darstellung der Spezifikation der geschätzten Modelle und deren Ergebnisse bilden den quantitativ-analytischen Teil der Untersuchung. Die Zusammenfassung diskutiert zentrale Ergebnisse und regionalpolitische Implikationen.

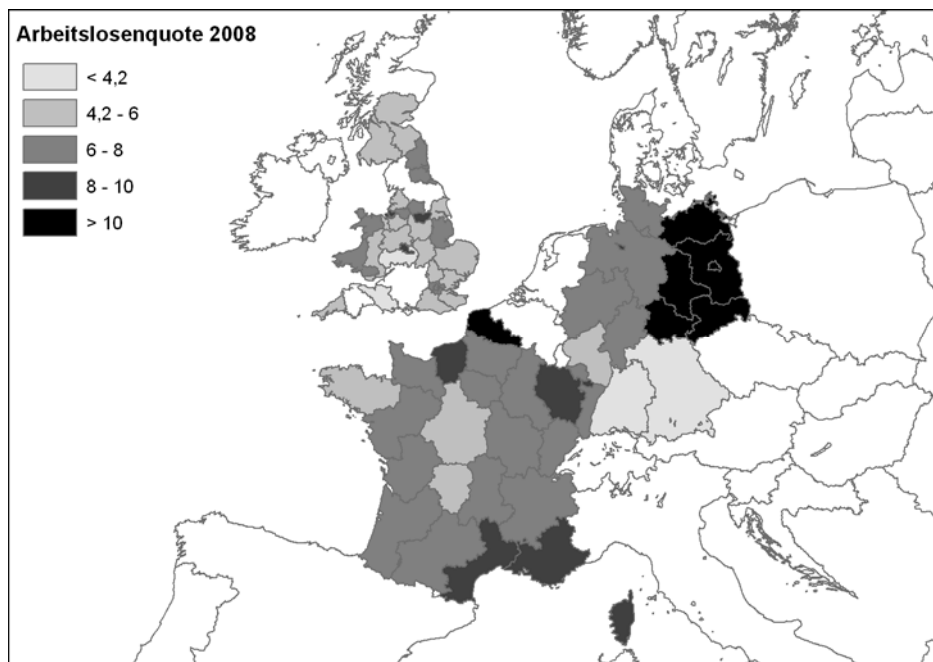
2 Niveau und Veränderung regionaler Arbeitslosenquoten im Krisenjahr 2009

Die Veränderungen der Arbeitslosigkeit in der „Großen Rezession“ sind vor dem Hintergrund eines räumlich relativ stabilen europäischen Disparitätenmusters der Arbeitslosigkeit zu interpretieren. Europäische regionale Arbeitsmärkte sind durch große Disparitäten hinsichtlich des Niveaus regionaler Arbeitslosigkeit gekennzeichnet. Regionen mit Vollbeschäftigung koexistieren mit Regionen die sehr hohen Arbeitslosenquoten aufweisen. Abbildung 2 zeigt das Level der regionalen Arbeitslosigkeit für die EU3. Erkennbar ist neben der eben erörterten Koexistenz von „Vollbeschäftigungsregionen“ und „Arbeitsmarktkrisenregionen“ eine deutliche räumliche Ballung dieser Regionstypen. Während eine visuelle Inspektion von Abbildung 2 für Deutschland und Frankreich dieses Muster relativ deutlich erkennen lässt, erscheint die Raumstruktur der Arbeitslosigkeit Großbritanniens weniger eindeutig. Theoretisch argumentiert wird diese in der zeitlichen Entwicklung seit den 1980er Jahren zunehmende räumliche Ballung bzw. Polarisierung von Regionen mit ähnlichem Arbeitslosigkeitsniveau von OVERMAN und PUGA (2002) mit durch den europäischen Integrationsprozess zunehmenden Agglomerationseffekten. Analytisch kann dieses Muster durch räumliche Autokorrelationskoeffizienten exakt bestimmt werden. Die Berechnung einer globalen Moran-Statistik ermöglicht die Testung der Nullhypothese „keine räumliche Autokorrelation“. Die Ermittlung dieser Statistik folgt dabei einer ähnlichen Logik wie jener des Produkt-Moment-Korrelationskoeffizienten:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}) \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_j - \bar{x})}{\sum_{j=1}^n (x_j - \bar{x})^2} \quad (1),$$

wobei w_{ij} das ij -te Element einer standardisierten räumlichen Gewichtungsmatrix auf der Basis einer binären 0/1 Codierung darstellt. Unter Verwendung einer standardisierten Matrix liegt I im Intervall $-1/+1$; ein Wert nahe bei Null zeigt an, dass keine Autokorrelation vorliegt. Durch Standardisierung und Berechnung des Erwartungswertes $E(I)$ sowie der Varianz $Var(I)$ kann eine standardnormalverteilte Prüfgröße ermittelt werden (ECKEY/KOSFELD/ TÜRCK 2006). Für den vorliegenden Fall eines Musters räumlicher Cluster ergibt sich ein signifikanter räumlicher Autokorrelationskoeffizient nach Moran von $z = 5.59$ ($p < 0.000$).

Abbildung 2: Regionale Arbeitslosenquoten 2008 EU3



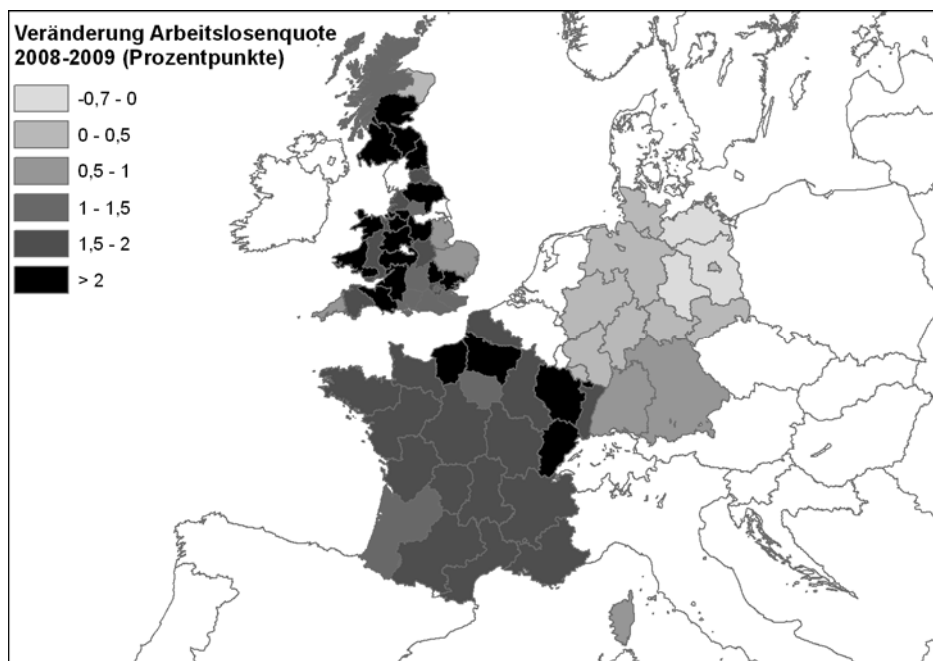
Daten: Eurostat

Abbildung 3 stellt die räumliche Variation der in dieser Untersuchung verwendeten abhängigen Variablen dar. Gemäß den in Abbildung 1 dargestellten unterschiedlichen nationalen Entwicklungen ist die Mehrzahl der Regionen mit einer Zunahme der Arbeitslosenquote von über 2.0 Prozentpunkten in Großbritannien lokalisiert, wesentlich weniger in Frankreich und keine in Deutschland. Auch hier ergeben sich visuell identifizierbare Ballungen von Regionen mit ähnlicher Arbeitsmarktentwicklung, d.h. einer gleich starken bzw. gleich schwachen Zunahme der Arbeitslosenquote. Diese Nachbarschaften manifestieren sich erneut in einem statistisch signifikanten Moran's I für die EU3 ($p < 0.000$) sowie einem ebenfalls signifikanten Testergebnis für Deutschland und Großbritannien. Um den Beitrag einzelner Regionen zum globalen Moran's I zu bestimmen, können so genannte LISA-Kennzahlen (Local Indicators of Spatial Association) berechnet werden. Das lokale Pendant zum globalen Moran-Koeffizienten, der lokale Moran-Koeffizient, hat den Vorteil, dass seine Werte über das arithmetische Mittel mit dem globalen Maß in Beziehung stehen. Damit wird eine regionale Dekomposition globaler Autokorrelation ermöglicht (KOSFELD/ ECKEY/ TÜRCK 2007). Die Berechnung des lokalen Moran der Region i erfolgt nach folgender Formel:

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x}) \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_j - \bar{x})}{\sum_{j=1}^n (x_j - \bar{x}) \div n} \quad (2).$$

Eine Analyse der lokalen Moran-Koeffizienten zeigt, dass deutsche Regionen den mit Abstand größten Beitrag zur globalen Autokorrelation leisten gefolgt von Regionen in Großbritannien. Für Frankreich ergibt sich demgegenüber kein statistisch signifikanter lokaler Moran-Koeffizient.

Abbildung 3: Veränderung regionaler Arbeitslosenquoten in Prozentpunkte EU3

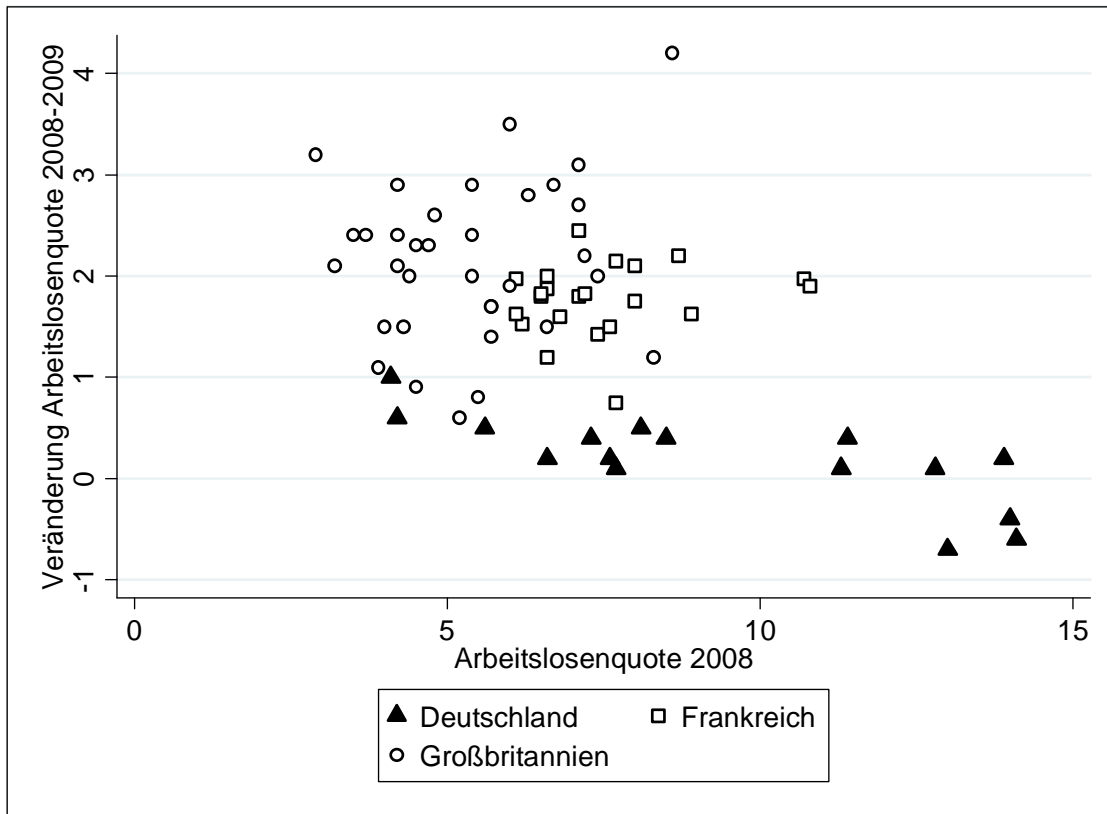


Daten: Nationale statistische Ämter

Vergleicht man Abbildung 2 und 3 stellt sich die Frage nach dem Zusammenhang von Niveau und Veränderung regionaler Arbeitslosenquoten: Waren Regionen mit niedriger(hoher) Arbeitslosenquote durch eine niedrigere (höhere) Zunahme der Arbeitslosenquote gekennzeichnet? Führt ersteres zur Divergenz regionaler Arbeitslosenquoten trägt letzteres zur weiteren Akzentuierung bereits bestender raumwirtschaftlicher Disparitäten bei. Abbildung 4 zeigt den Zusammenhang in einem Streudiagramm nach Staaten differenziert. Im Aggregat, d.h. für die EU3, ergibt sich abgesehen von ostdeutschen Regionen, die als Ausreiser mit einer Arbeitslosenquote von über 10% klassifiziert werden können, eine Punktwolke, die keinen systematischen Zusammenhang erkennen lässt. Eine staatenweise Betrachtung liefert einzig für Deutschland einen signifikanten Korrelationskoeffizienten von $r=-0.74$. Diesen negativ-inversen Zusammenhang kann man auch deutlich in den

Abbildungen 2 und 3 nachvollziehen. Ostdeutsche Regionen verzeichneten bei hohem Level die geringste Zunahme, während süddeutsche Regionen bei geringem Level die höchste Zunahme zeigten. Demgegenüber sind die Korrelationskoeffizienten für Frankreich bzw. Großbritannien wesentlich kleiner, positiv (0.28 bzw. 0.20) und nicht signifikant.

Abbildung 4: Zusammenhang zwischen Level der regionalen Arbeitslosenquote 2008 und Zunahme 2008-2009 in Prozentpunkte

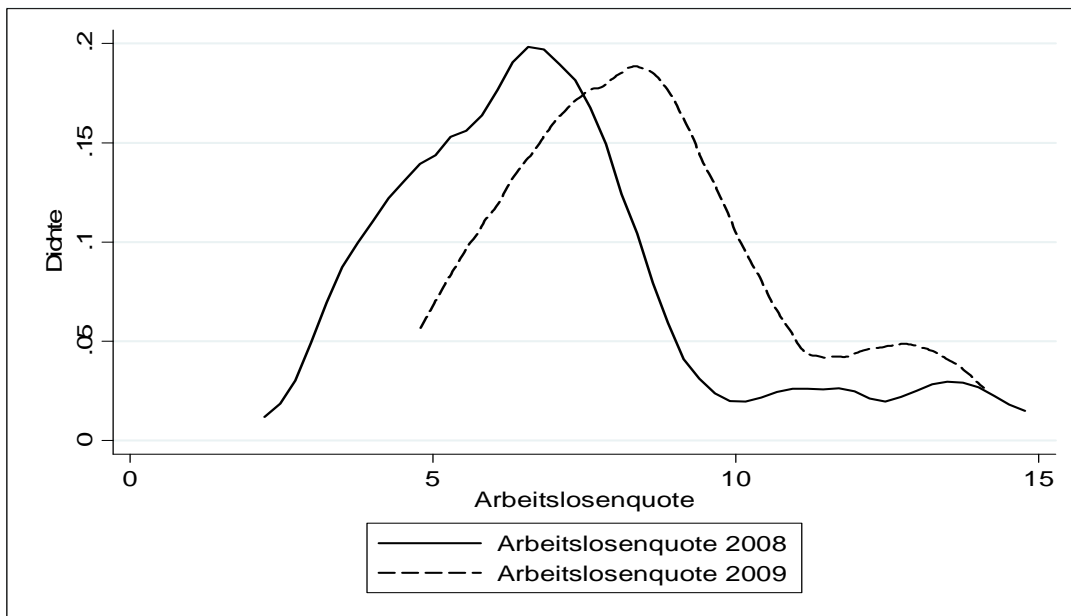


Daten: Eurostat, Nationale statistische Ämter

Als Folge eines fehlenden Zusammenhanges zwischen Niveau und Veränderung der Arbeitslosenquote veränderten sich auch die regionalen Disparitäten kaum. Dies wird deutlich in Abbildung 5, die Kern-Dichte-Schätzer der regionalen Arbeitslosenquoten 2008 und 2009 im Vergleich zeigten. Erkennbar ist die deutliche Rechtsverschiebung des Erwartungswertes. Gleichzeitig macht die Abbildung aber auch deutlich, dass die Streuung der Regionen um den Erwartungswert annähernd konstant geblieben ist. Die Standardabweichung hat leicht abgenommen von ca. 2.6 (2008) auf 2.3(2009). Diese leichte Abnahme ist auf die deutsche Entwicklung zurückzuführen, da sowohl in Frankreich als auch in England eine leichte Zunahme der Standardabweichung festzustellen ist. Für die EU3 kann

diese Entwicklung als Hinweis auf ein gleichsam unverändertes Disparitätenmuster des Niveaus regionaler Arbeitslosigkeit interpretiert werden.

Abbildung 5: Kern-Dichte-Schätzer regionaler Arbeitslosenquoten EU3



Daten: Nationale statistische Ämter

3 Determinanten der Zunahme regionaler Arbeitslosigkeit in Rezessionen

Während für die Erklärung des Niveaus regionaler Arbeitslosenquoten eine umfangreiche Literatur vorhanden ist (BLIEN 2008; ELHORST 2003), existieren nur wenige Untersuchungen zur Frage der räumlich variablen Veränderung der Arbeitslosenquote im Konjunkturzyklus. Die Erkenntnisse der Arbeiten zum Level der Arbeitslosigkeit sind nur eingeschränkt anwendbar für die hier gestellte Forschungsfrage, da einige Variablen in der Erklärung kurzfristiger Veränderungen eine systematisch andere Kausalitätsrichtung aufweisen wie in der Erklärung mehr oder weniger gleichgewichtiger Arbeitslosenquoten. Daher sind für die Selektion der erklärenden Variablen unterschiedliche Literaturstränge zu berücksichtigen. Aufgrund des hier verwendeten räumlichen Disaggregationsniveaus sowie der zeitlichen Aktualität ist neben den theoretisch denkbaren Variablen auch die Datenverfügbarkeit zu beachten.

Die beiden klassischen Arbeiten zum Zusammenhang von Konjunktur und regionaler Arbeitslosigkeit von BLANCHARD/KATZ (1992) und DECRESSIN/FATAS(1995) untersuchen die Anpassungsmechanismen an negative externe Schocks. Zentrale Ergebnisse dieser Studie sind eine geringere Symmetrie negativer externer Schocks sowie geringere

Arbeitskräftemobilität als Reaktion auf regionale Krisen in Europa im Vergleich zu den USA; letzteres gilt auch innerhalb von Nationalstaaten. Daher können mobilitätsbezogene Variablen vernachlässigt werden. Während in Europa die Reaktion in den ersten drei Jahren nach dem Schock primär über eine Veränderung der Partizipationsraten absorbiert wird, erfolgt in den USA ein unmittelbarer Anstieg der Mobilität. Dieser äußerst flexible und effiziente Anpassungsmechanismus zwischen den regionalen Arbeitsmärkten in den USA versagt aber in der aktuellen Krise aufgrund negativer Immobilienvermögenswerte in den Bilanzen von zahlreichen privaten Haushalten (The Economist 2010). Ein wichtiges Ergebnis für Europa ist die geringe Veränderung der Arbeitslosenquote bei starker Reaktion der Partizipationsrate (DECRESSIN/ FATAS 1995). Ein weiterer Faktor der Anlass zur Annahme gibt, dass die tatsächliche Betroffenheit bei alleiniger Verwendung der Arbeitslosenquote unterschätzt wird, ist das Horten von Arbeitskräften in Unternehmen. In diesem Sinne ist die Validität des Indikators Arbeitslosenquote als Maß für die arbeitsmarktbezogene Betroffenheit privater Haushalte vorsichtig zu interpretieren.

Eine ähnliche Fragestellung wie in der vorliegenden Arbeit liegt der Analyse von ROSENBLOOM und SUNDSTROM (1999) zugrunde. Die Autoren untersuchen die Ursachen der regionalen Variabilität der „Großen Depression“ in den USA. Neben dem langfristigen Beschäftigungswachstum erklärt vor allem die regionsspezifische Zusammensetzung der Industrie den Anstieg regionaler Arbeitslosigkeit. Regionen mit einer Konzentration auf Branchen mit überdurchschnittlich volatilen Nachfragemustern waren von der Weltwirtschaftskrise besonders betroffen. Weitere Hinweise auf die Bedeutung der Branchenstruktur zum Verständnis regional differenzierter Konjunkturschwankungen geben Ausführungen zum Stabilitätsziel der regionalen Wirtschaftspolitik (SCHÄTZL 1994). Demnach soll die kurzfristig konjunkturelle und langfristige strukturelle Krisenanfälligkeit von Raumwirtschaften reduziert werden. ECKEY (2008) nennt in diesem Zusammenhang drei Faktoren, die die konjunkturelle Schwankungsintensität von Regionalökonomien positiv beeinflussen: Ein Übergewicht konjunktursensibler Branchen, überdurchschnittlicher Besatz mit Zweigbetrieben und Konzentration der Betriebsgrößenverteilung auf Kleinunternehmen. Im Gegensatz dazu ist ein negativer Effekt bei diversifizierten Branchenstrukturen zu erwarten (ARL 2010; SCHÄTZL 1994). Daten zum organisatorischen Status regionaler Unternehmen sind jedoch ebenso wie Betriebsgrößenstatistiken nicht verfügbar.

Eine theoriegeleitete Identifikation konjunktursensibler Branchen sowie eine Begründung des Branchenmix müssen von grundlegenden Überlegungen ausgehen. Das Beschäftigungsniveau (N) ist eine Funktion des gesamt- bzw. regionalwirtschaftlichem Produktionsniveaus (Y), $N=f(Y)$. In der kurzen Frist ist das Beschäftigungsniveaus durch die gesamtwirtschaftliche Nachfrage (D) bestimmt, $Y=f(D)$ (BLANCHARD/ ILLING 2009). Weiters werden im makroökonomischen Standardmodell sowie in der regionalen Reformulierung desselben folgende Annahmen getroffen: konstante Preise, konstanter Kapitalstock und konstanter Vollbeschäftigungoutput. Während für die keynesianische Wachstumstheorie nach DOMAR den Kapazitätserweiterungseffekt von Investitionen bedeutsam ist, steht

kurzfristig alleine der Nachfrageeffekt der Investitionen im Vordergrund. Entscheidend ist die Auslastung der vorhandenen produktiven Ressourcen durch die effektive Nachfrage. Nachfrageveränderungen verursachen über Multiplikatoreffekte eine überproportionale Outputveränderung (ARMSTRONG/ TAYLOR 2000).

Aus regionalökonomischer Sicht ergeben sich daraus eine Abstraktion vom Phänomen des Strukturwandels und die Betrachtung der regionalen Kapitalstöcke bzw. Branchenstrukturen als fixe Größe. Damit kann die Identifikation unabhängiger Variablen durch eine Analyse der Entwicklung unterschiedlicher Endnachfragekomponenten des Sozialprodukts und deren Verknüpfung mit verschiedenen Branchen systematisiert werden. Modellhaft betrachtet und einer traditionellen Argumentationslinie der Außenhandelstheorie folgend werden handelbare Güter und nicht-handelbare Güter unterschieden. Erstere werden vom Industriesektor, letztere vom Dienstleistungssektor produziert. Als Folge sind Regionen mit einem starken Industriesektor primär von der Export- und Investitionsnachfrage abhängig, während das Beschäftigungsniveau in Dienstleistungsregionen durch die Konsumnachfrage konditioniert wird. Insofern sich die Komponenten des Sozialprodukts systematisch unterschiedlich im Konjunkturzyklus entwickeln, kommt es auch zu einer systematisch unterschiedlichen Betroffenheit der Branchen. Diese asymmetrischen Branchenreaktionen treffen auf regionale Spezialisierungsmuster und als Folge entstehen räumlich regelhafte Entwicklungsdifferenziale von Wachstum und Arbeitslosenquote (ARL 2010).

Tabelle 1 stellt die nationale Entwicklung der Endnachfragekomponenten sowie des Industrie- und Dienstleistungssektors differenziert nach in der Krise relevanten Subgruppen dar. Zunächst zeigen sich bei den Endnachfragekomponenten die spezifischen konjunkturellen Reagibilitäten: Der private Konsum reagiert kaum bzw. antizyklisch und wirkt stabilisierend; Investitionen wirken demgegenüber prozyklisch. Ein Spezifikum der „Großen Rezession“ ist der massive Rückgang der Exporte aufgrund einer hohen Korrelation der nationalen Konjunkturzyklen durch den internationalen Konjunkturverbund. Daten zur Bruttowertschöpfung in verschiedenen Sektoren zeigen die postulierte Abhängigkeit verschiedener Branchen von unterschiedlichen Endnachfragekomponenten (ZIERAHN 2010). Als Folge davon sollten Regionen mit einem hohen Besatz an Export- und Investitionsgüterindustrien überproportionale Zunahmen der Arbeitslosenquoten zeigen während Regionen mit konsumorientierten Branchenschwerpunkten relativ geringe Anstiege verzeichnen müssten. Neben diesen generellen Mustern zeigen sich aber auch deutliche nationale Unterschiede. Großbritannien hatte als einziges Land eine negative Entwicklung des privaten Konsums während die Exporte im Vergleich zu Deutschland und Frankreich weniger stark abnahmen. Dies ist die Folge eines stark durch Privatkredite getriebenen konsumbasierten Wachstums (BECKER 2010). Der Einbruch der Bauindustrie ist im Zusammenhang mit der Immobilienpreisblase zu interpretieren und die deutliche Abnahme der Bruttowertschöpfung im Finanzdienstleistungssektor als Folge einer Krise der hochkonzentrierten Finanzindustrie. Deutschland zeigt demgegenüber einen dramatischen Einbruch bei den Exporten bei positiver Entwicklung des privaten Konsums. Dies ist eine

Folge der spezifischen deutschen Angebotsstruktur sowie einer jahrelangen Lohnzurückhaltung mit entsprechender Aufblähung des Exportsektors (FUNK 2009). Frankreich liegt in etwa zwischen der deutschen und englischen Entwicklung. Zusammenfassend kann festgehalten werden: Ein höherer regionaler Industrieanteil sollte einen positiven, ein höherer Dienstleistungsanteil einen negativen Effekt auf die Veränderung der Arbeitslosenquote haben. In Summe ist auch mit einem positiven Vorzeichen bei Bauindustrie und Finanzindustrie zu rechnen.

Tabelle 1: Endnachfragekomponenten und sektorale Entwicklung 2009

	Privater Konsum	Exporte	Investitionen	Industrieproduktion ohne Bau	Bau ^a	Unternehmensbezogene und Finanzdienstleistungen ^a	Sonstige Dienstleistungen
Deutschland	0.4	-18.5	-9.3	-16.8	0.5	-0.4	0.2
Frankreich	0.7	-16.9	-7.1	-11.9	-1.4	-0.3	1.1
Großbritannien	-1.9	-9.5	-14.4	-10.4	-2.4	-1.4	-1.4

Daten: AMECO, ÖNB, Eurostat; ^aAngaben beziehen sich auf Veränderung der Bruttowertschöpfung Q4/2008-Q3/2009

Tabelle 2 fasst die bislang diskutierten Variablen sowie deren zu erwartenden Effekte auf die Veränderung der Arbeitslosenquote zusammen. Aufgrund der national deutlich divergierenden Entwicklungen werden neben regionalen auch nationale Variablen berücksichtigt. Die Branchenstrukturvariablen werden ergänzt um den Anteil der Beschäftigten in der öffentlichen Verwaltung sowie um den Anteil der Beschäftigten im Handel. Der Handel steht in unmittelbarer Abhängigkeit vom privaten Konsum und sollte von daher einen negativen Effekt haben. Durch eine nicht am aktuellen marktgeschehen ausgerichtete Beschäftigungspolitik des öffentlichen Sektors ist ein dämpfender Einfluss auf den Anstieg der Arbeitslosigkeit zu erwarten. Langfristig zeigen Regionen mit einem hohen Niveau an öffentlich Beschäftigten höhere Arbeitslosenquoten (ELHORST 2003). Kurzfristig ist dieser Zusammenhang jedoch genau invers. Das gleiche Verhältnis wird in der Arbeitsmarktliteratur für das Niveau des Beschäftigungsschutzes angenommen: Mittel- und langfristig erhöht ein hoch regulierter Arbeitsmarkt das Arbeitslosenniveau, kurzfristig reduziert es etwa über rechtlich festgesetzte Kündigungsfristen sowie erhöhte Kündigungs- und Einstellungskosten den Beschäftigungsabbau auf Unternehmensebene. Zeit- bzw. Leiharbeiter waren besonders früh und besonders stark von Arbeitslosigkeit betroffen. Allerdings existieren keine Daten zum Ausmaß dieser Arbeitsverträge auf regionaler Ebene. Wegen der hohen Bedeutung für Deutschland und Frankreich sowie der dramatischen Entwicklung in der Krise aufgrund strukturell vorhandener Überkapazitäten wurde eine Dummy-Variable für Regionen mit automobilindustriellen Branchenschwerpunkten aufgenommen.

Tabelle 2: Erwartete Effekte der endogenen Variablen auf die Veränderung regionaler Arbeitslosenquoten

Variable	Erwarteter Effekt
<i>Regionale Variablen</i>	
Anteil Beschäftigte Industrie	+
Anteil Beschäftigte HRST	+/-
Anteil Niedrigqualifizierte	+
Anteil Beschäftigte öff.	-
Anteil Beschäftigte Handel	-
Anteil Beschäftigte Bau	+
F&E Quote	+/-
Erwerbsquote 15-24	+
Dummy Auto	+
Dummy Finanz	+
Diversifizierung	-
BIP pro Kopf	-
<i>Nationale Variablen</i>	
Fiskalischer Stimulus	-
Beschäftigungsschutz	-

Neben differenzierten Branchenentwicklungen führen Krisen auch zur unterschiedlichen Betroffenheit von gesellschaftlichen Gruppen. Einerseits ist mit einer höheren Entlassung von jungen Arbeitskräften zu rechnen da diese noch relativ wenig unternehmensspezifisches Humankapital akkumulieren konnten und von daher relativ leichter substituierbar sind. Ähnlich lässt sich argumentieren in Bezug auf Niedrigqualifizierte: Niedrige Suchkosten der Unternehmen im Aufschwung und geringes unternehmensspezifisches Humankapital führen zu höherem Arbeitslosigkeitsrisiko für diese Gruppe der Beschäftigten.

Aus regionalpolitischer Perspektive besonders interessant ist die Entwicklung von Technologieregionen, gilt doch eine innovationsorientierte Regionalpolitik als einer der Königswege zur Erlangung regionalen Wachstums und Beschäftigung. Es gibt in der einschlägigen Literatur keine klaren Hypothesen zur konjunkturellen Reagibilität von high-tech Branchen bzw. Unternehmen. Einerseits könnte man ein prozyklisches Verhalten aufgrund abnehmender Finanzierungsmöglichkeiten für risikoreiche Projekte etwa durch Venture-Capital Unternehmen erwarten. Andererseits könnte der in Krisen wirksame Selektionsprozess der „schöpferischen Zerstörung“ (Schumpeter 2005) gerade jene Unternehmen und Branchen treffen, die unter einem strukturellen Innovations- und Wettbewerbsfähigkeitsdefizit leiden. Unternehmen mit erfolgreichen innovativen Produkten könnten auch eher als andere Unternehmen Rücklagen für Krisen gebildet haben, womit ebenfalls eine relativ bessere Performance in der Krise zu erwarten ist.

Zusammengenommen ergibt sich keine eindeutige Hypothese was die Wirkungsrichtung der hier verwendeten Technologievariablen F&E Quote sowie Anteil der Beschäftigten in Wissenschaft und Technologie (HRST) betrifft.

Die unmittelbar nachfragewirksamen Konjunkturprogramme zeigen dabei national sehr unterschiedliche Ausmaße. Aus keynesianischer Perspektive ist ein negativer Effekt der fiskalischen Stimuli auf den Anstieg der Arbeitslosenquote zu erwarten. Fragen der räumlichen Inzidenz dieser Programme können aufgrund von Datenmangel nicht berücksichtigt werden (ARL 2010). In wie weit Regionen oder Städte eigene konjunkturwirksame Maßnahmen setzen ist ebenfalls nicht in international vergleichbarer Form erhoben worden. In den Regressionsmodellen für Frankreich und Großbritannien wird das BIP pro Kopf als mögliche Proxyvariable für einen regionalen fiskalpolitischen Handlungsspielraum interpretiert. Insofern Steuereinnahmen der Regionen an ökonomische Aktivitäten gekoppelt sind, sollten produktivere Regionen tendenziell auch über umfangreichere Finanzmittel zur Krisenbekämpfung, etwa über öffentliche Auftragsvergabe, verfügen.

Ein bedeutsamer Einflussfaktor ist weiterhin der Einsatz von Kurzarbeit. Allerdings bestehen auch hier keine Daten auf regionaler Ebene. Als weitere Restriktion der Variablenauswahl ist auf deren Zusammenwirken im Regressionsmodell zu achten. Um die erwünschte ceteris-paribus Interpretation der Koeffizienten zu ermöglichen, ist auf Multikollinearität zwischen den Variablen zu achten. Nachdem zur Überprüfung auf Multikollinearität keine Tests existieren, ist man auf Faustregeln angewiesen (BAUER/ FERTIG/ SCHMIDT 2009). Eine davon besagt, keine Variablen gemeinsam in das Modell aufzunehmen deren bivariater Korrelationskoeffizient $>|0.6|$ ist. Demnach wurden nur jene Variablen zugleich in die Regressionsmodelle aufgenommen, welche diese Bedingung erfüllen.

4 Daten

Die für die ökonometrische Analyse gesammelten Daten sind Querschnittsdaten. Die abhängige Variable und deren deskriptiven Maße sind in Tabelle 3 präsentiert. Für Deutschland mussten aus Gründen der Datenverfügbarkeit NUTS 1 Regionen verwendet werden. Die Berechnung der exogenen Variablen als Differenz der regionalen Arbeitslosenquoten 2008-2009 in Prozentpunkten erfolgte auf der Basis von nationalen Arbeitsmarktstatistiken. Als Alternative wäre eine Messung in Prozent anstatt in Prozentpunkten denkbar. Dies hätte jedoch den Nachteil, dass das Niveau der Arbeitslosigkeit einen fragwürdigen Effekt hat. So würde etwa eine Zunahme der Arbeitslosenquote in Region A von 3% auf 4% eine prozentuale Zunahme um 33% bewirken; ein Anstieg in Region B von 7% auf 8% würde lediglich eine 15% Zunahme bedeuten. Während also Region A weiterhin beinahe Vollbeschäftigungsniveau erreicht, entsteht in

Region B eine immer krisenhaftere Situation. So gesehen kann die „Höherbewertung“ des gleichen Prozentpunkts an Zunahme inhaltlich nicht gerechtfertigt werden.

Tabelle 3: Deskriptive Statistik der Regionen und der exogenen Variable²

Staat	Anzahl Regionen	Mittelwert	Standardabweichung	Minimum	Maximum
EU3	71	1.61	0.99	-0.7	4.2
Deutschland	16 ^a	0.18	0.44	-0.7	1
Frankreich	21 ^b	1.18	0.28	1.2	2.45
Großbritannien	21 ^b	2.15	0.79	0.6	4.2

Daten: Nationale Statistische Ämter; ^aNUTS 1; ^b NUTS 2; außereuropäischen Regionen Frankreichs und Korsika wurden nicht berücksichtigt

Die deskriptive Statistik der unabhängigen Variablen ist in Tabelle 4 zusammengefasst. Im Folgenden sollen jene Variablen erörtert werden, deren Interpretation bzw. Berechnung nicht selbsterklärend ist. Der Anteil der Beschäftigten in HRST bezeichnet den Anteil der Humanressourcen in Wissenschaft und Technik (HRST) als Anteil an der Erwerbsbevölkerung (Eurostat 2007). Die Definition von Wissenschaft und Technologie folgt dabei den Vorgaben des Canberra-Handbuchs der OECD. Zentraler Punkt dieses relativ breiten Technologieindikators ist die gleichzeitige Berücksichtigung von beruflicher Tätigkeit und Bildungsabschluss. Konkret werden all jene Personen als Teil der HRST gezählt, die ein wissenschaftlich-technisches Studium im ISCED-Level 5a, 5b oder 6 absolviert haben sowie Personen, die in einem wissenschaftlich-technischen Beruf der ISCO-Gruppen 2 oder 3 arbeiten.

Tabelle 4: Deskriptive Statistik

Variable	Mittelwert	Standardabweichung	Minimum	Maximum
<i>Regionale Variablen</i>				
Anteil Beschäftigte Industrie	15.84	5.04	6.2	32.3
Anteil Beschäftigte HRST	47.36	7.62	35.3	73.7
Anteil Niedrigqualifizierte an Bev. > 15a	28.32	10.23	14.9	47.7
Anteil Beschäftigte öff. Verwaltung	8.39	2.16	3.4	14.2
Anteil Beschäftigte Handel	18.95	2.17	14.7	26.9
Anteil Beschäftigte Bau	7.81	1.60	4.0	11.4
F&E Quote	1.76	1.06	0.3	4.8
Erwerbsquote 15-24	13.12	3.00	3.2	18.8
Dummy Auto	-	-	0	1.0
Dummy Finanz	-	-	0	1.0
Diversifizierung	0.15	0.01	0.1	0.2
<i>Nationale Variablen</i>				
Fiskalischer Stimulus	1.52	0.87	0.6	3.0
Beschäftigungsschutz	1.97	0.85	1.1	2.9

Daten: Eurostat, OECD, Nationale Statistische Ämter, European Cluster Observatory, WIFO

Der Anteil der Niedrigqualifizierten wird als Anteil der Personen mit einem Bildungslevel von ISCED0 bis ISCED 2 definiert. Das bedeutet etwas unscharf formuliert, dass alle Personen mit einem Bildungsabschluss auf oder unter Pflichtschulniveau als niedrigqualifiziert definiert sind. Ein möglicher Nachteil dieses Indikators besteht darin, dass die Normierung nicht mit dem Arbeitskräftepotenzial sondern mit der gesamten Bevölkerung über 15 Jahren erfolgt.

Der Einfluss der Automobilbranche auf die Entwicklung der Arbeitslosigkeit wird durch eine Dummy-Variable abgebildet. Regionen wurden als Automobilregion identifiziert, wenn sie nach den Kriterien des European Cluster Observatory über einen Automobilcluster mit mindestens zwei Sternen von maximal drei verfügen. Sterne werden beim Überschreiten bestimmter Schwellenwerte für folgende drei Kriterien vergeben: Beschäftigtengröße relativ zu anderen Clustern derselben Branchen in Europa, Spezialisierung der Region auf die jeweilige Clusterbranche sowie Anteil der regionalen Beschäftigten im Cluster (für Details siehe <http://www.clusterobservatory.eu/>). Ausnahmen bilden die beiden französischen Regionen Ill de France und Rhone-Alpes, deren Automobilcluster jeweils nur einen Stern besitzen aber gemessen an den absoluten Beschäftigten die größten Automobilcluster in Frankreich sind. Daher wurden auch diese beiden Regionen als Automobilregion definiert. Entsprechend den Erwartungen ergibt dies für Deutschland 8, für Frankreich 7 und für Großbritannien eine Automobilregion. Neben der Automobilindustrie ist auch der Finanzsektor als Dummy-Variable konstruiert. Als Finanzzentren wurden folgende drei Städte (Regionen) definiert: Inner London, Paris (Ill de France) sowie Frankfurt am Main (Hessen). Diese Regionen weisen innerhalb der jeweiligen Staaten den höchsten Anteil an wissensintensiven Finanzdienstleitungen auf.

Die Variable „Diversifizierung“ wurde anhand eines Herfindahl-Index berechnet (BLEYMÜLLER/ GEHLERT/ GÜLICHER 2004). Dabei werden die einzelnen Anteile der Branchen (c_i) quadriert und aufsummiert:

$$K_H = \sum_{i=1}^n c_i^2 \quad (3).$$

Folgende Branchenanteile an den Beschäftigten wurden zur Berechnung herangezogen: Wissensintensive Dienstleistungen ohne Finanzwesen, Handel, Industrie, Kredit- und Versicherungswesen, wissensintensive Finanzdienstleistungen, öffentliche Verwaltung, Erziehung, Soziales und Gesundheit und Bauindustrie. Das Wertintervall von K_H liegt zwischen $1/N \leq K_H \leq 1$, wobei N im konkreten Fall der Anzahl der Regionen entspricht. Da der Herfindahl-Index ein Konzentrationsmaß ist, muss er bei Verwendung als Diversitätsmaß konterintuitiv interpretiert werden: Je größer K_H desto geringer die Diversität der regionalen Branchenstruktur. Das theoretische Minimum beträgt demnach 0.014; das empirische Minimum liegt bei 0.12.

Die Variablenwerte zum fiskalischen Stimulus sind als Nettoeffekte der Konjunkturpakete auf den Finanzierungssaldo der öffentlichen Haushalte für das Jahr 2009 in Prozent des BIP 2008 zu interpretieren. Dabei werden sowohl steuerliche als auch ausgabenseitige Aspekte berücksichtigt (BREUSS/ KANIOVSKI/ SCHRATZENSTALLER 2009). Die Variable Beschäftigungsschutz ist dem Employment-Protection Index der OECD (2007) entnommen. Dieser setzt sich aus drei Komponenten zusammen: Schutz vor Entlassung einzelner Arbeitnehmer (individual dismissals), Schutz vor Entlassung von Gruppen von Arbeitnehmern (collective dismissals) und Regulierung zeitlich befristeter Beschäftigung. Es gilt dabei: Je höher der Indexwert desto höher das Niveau an Beschäftigungsschutz.

5 Spezifikation und Ergebnisse

Das geschätzte multivariate lineare Regressionsmodell ist folgendermaßen spezifiziert:

$$\mathbf{ALQ} = \beta_0 \mathbf{i} + \beta_1 \mathbf{x}_1 + \dots + \beta_m \mathbf{x}_m + \beta_{m+1} \mathbf{x}_{m+1} + \dots + \beta_K \mathbf{x}_K + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (4).$$

Dabei bezeichnet \mathbf{ALQ} den Vektor der Arbeitslosendifferenziale 2008/2009, β_0 die Konstante, \mathbf{i} den Einsvektor, \mathbf{x}_1 bis \mathbf{x}_m die Vektoren der erklärenden Variablen auf regionaler Ebene und \mathbf{x}_{m+1} bis \mathbf{x}_K die Vektoren der erklärenden Variablen auf nationaler Ebene. $\boldsymbol{\varepsilon}$ ist der Residualvektor. Das damit spezifizierte ökonometrische Eingleichungsmodell kann als

Mehrebenenanalyse interpretiert werden, da Variablen der Regions- und Nationsebene gemeinsam in das Modell aufgenommen werden.

Da es sich bei den Untersuchungseinheiten um Regionen handelt, ist auf räumlicher Autokorrelation zu testen (ECKEY/ KOSFELD/ TÜRCK 2006). Bei räumlicher Autokorrelation sind die Störterme angrenzender Regionen nicht mehr unabhängig voneinander, $Cov(u_i, u_j) \neq 0$ für $i \neq j$, womit eine zentrale Annahme der Schätzung mittels OLS (Ordinary Least Squares) verletzt ist. Beim Vorliegen räumlicher Autokorrelation sind die Koeffizienten nicht mehr BLUE (Best Linear Unbiased Estimator) und es kommt zur verzerrten Koeffizientenschätzung und damit zur Invalidierung der Signifikanztests (WALD 2008). Als Teststatistik zur Überprüfung auf räumliche Autokorrelation wird ein Moran-Koeffizient berechnet,

$$I = \frac{\hat{u} \cdot W \cdot \hat{u}}{\hat{u} \cdot \hat{u}} \quad (5),$$

wobei \hat{u} den aus der Regression geschätzten Residualvektor und W die standardisierte räumliche Gewichtungsmatrix repräsentieren. Das Produkt $W\hat{u}$ erzeugt den entscheidenden Spatial-Lag in den Residuen als Produkt der Region j mit dem arithmetischen Mittel in den Nachbarregionen. Diese Statistik kann unter der Nullhypothese „keine räumliche Autokorrelation“ getestet werden. Die Berechnung verlangt den Einsatz spezieller Software. Standardprodukte wie z.B. SPSS können diese Maßzahlen nicht berechnen. Eine Berechnung „per Hand“ ist angesichts der komplexen Formeln äußerst ungünstig. Für die vorliegende Arbeit wurde die Ökonometriesoftware Stata und ein dafür von Maurizio PISATI programmiertes raumökonomisches Zusatzprogramm verwendet (PISATI 2001). Letzteres ermöglicht neben der Konstruktion der räumlichen Gewichtungsmatrix die Diagnostik einer OLS-Regression sowie die Berechnung eines räumlich-ökonomischen Modells falls die Tests einen Hinweis auf räumliche Autokorrelation geben.

Die Ergebnisse für die OLS-Schätzungen sind in Tabelle 5 zusammengefasst. Um den Effekt einzelner Variablen deutlich zu machen, wurde ein „kurzes“ (Modell 1) und ein „langes“ (Modell 2) Regressionsmodell geschätzt (specific-to-general approach). Dabei sind in Modell 1 Variablen aufgenommen, die als besonders wichtig angenommen wurden. Modell 2 zeigt wie sich die Koeffizienten und Signifikanzniveaus verändern, wenn für zusätzliche Variablen kontrolliert wird. Im Einklang mit einem Trend in der aktuellen ökonomischen Literatur wurden Robuste Standardfehler (White-Standardfehler) berechnet um Heteroskedastizitätsprobleme zu vermeiden. Diese führen aufgrund der Verletzung der Effizienzeigenschaften des OLS-Schätzers zu ungültigen t-Tests der Koeffizienten.

Zentrale Ergebnisse für Modell 1 sind ein hohes R^2_{koriert} von ca. 70%, das auf einen guten „fit“ des Modells hinweist. Die F-Statistik ist hochsignifikant. Signifikante Variablen mit positiven Effekten sind der Industrieanteil und der Anteil der Niedrigqualifizierten. Ebenfalls hochsignifikant mit negativem Effekt sind die beiden nationalen Variablen Beschäftigungsschutz und fiskalischer Stimulus. Damit entsprechen alle signifikanten Variablen den zu erwartenden Effekten. Modell 2 hat ein niedrigeres korrigiertes R^2 von 69.65 als Folge der erhöhten Variablenanzahl bei gleichbleibenden Beobachtungen und der daraus resultierenden Reduktion der Freiheitsgrade. Das Modell 2 leistet laut F-Statistik bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit $p < 0.000$ einen Beitrag zur Erklärung der Variation der abhängigen Variablen zu leisten. Bei den Koeffizienten ist der Industrieanteil, nachdem für andere Einflussfaktoren kontrolliert wurde, nicht mehr signifikant. Nach wie vor signifikant positiv wirkt der Anteil der Niedrigqualifizierten. Entgegen den erwarteten Effekten hat die Dummy-Variable für Finanzzentren einen signifikant negativen Effekt. In diesem Sinne könnte man etwas überspitzt formulieren, dass auch regional gilt was bereits für Europa und USA festgestellt worden ist: Jene Regionen in denen die zentralen Akteure der Krisenverursachung lokalisiert sind, waren von der Krise signifikant weniger betroffen als andere Regionen. Ebenso wie in Modell 1 sind auch in Modell 2 beide nationalen Variablen hochsignifikant mit hypothesenkonformen Vorzeichen.

Tabelle 5: OLS-Ergebnisse für EU3

Variable	Modell 1		Modell 2	
	Koeffizient	Robuste Standardfehler	Koeffizient	Robuste Standardfehler
Anteil Beschäftigte Industrie	0.0538	0.0187 ***	0.0352	0.0311
Anteil Beschäftigte HRST	0.0077	0.0143	0.0054	0.0207
Anteil Niedrigqualifizierte	0.0571	0.0195 ***	0.0484	0.0255 *
Anteil Beschäftigte öff. Verwaltung	0.0009	0.0410	-0.0075	0.0480
In Bevölkerung	-0.0027	0.0979	0.05349	0.1173
Anteil Beschäftigte Handel			-0.0461	0.0422
Anteil Beschäftigte Bau			-0.0276	0.0553
F&E Quote			-0.0750	0.0892
Erwerbsquote 15-24			-0.0305	0.0408
Dummy Auto			0.1836	0.2429
Dummy Finanz			-0.6959	0.3713 *
Diversifizierung			0.5105	8.6021
Fiskalischer Stimulus	-1.2896	0.3031 ***	-1.4560	0.3528 ***
Beschäftigungsschutz	-1.6012	0.2130 ***	-1.6763	0.2894 ***
Konstante	3.3172	1.3895	5.4695	1.9564
R ²		73.51		75.72
R ² korrigiert		70.56		69.65
F-Statistik		59.47 ***		25.44 ***
Beobachtungen		71		71
Moran's I		2.42 **		2.78 ***
LM-Error		2.52		3.04 *
LM-Lag		1.51		2.28

Endogene Variable: Zunahme der reg. Arbeitslosenquote in Prozentpunkte; Robuste Standardfehler; Signifikanzniveau: *10%; **5%; ***1%

Eine weitere Analyse der Ergebnisse in Tabelle 5 stellt die Resultate jedoch in Frage. Als zusätzliche Quelle der Verletzung der OLS-Annahmen ist die Anwendung eines Mehrebenenanalyseansatzes zu beachten. Die gleichzeitige Verwendung von regionalen und nationalen Daten könnte bei Korrelation der Regionen innerhalb der Staaten zu nicht-effizienten Koeffizienten und verzerrten Standardfehlern führen. Dieser Effekt ist als MOULTON's Problem in die ökonometrische Forschung eingegangen (MOLUTON 1990). Um diese potenzielle Annahmeverletzung zu vermeiden, können geclusterte Standardfehler berechnet werden. Die damit berechneten Ergebnisse werden hier nicht präsentiert. Sie weichen von den Schätzungen bei Verwendung von White-Standardfehlern teilweise ab. Allerdings sind beide Ansätze bei OLS-Schätzung mit der Annahmeverletzung räumlicher Autokorrelation behaftet, so dass die OLS-Ergebnisse nicht als BLUE angenommen werden dürfen. Dieses Resultat lässt sich an der Moran-Statistik ablesen: Sowohl Modell 1 als auch Modell 2 zeigen eine signifikante räumliche Autokorrelation. Damit müssen die Ergebnisse in Tabelle 6 verworfen werden und alternative Spezifikationen bzw. Schätzergebnisse angewandt werden.

Im Wesentlichen existieren zwei Möglichkeiten räumliche Autokorrelation in linearen Regressionsmodellen zu berücksichtigen (ANSELIN 2001). Während im Spatial-Lag-Modell ein Spatial-Lag in der abhängigen Variablen berücksichtigt wird, modelliert das Spatial-Error-Modell räumliche Autokorrelation durch einen Spatial-Lag im Fehlerterm. Die Selektion der anzuwendenden Modellklasse erfolgt durch die Berechnung von Lagrange-Multiplier Tests für beide Modelle (ECKEY/ KOSFELD/ TÜRCK 2006). Tabelle 6 zeigt für Modell 1 keinen signifikanten LM-Test. Nachdem auch robuste Tests keine Entscheidungsgrundlage liefern wird für den vorliegenden Fall ein Spatial-Error-Modell abgeleitet, da die entsprechende Statistik den niedrigsten p-Wert unter allen Alternativen anzeigt ($p=0.11$). Weiters ist auf einen inhaltlichen Unterschied zwischen Spatial-Lag und Spatial-Error-Modellen hinzuweisen: „Whereas the spatially lagged dependent variable model sees spatial dependence as substance, in the sense that the y_i is influenced by the value y_j for other countries [regions] ($j \neq i$), the spatial error model treats spatial correlation as a nuisance, much like how statistical approaches often treat temporal serial correlation as something to be eliminated and solely as an estimation problem.“ (WARD/ GLEDITSCH 2008, 65). Da sich für das Modell 2 eine eindeutige Entscheidung für das Spatial-Error-Modell ergibt, wäre es inhaltlich fragwürdig, bei der gleichen abhängigen Variablen unterschiedliche inhaltliche Interpretation aufgrund verschiedener Modellspezifikationen anzunehmen. Darüber hinaus kann gezeigt werden, dass der zentrale Einfluss auf das signifikante Ergebnis räumlicher Autokorrelation von den deutschen Regionen ausgeht. Dieses Resultat ist jedoch wesentlich die Folge einer systematisch-differenzierten Auswirkung der Krise auf strukturelle, räumliche Cluster (Ostdeutschland, Süddeutschland und Norddeutschland) zurückzuführen. Damit ist eine Interpretation im Sinne von Spillover-Effekten nur schwer argumentierbar. Nicht zuletzt ist hier auch auf das geringe arbeitsmarktgetriebene Mobilitätsniveau in Europe zu verweisen (DECRESSIN/ FATAS 1995). Die Spezifikation des Spatial-Error-Modells folgt nachstehender Regressionsgleichung:

$$\mathbf{ALQ} = \beta_0 \mathbf{i} + \beta_1 \mathbf{x}_1 + \dots + \beta_m \mathbf{x}_m + \beta_{m+1} \mathbf{x}_{m+1} + \dots + \beta_K \mathbf{x}_K + \lambda \mathbf{Wu} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (6).$$

Nunmehr setzt sich der Fehlerterm aus zwei Komponenten zusammen, einem korrelierten Teil, $\lambda \mathbf{Wu}$, sowie einem unabhängigen Teil, $\boldsymbol{\varepsilon}$. Der Koeffizient Lambda wird dabei nicht interpretiert. Er gibt zufällige Effekte aus den Nachbarrationen wieder (ANSELIN 2001). Sollte der Signifikanztest für λ nicht zur Ablehnung von $\lambda=0$ führen, wäre weiterhin das OLS-Modell adäquat. Neben dieser alternativen Spezifikation ist ebenfalls ein zu OLS alternativer Schätzer zur Berechnung der Koeffizienten anzuwenden. Diese Notwendigkeit resultiert daraus, dass der Spatial-Lag der Residuen nicht mehr exogen vorgegeben ist. Als Alternative zu OLS wird in diesem Fall eine Maximum-Likelihood-Schätzung (ML) durchgeführt.

Tabelle 6 zeigt die Ergebnisse für das Spatial-Error-Modell. Zunächst zeigt der Wald-Test für Lambda ein signifikantes Ergebnis für Modell 1 und Modell 2, womit die Entscheidung für ein räumliches Modell als zutreffend bestätigt wird. Vergleicht man die ML mit den OLS-Ergebnissen ergeben sich die gleichen Gruppen an signifikanten Variablen für beide Modelle. Was sich jedoch verändert hat ist die Größe der Koeffizienten sowie die Signifikanzniveaus. Bei Modell 1 wurde der positive Effekt des Industrieanteils überschätzt und beim Anteil der Niedrigqualifizierten unterschätzt. Ähnliches gilt für Modell 2. Der Anteil der Niedrigqualifizierten hat im raumökonomischen Modell einen stärkeren Effekt sowie ein höheres Signifikanzniveau als bei OLS-Schätzung.

Tabelle 6: ML-Ergebnisse für EU3 (Spatial-Error)

Variable	Modell 1		Modell 2	
	Koeffizient	Robuste Standardfehler	Koeffizient	Robuste Standardfehler
Anteil Beschäftigte Industrie	0.0455	0.0166 ***	0.0302	0.0282
Anteil Beschäftigte HRST	0.0080	0.0135	0.0139	0.0190
Anteil Niedrigqualifizierte	0.0624	0.0213 ***	0.0641	0.0255 **
Anteil Beschäftigte öff. Verwaltung	-0.0284	0.0353	-0.0502	0.0430
In Bevölkerung	0.0412	0.0988	0.0911	0.0955
Anteil Beschäftigte Handel			-0.0523	0.0360
Anteil Beschäftigte Bau			-0.0046	0.0509
F&E Quote			-0.0391	0.0808
Erwerbsquote 15-24			-0.0358	0.0367
Dummy Auto			0.1186	0.2213
Dummy Finanz			-0.6219	0.2700 **
Diversifizierung			-3.3330	8.0224
Fiskalischer Stimulus	-1.2472	0.2891 ***	-1.3402	0.3168 ***
Beschäftigungsschutz	-1.5803	0.2275 ***	-1.7491	0.2878 ***
Konstante	3.1255	1.4249 **	5.3420	1.7281 ***
Log Likelihood		-50.59		-46.89
Wald-Test Lambda(χ^2)		3.46 *		4.82 **
Beobachtungen		71		71

Endogene Variable: Zunahme der reg. Arbeitslosenquote in Prozentpunkte; Robuste Standardfehler; Signifikanzniveau: *10%; **5%; ***1%

Warum zeigt sich kein signifikanter Effekt der Diversifizierungs- bzw. Konzentrationsvariablen? Immerhin wird die Förderung einer diversifizierten Branchenstruktur als entscheidende Strategie einer stabilisierenden Regionalpolitik diskutiert (ARL 2010). Eine mögliche Erklärung ist, dass die Variable mit einem Validitätsproblem behaftet ist. Wenngleich eine Überprüfung der Validität schwierig ist, könnten bivariate Korrelationskoeffizienten Hinweise geben. Für Deutschland ergibt sich dabei ein $r = 0.86$. Damit stimmt der in der Literatur behauptete Zusammenhang für

Deutschland: Eine geringere Diversität ist positiv und hochsignifikant mit der Zunahme der Arbeitslosenquote korreliert. Dies könnte ein Hinweis auf Validität der Variablen Diversifizierung sein. Für Frankreich ist der Zusammenhang wesentlich schwächer (ca. 0.3) und das Vorzeichen stimmt mit den Erwartungen überein. England zeigt einen betragsmäßig ebenso schwachen Korrelationskoeffizienten wie Frankreich aber mit negativem Vorzeichen. Ein Vergleich der jeweils am stärksten spezialisierten Regionen in Deutschland (Baden-Württemberg) und Großbritannien (Inner London) ergibt einen interessanten Unterschied: Baden Württemberg hatte die höchsten Zunahme der Arbeitslosenquote in Deutschland, während Inner London eine im nationalen Vergleich sehr geringe Zunahme verzeichnete. Damit muss die Frage nach der Validität letztlich offen bleiben. Als weiterer Punkt soll noch ein mögliches Identifikationsproblem erörtert werden: Wenn Regionen mit einem hohen Dienstleistungsanteil systematisch geringere Zunahmen der Arbeitslosenquote zeigen aber gleichzeitig eine relativ wenig diversifizierte Wirtschaftsstruktur mit z.B. einer Konzentration auf Handel und öffentliche Verwaltung, so könnte sich im Aggregat eine systematische Fehlschätzung des Diversifizierungsaspekts ergeben. Ein Ausweg bestünde möglicherweise darin, nur die Diversifizierung des industriellen Sektors als unabhängige Variable zu berechnen. Dafür wären aber wesentlich stärker disaggregierte Branchendaten notwendig.

In beiden Modellen sind die nationalen Variablen hochsignifikant. Die Bedeutung der nationalen Variablen ergibt sich nicht zuletzt durch die Sonderentwicklung in Deutschland. Würde man nicht für nationale Effekte kontrollieren, hätten viele Variablen bei bivariater Korrelation das „falsche“ Vorzeichen. Ein gutes Beispiel hierfür ist der Industrieanteil: Während sich bei getrennter Berechnung für die Regionen in Deutschland, Frankreich und England jeweils der erwartete positive Effekt einstellt, zeigt sich für die EU3 ein leicht negativer Korrelationskoeffizient. Ähnliches lässt sich für andere Variablen darstellen. Die deutsche Entwicklung im Krisenjahr 2009, von ZIMMERMANN (2009) als „Wirtschaftswunderjahr am Arbeitsmarkt“ bezeichnet, lässt sich durch zwei Faktoren erklären: Erstens führte ein massiver Einsatz der Kurzarbeit zu einer nicht stattfindenden Übersetzung des Outputrückgangs in steigende Arbeitslosenquoten. Im Juni 2009, am Höhepunkt der Kurzarbeit, waren ca. 1.4 Millionen Menschen Empfänger von Kurzarbeitsgeld (Bundesagentur für Arbeit 2009). Zweitens trug die jahrelange Lohnzurückhaltung in Deutschland zu einer stabilen monetären Konstitution der Unternehmen bei, womit ein Überbrücken der Krise erleichtert wird (ZIMMERMANN 2009). Tatsächlich scheint dieser deutsche Sonderweg auch im Jahr 2010 fortzudauern: Deutschland war das einzige Land der EU-27 in dem die Arbeitslosenquoten im ersten Quartal 2010 gesunken sind (Eurostat 2010). Nachdem nationale Variablen von entscheidender Bedeutung sind, soll im Folgenden noch ein Modell für einzelne Staaten geschätzt werden, indem ausschließlich regionale Variablen verwendet werden. Damit kann gleichzeitig die unterschiedliche Wirkung gleicher Variablen für verschiedene Staaten untersucht werden. Um eine bessere Vergleichbarkeit zu gewährleisten sowie aufgrund der

geringen Anzahl an Beobachtungen für Deutschland werden die nationalen Modelle nur für Frankreich und Großbritannien berechnet.

Tabelle 7 zeigt die OLS-Ergebnisse für Frankreich und Großbritannien. Die Spezifikation entspricht weitgehend Modell 1. Zusätzlich aufgenommen wurden die Variablen Anteil der Beschäftigten im Handel sowie BIP pro Kopf. Die F-Statistik ist für beide Staaten hochsignifikant. Ein großer Unterschied zeigt sich im Bestimmtheitsmaß: Während dieses für Frankreich mit ca. 80% sehr hoch ist, ist der Wert für Großbritannien mit ca. 20% auffallend niedrig. Bei den Variablen ergeben die Signifikanztests im Fall von Großbritannien lediglich zwei schwach signifikante Variablen. Industrie und BIP pro Kopf haben den erwarteten negativen Effekt. Demgegenüber ergeben sich für Frankreich mit Ausnahme des Handels für alle Variablen signifikante Koeffizienten. Interessant ist der positive Effekt der Technologievariablen Beschäftigte in Wissenschaft und Technologie. Offenbar waren technologieintensive Regionen eher von der Krise betroffen als technologiearme Regionen. Der Signifikante Wert für die Kontrollvariable der Bevölkerungsgröße kann lediglich als Ergebnis des Zufalls interpretiert werden. Im Gegensatz zum Modell für EU3 ergibt sich bei den nationalen Modellen in Tabelle 7 weder für Frankreich noch für Großbritannien eine signifikante räumliche Autokorrelation nach dem Moran-Koeffizienten. Dieses Ergebnis ist konsistent mit den Ergebnissen für die abhängige Variable und den LISA-Werten (siehe Kapitel 2).

Tabelle 7: OLS-Ergebnisse für Frankreich und Großbritannien

Variable	Frankreich		Großbritannien	
	Koeffizient	Robuste Standardfehler	Koeffizient	Robuste Standardfehler
Anteil Beschäftigte Industrie	0.02298	0.01286 *	0.09617	0.04811 *
Anteil Beschäftigte HRST	0.02297	0.00808 **	0.05874	0.05043
Anteil Niedrigqualifizierte an Bev. > 15a	0.05205	0.01049 ***	0.10898	0.07806
Anteil Beschäftigte öff. Verwaltung	-0.06775	0.02037 ***	0.08931	0.11831
Anteil Beschäftigte Handel	-0.03694	0.02118	-0.12346	0.09437
ln Bevölkerung	0.15178	0.04928 ***	-0.23921	0.36109
BIP pro Kopf	-0.00004	0.00001 ***	-0.00003	0.00002 *
Konstante	-0.60916	1.04478	0.56353	6.22437
R ²		88.86		39.62
R ² korrigiert		82.86		23.36
F-Statistik		14.81 ***		6.53 ***
Moran's I		0.84		1.49
Beobachtungen		21		34

Endogene Variable: Zunahme der reg. Arbeitslosenquote in Prozentpunkte; Robuste Standardfehler; Signifikanzniveau: *10%; **5%; ***1%

Zusammenfassend weisen die nationalen Modelle auf die großen Unterschiede in den Effekten derselben Variablen in unterschiedlichen volkswirtschaftlichen Kontexten hin. In einer auf Paneldaten basierenden Untersuchung zum Level regionaler Arbeitslosenquoten in 12 europäischen EU-Staaten kamen ZEILSTRA und ELHORST (2006, 14) zu dem Ergebnis, dass unterschiedliche Staaten sehr variable Koeffizienten aufweisen: „A striking result is the considerable heterogeneity of the coefficients across countries, this indicates that regional unemployment rates in the EU are not determined by a common structure.“ Damit könnten die hier präsentierten Ergebnisse ein Hinweis dafür sein, dass nicht nur das Level, sondern auch die konjunkturelle Veränderung regionaler Arbeitslosenquoten durch markante nationale Unterschiede bestimmt wird. Das der Ansatz der „Varieties of Capitalism“ eine substanzwissenschaftliche Interpretation unterstützen kann, zeigt nicht zuletzt das Beispiel der öffentlichen Verwaltung. Während der entsprechende Koeffizient für Frankreich einen hochsignifikant negativen Effekt hat, ergibt sich für Großbritannien kein signifikanter Effekt. Tatsächlich ist der Sektor der öffentlichen Verwaltung in Frankreich wesentlich bedeutsamer: Während in einer durchschnittlichen französischen Region ca. 10% der Beschäftigten in der Verwaltung arbeiten, beträgt der entsprechende Wert für Großbritannien ca. 7%.

6 Fazit und regionalpolitische Implikationen

Ausgangspunkt dieses Artikels war die Forschungsfrage welche Faktoren die regional differenzierte Zunahme der Arbeitslosenquote in europäischen Regionen bestimmen. Diese Frage wurde für NUTS 1 und NUTS 2 Regionen am Beispiel Deutschland, Frankreich und Großbritannien (EU3) für das Krisenjahr 2009 untersucht. Eine deskriptive Analyse ergab eine große Streuung und räumliche Autokorrelation der abhängigen Variablen Veränderung der regionalen Arbeitslosenquote 2008/2009 in Prozentpunkten. Als zentrale Determinanten zur Erklärung dieser räumlich differenzierten Krisenwirkung auf regionale Arbeitsmärkte wurden neben Branchenvariablen auch Technologie- und Humankapitalindikatoren verwendet. Aufgrund der substantiellen Unterschiede in den nationalen Entwicklungen wurden weiterhin regionale Variablen um nationale Variablen im Sinne einer Mehrebenenanalyse ergänzt.

Die geschätzten multiplen linearen Regressionsmodelle mittels OLS stellten sich als nicht adäquat heraus, da hierbei die Fehlerterme nicht unabhängig von den Fehlertermen in den Nachbarregionen sind. Eine erneute Schätzung der spezifizierten Regressionsmodelle als Spatial-Error Modelle ergab folgende signifikanten regionalen Variablen (Vorzeichen): Anteil Niedrigqualifizierte (+) und Dummy für Finanzzentren (-). Die beiden nationalen Variablen fiskalischer Stimulus und Beschäftigungsschutz erwiesen sich in allen Spezifikationen für die EU3 als hochsignifikant mit erwarteten negativem Effekt. Damit konnten für die signifikanten Variablen die Hypothesen bestätigt werden. Kein signifikanter Einfluss ergab sich für Technologie- und Diversifizierungsvariablen.

Aufgrund der hohen Bedeutung der nationalen Variablen wurden für Frankreich und Großbritannien jeweils nationale Modelle geschätzt. Dabei zeigten sich große Unterschiede in der Erklärungskraft derselben Variablen für unterschiedliche volkswirtschaftliche Kontexte.

Wesentliche Limitierungen der Untersuchung ergeben sich aus der Nichtverfügbarkeit einiger potenziell wichtiger Variablen. Während einige dieser Variablen aufgrund des Zeithorizonts noch nicht verfügbar sind, gilt für andere Variablen eine dauerhafte Nichtverfügbarkeit (z.B. organisatorischer Status von Unternehmen). Wenn die Hinweise aus der Literatur zutreffen, wäre die Partizipationsrate als Alternative abhängige Variable möglicherweise interessanter für den europäischen Kontext.

Wollte man aus den vorliegenden Ergebnissen regionalpolitische Implikationen ableiten, so lässt sich am ehesten ein Argument für zusätzliche Humankapitalinvestitionen und damit eine Höherqualifizierung des regionalen Arbeitskräftepotenzials unterstützen. Dies wäre durchaus im Einklang mit neueren regionalpolitischen arbeiten Ergebnissen zu einer auf Humankapital anstatt auf physischem Kapital basierenden regionalen Wirtschaftspolitik (MARKUSEN 2008).

Literatur

ANSELIN, L. (2001): Spatial Econometrics. In: BALTAGI, B. (Hrsg.): A Companion to Theoretical Econometrics. Oxford, 310-330.

ARL (2010): Regionalpolitik im Lichte der Wirtschafts- und Finanzkrise. Positionspapier aus der ARL, 82.

ARMSTRONG, H./ TAYLOR, J. (2000): Regional Economics and Policy. 3.Aufl. Oxford: Blackwell.

ARPAIA, A./ CURCI, N. (2010): EU Labour Market Behaviour during the Great Recession. European Economy Economic Papers, 405.

BAUER, T.K./ FERTIG, M./ SCHMIDT, C.M. (2009): Empirische Wirtschaftsforschung. Berlin/ Heidelberg.

BECKER, J. (2010): EU in der Krise: Bruchlinien zwischen Zentrum und Peripherie. In: Kurswechsel, 1, 6-23.

BLANCHARD, O./ ILLING, G. (2009): Makroökonomie. 5. Aufl., München.

BLANCHARD, O., KATZ, L. F. (1992): Regional Evolutions. In: Brookings Papers on Economic Activity, 1, S. 1-75.

BLEYMÜLLER, J./ GEHLERT, G./ GÜLICHER, H. (2004): Statistik für Wirtschaftswissenschaftler. 14.Aufl. München.

BLIEN, U. (2008): Eine sozialökonomische Theorie der Arbeitslosigkeit. In: HIEKE, H. (Hrsg.): Kapitalismus. Kritische Betrachtungen und Reformansätze. Marburg, 248-269.

BLUM, U./ GÜNTHER, J./ LUDWIG, U.(2009): Divergenz als Schicksal? Aufgaben für die Wirtschaftspolitik im Nachgang zur Weltfinanzkrise. In: Wirtschaft im Wandel, Themenheft: Weltfinanzkrise, 48-52.

BREUSS, F./ KANIOVSKI, S./ SCHRATZENSTALLER, M.(2009): Gesamtwirtschaftliche Effekte der Konjunkturbelebungsmaßnahmen. In: WIFO-Monatsberichte, 9, 675-686.

Bundesagentur für Arbeit (2009):

DECRESSIN, J./ FATAS, A. (1995): Regional Labor Market Dynamics in Europe. In: European Economic Review, 39, 1627-1655.

ECKEY, H.F. (2008): Regionalökonomie. Wiesbaden.

ECKEY, H.F./ KOSFELD, R./ TÜRCK, M. (2006): Räumliche Ökonometrie. In: WiSt, 10, 548-554.

Eurostat (2010): Arbeitslosenquote der Eurozone bei 10%. Pressemitteilung Euroindikatoren.

Eurostat(2007): Hochqualifizierte Arbeitskräfte in Wissenschaft und Technik. Nationale Beschäftigungsmerkmale. Statistik kurz gefasst, 103.

FUNK, L. (2009): Geschäftsmodell Deutschland. In: WISU, 10, 1310-1320.

ELHORST, P. (2003): The Mystery of Regional Unemployment Differentials: Theoretical and empirical explanations. In: Journal of Economic Surveys, 17, 709-748.

HALL, P. A./ SOSKICE, D. (2001): An Introduction to Varieties of Capitalism. In: HALL, P. A./ SOSKICE, D. (Hrsg.), Varieties of Capitalism. Oxford, 1-68.

HORN, G. / JOEBGES, H. / ZWIENER, R. (2010): Einseitige Exportorientierung belastet Wachstum – Frankreich besser als Deutschland. IMK Policy Brief.

KOSFELD, R./ ECKEY, H.F./ TÜRCK, M. (2007): LISA (Local Indicators of spatial association). In: WiSt, 3, 157-162.

MARKUSEN, A. (2008): Human Capital versus Physical Capital. Government's Role in Regional Development. In: MARTINEZ-VAZQUEZ, J./ VAILLANCOUTR, F. (Hrsg.): Public Policy for Regional Development. Oxford, 47-65.

MOULTON, B. (1990): An Illustration of a Pitfall in Estimating the Effects of Aggregate Variables on Micro Units. In: The Review of Economics and Statistics, 72, 334-338.

- NOWOTNY, E./ ZAGLER, M.(2009): Der öffentliche Sektor. 5. Aufl., Berlin/ Heidelberg
- OECD (2007): Employment Outlook, Paris.
- PISATI, M. (2001): Tools for Spatial Data Analysis. In: Stata Technical Bulletin, 60, 21-37.
- RAMMER, C.(2010) Innovationsaktivitäten der deutschen Wirtschaft nach Rekordhoch rückläufig. In: Wirtschaftsdienst, 4, 272-274.
- REINER, C./ L.LENGAUER, L. (2010): Regionale Arbeitslosigkeit in der Großen Rezession: Entwicklung und räumliche Disparitäten am Beispiel Österreichs. In: Wirtschaft und Management, 12, 37-59.
- ROSENBLOOM, J.L./ SUNDSTROM, W.A. (1999): The sources of regional variation in the severity of the Great Depression: Evidence from U.S. Manufacturing 1919-1937. In: The Journal of Economic History, (59)3, 714-747.
- SCHÄTZL, L. (1994): Wirtschaftsgeographie 3. Politik, 3.Aufl., Paderborn.
- The Economist (2010): A special report on America's economy. 3. April.
- WARD, M./ K.S. GLEDITSCH (2008): Spatial Regression Models. (=Quantitative Applications in the Social Sciences, Band 155).
- WEICHHART, P.(2000): Designerregionen – Antworten auf die Herausforderungen des globalen Standortwettbewerbs? In: Informationen zur Raumentwicklung, 9/10, 549-566.
- ZEILSTRA, A./ ELHORST, P. (2006): Unemployment Rates at the Regional and National Levels of the European Union: An Integrated Analysis. Paper presented at the 46th ERSA Conference 30 August - 3September, Volos.
- ZIMMERMANN, K.F.(2009): Wirtschaftswunderjahr 2009. In: Aus Politik und Zeitgeschichte, 52, 3-8.

Anhang

Liste der NUTS-Regionen ($\Sigma=71$)

Deutschland		Frankreich		Großbritannien	
NUTS	Region	NUTS	Region	NUTS	Region
DE1	Baden-Württemberg	FR10	Île de France	UKC1	Tees Valley and Durham
DE2	Bayern	FR21	Champagne-Ardenne	UKC2	Northumberland, Tyne and Wear
DE3	Berlin	FR22	Picardie	UKD1	Cumbria
DE4	Brandenburg	FR23	Haute-Normandie	UKD2	Cheshire
DE5	Bremen	FR24	Centre	UKD3	Greater Manchester
DE6	Hamburg	FR25	Basse-Normandie	UKD4	Lancashire
DE7	Hessen	FR26	Bourgogne	UKD5	Merseyside
DE8	Mecklenburg-Vorpommern	FR30	Nord - Pas-de-Calais	UKE1	East Yorkshire and Northern Lincolnshire
DE9	Niedersachsen	FR41	Lorraine	UKE2	North Yorkshire
DEA	Nordrhein-Westfalen	FR42	Alsace	UKE3	South Yorkshire
DEB	Rheinland-Pfalz	FR43	Franche-Comté	UKE4	West Yorkshire
DEC	Saarland	FR51	Pays de la Loire	UKF1	Derbyshire and Nottinghamshire
DED	Sachsen	FR52	Bretagne	UKF2	Leicestershire, Rutland and Northants
DEE	Sachsen-Anhalt	FR53	Poitou-Charentes	UKF3	Lincolnshire
DEF	Schleswig-Holstein	FR61	Aquitaine	UKG1	Herefordshire, Worcestershire and Warks
DEG	Thüringen	FR62	Midi-Pyrénées	UKG2	Shropshire and Staffordshire
		FR63	Limousin	UKG3	West Midlands
		FR71	Rhône-Alpes	UKH1	East Anglia
		FR72	Auvergne	UKH2	Bedfordshire, Hertfordshire
		FR81	Languedoc-Roussillon	UKH3	Essex
		FR82	Provence-Alpes-Côte d'Azur	UKI1	Inner London
				UKI2	Outer London
				UKJ1	Berkshire, Bucks and Oxfordshire
				UKJ2	Surrey, East and West Sussex
				UKJ3	Hampshire and Isle of Wight
				UKJ4	Kent
				UKK1	Gloucestershire, Wiltshire and Bristol/Batharea
				UKK2	Dorset and Somerset
				UKK3	Cornwall and Isles of Scilly
				UKK4	Devon
				UKL1	West Wales and The Valleys
				UKL2	East Wales
				UKM2	Eastern Scotland
				UKM3	South Western Scotland