

Regionale Arbeitsmarkteffekte der Globalisierung in Deutschland

Inaugural-Dissertation

zur Erlangung des akademischen Grades einer Doktorin oder eines Doktors
der Wirtschafts- und Sozialwissenschaften
der Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Fakultät
der Christian-Albrechts-Universität zu Kiel

vorgelegt von

Diplom-Volkswirt Henning Meier
aus Kiel

Kiel, 2021

Erstbegutachtung: Prof. Dr. Johannes Bröcker

Zweitbegutachtung: Prof. Horst Raff, Ph.D.

Tag der mündlichen Prüfung: 12.03.2021

Danksagung

Mein Dank gilt zuerst meinem Doktorvater Prof. Dr. Johannes Bröcker, der den Impuls für diese Arbeit gab und mit seinem wertvollen Urteil das Vorhaben in die richtige Richtung lenkte. Seinen Rat werde ich vermissen.

Zudem danke ich Prof. Horst Raff, Ph.D. für die Erstellung des Zweitgutachtens und Prof. Dr. Till Requate für sein Einspringen als Mitglied in der Prüfungskommission.

Bei Prof. Dr. Katrin Rehdanz und Prof. Dr. Annekatrien Niebuhr bedanke ich mich für die Unterstützung und die sehr angenehme Arbeitsatmosphäre.

Meinen ersten Schritt in den Wissenschaftsbetrieb habe ich Dr. Hayo Herrmann zu verdanken. Neben der Freude am Erkenntnisgewinn hat nicht zuletzt die Zeit mit wunderbaren Kollegen am Institut für Umwelt-, Ressourcen- und Regionalökonomik und Freunden an und neben der Uni zum Abschluss meiner Doktorarbeit beigetragen. Danke an Leonard Salzmänn, Johannes Burmeister, Michael Holtkamp, Jan Vogler, Julian Schröder, Oliver Werner, Tabea Philipp, Cornelius Peters, Hendrik Lüth, Markus Karde, Veronika Harder und Hauke Jelschen.

Für ihre immerwährende Unterstützung bedanke ich mich besonders bei meinen Eltern Klaus und Marion und meiner Schwester Hilke.

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	1
2	Das Modell	8
2.1	Kostenminimierung der Produktionsaktivitäten	11
2.1.1	Produktionsfunktion	12
2.1.2	Einheitskostenfunktion	13
2.2	Ausgabenminimierung der Haushalte	16
2.2.1	Nutzenfunktion	16
2.2.2	Ausgabenfunktion pro Nutzeneinheit	17
2.3	Interregionaler und internationaler Güterhandel	18
2.3.1	Regionale Güternachfrage	18
2.3.1.1	Gesamte regionale Güternachfrage	18
2.3.1.2	Regionale Nachfrage nach Gütern aus den heimi- schen Regionen und dem Ausland	19
2.3.1.3	Modellierung der Handelsdienstleistung	21
2.3.1.4	Die Preiselastizität der Nachfrage nach einem Gut aus einer Region	24
2.3.2	Regionales Güterangebot	25
2.3.3	Gütermarktgleichgewichte	25
2.4	Einkommen und Ausgaben der Haushalte	27
2.4.1	Einkommen der Haushalte	27
2.4.2	Ausgaben der Haushalte	28
2.5	Faktormarktgleichgewichte	28
2.5.1	Arbeitsmarktgleichgewicht	28
2.5.2	Marktgleichgewicht des restlichen Produktionsfaktors . . .	29

2.6	Marktform	30
2.6.1	Vollkommene Konkurrenz	30
2.6.2	Monopolistische Konkurrenz	30
2.6.2.1	Nachfrage nach verschiedenen Varianten eines Gutes	32
2.6.2.2	Angebot einer Variante eines Gutes	32
2.6.2.3	Regionale Nachfrage nach Varianten eines Gutes aus den heimischen Regionen und dem Ausland .	33
2.7	Das Gleichungssystem unter den Annahmen vollkommener und monopolistischer Konkurrenz	35
3	Kalibrierung der Modellparameter	37
3.1	Kalibrierung von Parametern anhand eines Benchmark-Datensatzes	38
3.1.1	Der zu reproduzierende Benchmark-Datensatz	38
3.1.2	Das Kalibrierungs-Gleichungssystem	41
3.1.3	Das Kalibrierungs-Gleichungssystem ohne regional differen- zierte Löhne und Handelskostenfaktoren	45
3.2	Kalibrierung der Parameter der regionalen Einkommensumvertei- lung und der Elastizitäten	47
3.2.1	Kalibrierung der Parameter der regionalen Einkommensum- verteilung	48
3.2.2	Die Substitutionselastizitäten der Einheitskostenfunktion und der Ausgabenfunktion	49
3.2.3	Die Elastizitäten der Handelsströme	52
3.2.3.1	Nachfrageseitige Elastizitäten der Handelsströme	52
3.2.3.2	Angebotsseitige Elastizitäten der Handelsströme .	56
3.2.4	Die Elastizitäten des Arbeitsmarktes	57
3.3	Kalibrierung der Handelskostenfaktoren	58
3.3.1	Daten für die Schätzung der Handelskostenfaktoren	61
3.3.1.1	Spezifikation von distanzabhängigen Handelskosten	61
3.3.1.2	Daten für weitere Handelshemmnisse	65
3.3.1.3	Daten der Handelsströme	65

3.3.2	Schätzung der Koeffizienten und des formgebenden Parameters der Handelskostenfaktoren mit der Poisson-Quasi-Maximum-Likelihood-Methode	67
3.3.2.1	Schätzergebnisse der Gravitationsregression mit totalen Handelsströmen	70
3.3.2.2	Schätzergebnisse der Gravitationsregression mit produktspezifischen Handelsströmen	75
3.3.3	Schätzung der Koeffizienten der Gravitationsgleichung unter Annahme eines expliziten datengenerierenden Prozesses	77
3.3.3.1	Modellierung des Handelsstroms als bivariate Zufallsvariable	78
3.3.3.2	Die kumulantenerzeugende Funktion der Compound-Poisson-Gamma-verteilten Zufallsvariablen	81
3.3.3.3	Die Compound-Poisson-Gamma-Verteilung als Mitglied in der Klasse der Tweedie-Verteilungen . . .	82
3.3.3.4	Spezifikation und Schätzergebnisse des Regressionsmodells	83
4	Daten für die Kalibrierung, die Simulation und den Test	88
4.1	Daten der Input-Output-Tabelle	91
4.2	Regionale Daten	92
4.3	Handelspartner- und güterspezifische Export- und Importentwicklungen	94
5	Simulation der regionalen Arbeitsmarkteffekte	96
5.1	Implementierung der Ex- und Importschocks im Modell	98
5.1.1	Der Zusammenhang zwischen den Ex- und Importwerten und den Niveauparametern der Exportnachfrage und des Importangebots	102
5.1.2	Lösung des Simulations-Gleichungssystems	104
5.2	Simulationsergebnisse	105
5.2.1	Simulationsergebnisse für die deutschen Bundesländer . . .	105

5.2.2	Simulationsergebnisse für die deutschen Raumordnungsregionen	112
6	Test der simulierten regionalen Arbeitsmarkteffekte	118
6.1	Einheitswurzeltests der stochastischen Prozesse der beobachteten und simulierten Lohn-Zeitreihen	119
6.2	Schätzung des Regressionsmodells ohne Berücksichtigung eines Anpassungsprozesses	121
6.3	Schätzung des Regressionsmodells unter Berücksichtigung eines regionsunabhängigen Anpassungsprozesses	123
6.4	Schätzung des Regressionsmodells unter Berücksichtigung eines regionsabhängigen Anpassungsprozesses	127
7	Schlussbetrachtung	132

Abkürzungsverzeichnis

BaTIS	Datensatz des ausbalancierten Dienstleistungshandels
BBSR	Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung
BIP	Bruttoinlandsprodukt
BWS	Bruttowertschöpfung
CEF	Funktion des bedingten Erwartungswerts
CEPII	Centre d'Études Prospectives et d'Informations Internationales
CES	Konstante Substitutionselastizität
CGE	Computable-General-Equilibrium
CGF	kumulantenerzeugende Funktion
CIF	Transportkosten, Versicherung und Fracht
CPA	Güterklassifikation in Verbindung mit den Wirtschaftszweigen
CPG	Compound-Poisson-Gamma
ECM	Fehlerkorrekturmodell
EDM	Exponential-Dispersion-Modell
EBOPS	Erweiterte Klassifikation des Dienstleistungsverkehrs in der Zahlungsbilanz
EU	Europäische Union
FD	Erste-Differenzen
FDIV	Erste-Differenzen und Instrumentvariablen
FOB	frei an Bord

Abkürzungsverzeichnis

GLM	generalisiertes lineares Modell
GMM	generalisierte Momentenmethode
GQML	Gamma-Quasi-Maximum-Likelihood
GTAP	Global Trade Analysis Project
GUS	Gemeinschaft Unabhängiger Staaten
ISIC	Internationale Standard-Industrieklassifikation
MGF	momentenerzeugende Funktion
NACE	Statistische Systematik der Wirtschaftszweige der Europäischen Gemeinschaft
NAICS	Nordamerikanisches Industrie-Klassifikationssystem
NEG	Neue Ökonomische Geografie
OECD	Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung
OLS	gewöhnliche Kleinst-Quadrate
OSRM	Open Source Routing Machine
PDF	Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion
PMG	gepoolte Mittelwert-Gruppen
PQL	Poisson-Quasi-Likelihood
PQML	Poisson-Quasi-Maximum-Likelihood
QL	Quasi-Likelihood
ROR	Raumordnungsregionen
SCGE	Spatial-Computable-General-Equilibrium
SIC	Standard-Industrie-Klassifikation
SITC	Standard-Internationaler-Handel-Klassifikation
TQML	Tweedie-Quasi-Maximum-Likelihood
UN	Vereinte Nationen
USA	Vereinigte Staaten von Amerika

Abkürzungsverzeichnis

VMR	Verhältnis zwischen der Varianz und dem Erwartungswert
WTO	Welthandelsorganisation
WZ	Wirtschaftszweige

Tabellenverzeichnis

2.1	Vergleich zwischen der ursprünglichen und der modifizierten Eisberg- Handelskostenannahme	23
2.2	Handelsströme	27
2.3	Input-Output-Verflechtungen einer Region	31
2.4	Gleichungssystem des Modells	36
3.1	Zu reproduzierende Daten einer Input-Output-Tabelle der heimi- schen Volkswirtschaft	40
3.2	Kalibrierungs-Gleichungen des Modells	42
3.3	Deskriptive Statistiken der totalen und produktspezifischen Han- delsströme	66
3.4	Geschätzte Handelskostenfaktoren beispielhafter Distanzen	73
3.5	Schätzergebnisse der produktspezifischen Handelsströme mit der PQML-Methode	76
3.6	Schätzergebnisse des Gravitationsmodells anhand der TQML- und der PQML-Methode	85
4.1	Liste der ausländischen Regionen	89
4.2	Die Sektoren, bzw. Produkte, des Modells	90
5.1	Simulationsergebnisse der prozentualen Lohnentwicklung von 1995 bis 2017 in den Bundesländern in den Modellen mit und ohne Lohn- kurve	106
5.2	Simulationsergebnisse der prozentualen Lohnentwicklung von 1995 bis 2017 in den ROR	113

5.3	Simulationsergebnisse der prozentualen Lohnentwicklung von 1995 bis 2017 in den ROR für die Fälle regional identischer Handelskosten und Sektorstrukturen	114
5.4	Eigenschaften der siedlungsstrukturellen Regionstypen	117
6.1	Ergebnisse der Einheitswurzeltests der tatsächlichen und simulierten Löhne	120
6.2	Ergebnisse der Schätzung der Regressionsgleichung (6.1) mit der FD-Methode	122
6.3	Ergebnisse der Schätzung der Regressionsgleichung (6.5) mit der FDIV-Methode	125
6.4	Ergebnisse der Schätzung der Regressionsgleichung (6.5) unter den Annahmen prädeeterminierter und endogener simulierter Löhne mit der FDIV-Methode	126
6.5	Ergebnisse der Kointegrationstests der tatsächlichen und simulierten Löhne	128
6.6	Ergebnisse der Schätzung der Regressionsgleichung (6.8) mit der PMG-Methode	130

Abbildungsverzeichnis

2.1	Nesting-Struktur der Produktionsfunktion	13
3.1	Zusammenhang zwischen Luftliniendistanzen und Distanzen, die auf günstigsten Routen basieren	64
3.2	Entwicklung der formgebenden Parameter der Distanzfunktionen über die Zeit	71
3.3	Entwicklung der Koeffizienten der Handelshemmnisse über die Zeit	72
3.4	Entwicklung der Handelskostenterme über die Zeit	73
4.1	Entwicklung Deutschlands importierter Energie aus Rohöl und Erdgas	95
5.1	Entwicklung der güterspezifischen Exportwerte und Importwerte im Verhältnis zur entsprechenden Entwicklung der BWS	97
5.2	Entwicklung der handelspartnerspezifischen Exportwerte und Importwerte im Verhältnis zur entsprechenden Entwicklung der BWS	99
5.3	Entwicklung der gesamten Exportwerte und Importwerte im Verhältnis zur entsprechenden Entwicklung der BWS	100
5.4	Inländischer Exportmarkt und inländischer Importmarkt	102
5.5	Simulationsergebnisse der prozentualen Lohnentwicklung von 1995 bis 2017 der Bundesländer in der Variante mit Lohnkurve	107
5.6	Simulationsergebnisse der prozentualen Lohnentwicklung von 1995 bis 2017 der Bundesländer in der Variante ohne Lohnkurve	108
5.7	Simulationsergebnisse der prozentualen Lohnentwicklung von 1995 bis 2017 der Bundesländer ohne die Effekte güter- und handelspartnerspezifischer Exportentwicklungen	109

5.8	Simulationsergebnisse der prozentualen Lohnentwicklung von 1995 bis 2017 der Bundesländer ohne die Effekte güter- und handelspartnerspezifischer Importentwicklungen	109
5.9	Simulationsergebnisse der prozentualen Lohnentwicklung von 1995 bis 2017 der Bundesländer für den Fall regional identischer Handelskosten	111
5.10	Simulationsergebnisse der prozentualen Lohnentwicklung von 1995 bis 2017 der Bundesländer für den Fall regional identischer Sektorstrukturen	111
5.11	Simulationsergebnisse der prozentualen Lohnentwicklung von 1995 bis 2017 in den ROR	115
5.12	Simulationsergebnisse der prozentualen Lohnentwicklung von 1995 bis 2017 von Nord-, West-, Süd- und Ostdeutschland	116
5.13	Simulationsergebnisse der prozentualen Lohnentwicklung von 1995 bis 2017 von Nord-, West-, Süd- und Ostdeutschland für den Fall regional identischer Sektorstrukturen	116
5.14	Simulationsergebnisse der prozentualen Lohnentwicklung von 1995 bis 2017 von Regionstypen	117

1 Einleitung

Gegenstand dieser Arbeit ist die Berechnung von regionalen Arbeitsmarkteffekten der Globalisierung in Deutschland. Unter dem Schlagwort Globalisierung in Deutschland verstehe ich den über die Zeit steigenden Grad der Handelsintegration zwischen Deutschland und den anderen Staaten der Welt, gemessen mit den jährlichen Verhältnissen zwischen güterspezifischen Importen und Bruttowertschöpfung (BWS) und güterspezifischen Exporten und BWS je Handelspartner in den Jahren 1995 bis 2017 in Deutschland. Der steigende Grad der internationalen Handelsintegration ergibt sich zum einen aus einem Abbau von internationalen Handelshemmnissen, z. B. aus der weltweiten Standardisierung von Produktionsverfahren und Transportdienstleistungen, dem technologischen Fortschritt im Gütertransport, der Erleichterung der Kommunikation, sowohl in technologischer als auch in sprachlicher Hinsicht, der Vereinheitlichung von Konsumwünschen und der Schaffung von Freihandelszonen oder Handelsabkommen, die mit einem Abbau von tarifären und nicht-tarifären Handelshemmnissen verbunden sind. Zum anderen führt auch die weltweit allgemein steigende Nachfrage und das allgemein steigende Angebot in Entwicklungs- und Schwellenländern, wie z. B. durch den Aufstieg Chinas, zu einer verstärkten Integration und damit zu einem Anstieg der deutschen Im- und Exporte.

Die Frage nach den regionalen Arbeitsmarkteffekten, die sich aus der Globalisierung ergeben, ist eine, die die Regional- und Außenhandelsökonomik seit den 1940er-Jahren beschäftigt. Im weitesten Sinne hat jeder Effekt, der sich aus der Handelsöffnung ergibt, regional unterschiedliche Auswirkungen, sei es aufgrund der von Stolper & Samuelson (1941) erkannten unterschiedlichen Effekte auf die Entlohnung von verschiedenen Produktionsfaktoren, die mehr oder weniger intensiv in den gehandelten Gütern eingesetzt werden, deren Produktion auf regional

unterschiedliche Sektorstrukturen verteilt ist, oder sei es aufgrund der geografischen Distanz der Regionen zu den Handelspartnern, die sich in unterschiedlich hohen Handelskosten widerspiegelt, wie es von Lössch (1944) veranschaulicht wird.

Untersuchungsgegenstand dieser Arbeit sind die deutschen Regionen, jeweils charakterisiert durch ihre Sektorstruktur, d. h. ihre Verteilung der Zahl der Beschäftigten auf die Sektoren, und durch ihre Entfernung zueinander und zu den ausländischen Handelspartnern, gemessen durch Handelskosten, die von der geografischen Distanz und kulturellen Unterschieden abhängen. Die jährlichen regionalen Arbeitsmarkteffekte dieser Regionen werden anhand von angebots- und nachfrageseitigen Schocks simuliert, deren Höhe sich durch jährliche güter- und handelspartnerspezifische Im- und Exportwerte im Verhältnis zur BWS ergibt. Für die Simulation verwende ich ein mikroökonomisches Gleichgewichtsmodell, das auf dem Spatial-Computable-General-Equilibrium (SCGE)-Modell von Bröcker (1998*b*) basiert, mit der Einschränkung, dass die Produktion deutscher Importe in den restlichen Ländern der Welt und die Nachfrage deutscher Exporte in den restlichen Ländern der Welt nicht modellendogen sind. Diese Im- und Exportmengen betrachte ich im Modell als exogene Parameter, die durch die o. g. Im- und Exportwerte geschockt werden. Es ist in dem Sinne ein partielles und kein allgemeines Gleichgewichtsmodell, als dass das Verhalten der restlichen Länder der Welt nicht modelliert wird, sondern anhand der Im- und Exportdaten gegeben ist. Die regionalen Arbeitsmarkteffekte messe ich anhand der sich durch die Globalisierung ergebenden simulierten jährlichen regionalen Gleichgewichtslöhne.

Neben den direkten Effekten der Im- und Exporte auf die Regionen, in denen gemäß der Sektorstruktur die entsprechenden Güter produziert werden, wird im Modell berücksichtigt, dass aufgrund der sektoralen Vorleistungsverflechtungen auch Regionen von den güterspezifischen Im- und Exporten betroffen sind, in denen die betreffenden Gütertypen als Vorleistungen im Produktionsprozess eingesetzt werden oder in denen Vorleistungen für diese betreffenden Gütertypen produziert werden. Das Ausmaß der interregionalen Verflechtungen hängt ebenfalls nicht nur von den regionalen Sektorstrukturen, sondern auch von den interregionalen Handelskosten ab.

Dass eine Handelsliberalisierung zwischen zwei Ländern unterschiedliche Ef-

fekte auf die Regionen innerhalb eines Landes aufgrund unterschiedlicher Handelskosten hat, ist eine zentrale Erkenntnis in der Literatur der Regional- und Außenhandelsökonomik, wie die Überblicksartikel hierzu von Bröcker (1990), Niebuhr & Stiller (2004) und Brülhart (2011) zeigen. Rauch (1991) zeigt in einem Ricardianischen Modell komparativen Vorteils, in dem ein Handelspartner aus Städten besteht, die unterschiedlich vom anderen Handelspartner entfernt sind, dass die sich durch internationalen Handel ergebenden Vorteile mit absteigender Distanz zum Handelspartner zunehmen, so dass die Hafenstadt die größte Gewinnerin ist. Zu einem ähnlichen Ergebnis gelangen Crozet & Koenig Soubeyran (2004), S. 272 ff., und Brülhart et al. (2004), S. 858 ff., anhand von numerischen Simulationen in Modellen der Neuen Ökonomischen Geografie (NEG). Mit voranschreitender Handelsintegration überwiegen bei einer Grenzregion im Vergleich zu einer Binnenregion die Vorteile eines vergrößerten Marktpotenzials die Nachteile einer verschärften Konkurrenz, wenn der Konkurrenzdruck des ausländischen Marktes nicht zu intensiv ist. In einem Modell verschiedener Regionen, die sich durch unterschiedliche Handelskosten zu den Toren der Welt, d. h. z. B. zu den Hafenstädten des Landes, unterscheiden, leiten Coşar & Fajgelbaum (2016), S. 35 ff., her, dass es die Regionen in der Nähe der Hafenstädte sind, in die die mobilen Produktionsfaktoren wandern und die sich auf die Sektoren mit den komparativen Vorteilen spezialisieren. Diese sind laut Coşar & Fajgelbaum (2016), S. 38, somit die Regionen, die von der Handelsintegration im Realeinkommen profitieren, während die Binnenregionen durch die Handelsintegration verlieren.

Die folgenden empirischen Studien untermauern sowohl die Bedeutung von regionsspezifischen Handelskosten als auch von regionalen Sektorstrukturen für die Erklärung regionaler Arbeitsmarkteffekte der Globalisierung.

Bröcker (1984), Kap. V, bezieht in einem partialanalytischen empirischen Handelsmodell internationale und interregionale distanzabhängige Handelskosten bei der Analyse von nationalen handelspolitischen Maßnahmen mit ein. Die Studie kommt zu dem Schluss, dass der distanzabhängige interregionale Handel, und damit die geografische Lage, deutscher und skandinavischer Regionen im Vergleich zur sektoralen Struktur der Regionen allerdings eher eine untergeordnete Rolle bei der räumlichen Verteilung von Handelsintegrationseffekten spielt. Die Effekte

werden dabei als angebots- und nachfrageseitige regionale Preis- und Mengeneffekte der gehandelten Güter berechnet. Hanson (1998), S. 437, zeigt, dass die Distanz mexikanischer Regionen zu den Vereinigten Staaten von Amerika (USA) erst im Zuge der Liberalisierung des Handels zwischen diesen beiden Ländern in der Mitte der 1980er-Jahre ein statistisch signifikanter Faktor für die Erklärung des regionalen Industrie-Beschäftigungswachstums wird. Zudem ist dieses Wachstum höher, wenn die Sektoren, die in Vorleistungsbeziehungen zu den Sektoren der Region stehen, in der betreffenden Region beheimatet sind. Die Studie von Chiquiar (2008) kann bestätigen, dass die Löhne mexikanischer unqualifizierter Arbeitskräfte in der fortschreitenden Handelsliberalisierung der 1990er-Jahre in den Regionen stärker wuchsen, die näher an den USA sind. Gemeinhin weisen die Ergebnisse laut Chiquiar (2008), S. 92, darauf hin, dass die stärker gegenüber dem Welthandel exponierten Regionen einen relativen Anstieg des Lohnniveaus aufweisen, allerdings einen Rückgang der Qualifikationsprämie im Vergleich zu weniger auf dem Weltmarkt agierenden Regionen zu verzeichnen haben, was die These von Stolper & Samuelson (1941) unterstützt.

Brühlhart et al. (2012) identifizieren an der Öffnung mittel- und osteuropäischer Märkte durch den Fall des Eisernen Vorhangs einen statistisch signifikant höheren Effekt für die Löhne und die Beschäftigung unmittelbarer österreichischer Grenzregionen als für die Löhne und die Beschäftigung übriger österreichischer Regionen. Die Analyse dieses Quasi-Experiments erlaubt es, die Effekte kausal auf die Marktöffnung zurückzuführen. Entsprechend für Westdeutschland finden Bröcker & Meier (2010) eine positive statistische Signifikanz eines in einem SCGE-Modell berechneten Effektes, der die jeweilige Exponiertheit westdeutscher Kreise gegenüber der Handelsöffnung abbildet, für die regionalen Löhne und die regionale Beschäftigung.

Andere empirische Studien der 2010er-Jahre, die den Einfluss des regionalen Effektes der Handelsliberalisierung auf regionale Arbeitsmarktgrößen schätzen, messen den regionalen Effekt anhand eines mit den regionalen sektorspezifischen Beschäftigtenzahlen gewichteten regionalen Durchschnitts einer nationalen sektorspezifischen Handelspolitikänderung oder der Im- und Exportentwicklung, wie von Kovak (2013), S. 1960, zusammengefasst. Dass diese regionalen Effekte umso

größer sind, je stärker die sektorspezifische Liberalisierung die jeweiligen Produzentenpreise beeinflusst und je größer der entsprechende sektorspezifische Beschäftigtenanteil in der Region ist, stellt er zudem in einem Modell heraus. Mit diesem Maß wird die regionale Exponiertheit gemäß der regionalen Sektorstruktur abgebildet, wobei interregionale Vorleistungsverflechtungen und Handelskosten allerdings unberücksichtigt bleiben. Studien, die dieses Maß der regionalen Exponiertheit eines Arbeitsmarktes gegenüber einer Handelsliberalisierung verwenden, sind z. B. Topalova (2010) und Kovak (2013), die regionale Zollsätze als beschäftigungsgewichtete nationale Zollsätze Indiens und Brasiliens konstruieren, und Autor et al. (2013) und Dauth et al. (2014), die die regionale Exponiertheit gegenüber der Handelsliberalisierung mit China im Fall der USA und gegenüber derjenigen mit China und Osteuropa im Fall Deutschlands als mit den sektorspezifischen Beschäftigtenanteilen in der Region gewichteten Im- und Exportentwicklungen der den Sektoren entsprechenden Güter konstruieren. Der Untersuchungsgegenstand der ersten drei genannten Studien besteht darin, durch die Reduzierung von Importzöllen das Ausmaß der gestiegenen Importkonkurrenz zu analysieren. Sie kommen aufgrund einer negativen Signifikanz dieses Exponiertheitsmaßes zu dem Ergebnis, dass eine regionale Exponiertheit gegenüber Handelsliberalisierung zum Nachteil der betroffenen Region ist, relativ zu weniger stark betroffenen Regionen. Die Studie von Dauth et al. (2014) kommt zu einem gegenteiligen Schluss, was die Autoren auf die die Regionen begünstigende Exportentwicklung in Deutschland zurückführen. Partridge et al. (2017), S. 395, weisen jedoch anhand ihrer empirischen Studie darauf hin, dass die Schocks, die sich durch die regionale Exponiertheit US-amerikanischer Regionen gegenüber Handelsliberalisierung ergeben, nur einen relativ kleinen Effekt auf die gesamte regionale Lohnentwicklung haben im Vergleich zu Schocks, die der heimischen Volkswirtschaft entspringen.

Meine Analyse stellt in dem Sinne eine Innovation dar, als dass diese die erste Studie ist, in der regionale Arbeitsmarkteffekte der Handelsintegration Deutschlands mit dem Rest der Welt unter Berücksichtigung von interregionalen Handelskosten und Vorleistungsverflechtungen berechnet werden.

Meine Arbeit ist folgendermaßen aufgebaut. Im Kapitel 2 stelle ich das für die Simulation der Effekte verwendete mikroökonomische Gleichgewichtsmodell

ausführlich vor.

Der erste Schwerpunkt meiner Arbeit besteht in der Kalibrierung der Modellparameter an Daten der deutschen Volkswirtschaft. Die Kalibrierung beschreibe ich im Kapitel 3. Zum einen besteht die Kalibrierung darin, exogene Modellparameter anhand der Daten der deutschen Input-Output-Tabelle, der handelspartnerabhängigen güterspezifischen Im- und Exporte Deutschlands und der regionalen Löhne und Wirtschaftsstruktur, d. h. eines deutschen Benchmark-Datensatzes, zu bestimmen, was im Unterabschnitt 3.1.1 beschrieben wird. Abschnitt 3.2 geht auf die Kalibrierung der Parameter der regionalen Einkommensumverteilung und die der Elastizitäten ein. Den letzteren kommt in mikroökonomischen Gleichgewichtsmodellen eine wichtige Rolle zu, da diese entscheidend für das Ausmaß der Preis- und Mengeneffekte im Modell sind. Dieses gilt auch für die zu kalibrierenden Handelskostenfaktoren, deren Kalibrierung ich im Abschnitt 3.3 vorstelle. Diese Faktoren sind eine Funktion verschiedener Handelshemmnisse, wobei ein Großteil dieser durch die geografische Distanz abgebildet werden kann. Ich schätze die güterspezifischen Koeffizienten und einen formgebenden Parameter der produktspezifischen Handelskostenfaktoren anhand der sich aus dem Gravitationsmodell ergebenden Regressionsgleichung und stelle die Ergebnisse im Unterabschnitt 3.3.2 vor. Ein besonderes Augenmerk lege ich hierbei auf eine Spezifikation der Distanzen, die die tatsächlichen Distanzen zwischen den Handelspartnern wesentlich realistischer abbilden als die in Gravitationsregressionen verwendeten Luftlinien-distanzen. Ich berechne gemäß Bröcker (1984) die Distanzen als Distanzen von frachtkostengünstigsten Routen über Land und See. Diese sind im Unterabschnitt 3.3.1.1 beschrieben. Am Ende des Kapitels 3 stelle ich im Unterabschnitt 3.3.3 für die Schätzung der Regressionsgleichung des Gravitationsmodells alternativ eine innovative Schätzmethode vor, die explizit die Eigenschaft der Handelsströme berücksichtigt, die darin besteht, dass diese als Summe von Einzellieferungen aufgefasst werden können.

Die in der Kalibrierung verwendeten Daten des Benchmark-Datensatzes, die güterspezifischen Handelsdaten für die Simulation und die regionalen Lohndaten für den Test der Simulationsergebnisse stelle ich im Kapitel 4 vor.

Im Kapitel 5 beschreibe ich die Implementierung der Im- und Exportschocks im

Modell und fasse die im Zentrum meiner Arbeit stehenden Simulationsergebnisse der Entwicklung der regionalen Gleichgewichtslöhne in Deutschland, die sich durch die als modellexogen angesehene Handelsintegration zwischen Deutschland und den anderen Ländern der Welt ergibt, zusammen. Neben dem unrestringierten Modell betrachte ich zwei Spezialfälle, um den Einfluss der Berücksichtigung der Handelskosten auf die Simulationsergebnisse zu identifizieren. Auch meine Simulationsergebnisse im hypothetischen Fall, dass die Beschäftigten jedes Sektors in jedem Sektor in gleicher Weise auf die Regionen verteilt sind, bestätigen, dass es deutsche Grenzregionen sind, die besonders von der Globalisierung profitieren.

Abschließend folgt im Rahmen verschiedener Regressionsmodelle im Kapitel 6 der Test, ob und inwiefern sich diese durch die Globalisierung ergebenden simulierten jährlichen regionalen Gleichgewichtslöhne in den tatsächlich beobachteten regionalen Löhnen des entsprechenden Zeitraums niederschlagen. Zum einen teste ich den Zusammenhang in einem statischen Panel-Modell, zum anderen berücksichtige ich in dynamischen Panel-Modellen eventuelle Anpassungsprozesse der beobachteten Löhne an die simulierten Löhne. Hierbei unterscheide ich zwischen einem regionsunabhängigen und einem regionsabhängigen Anpassungsprozess, der mit einer Kointegrationsbeziehung zwischen den simulierten und beobachteten Löhnen einhergeht.

2 Das Modell

In diesem Kapitel wird das mikroökonomische Gleichgewichtsmodell erläutert, in dem ich die regionalen Arbeitsmarkteffekte der Globalisierung in Deutschland simuliere. Es handelt sich um ein statisches Modell einer offenen Volkswirtschaft mit konstanten Skalenerträgen und perfektem Wettbewerb.

Die Grundstruktur des Modells sieht folgendermaßen aus: Es gibt eine feste Anzahl an Gütern und Produktionsfaktoren, deren Preise durch Marktgleichgewichtsbedingungen bestimmt werden. Diese besagen jeweils, dass die Summe der von Firmen oder Haushalten angebotenen Mengen des Gutes oder Faktors gleich der Summe der von Firmen oder Haushalten nachgefragten Mengen des Gutes oder des Faktors ist.

Jede Produktionsaktivität der Firmen bringt durch den Einsatz von Produktionsfaktoren und Gütern die Menge eines Produktes hervor. Die nachgefragten Mengen in einer Produktionsaktivität sind diejenigen, die im Kostenminimum nachgefragt werden.

Die Haushalte sind mit den Produktionsfaktoren ausgestattet, die sie gegen Erhalt eines Faktoreinkommens den Firmen anbieten. Dieses verwenden sie für den Konsum der Güter. Unter diesem Konsum wird die gesamte Endnachfrage gefasst, also neben der Nachfrage nach dem Produkt als Konsumgut auch die Nachfrage nach dem Produkt als Investitionsgut oder als vom Staat bereitgestelltes Gut. Der öffentliche Sektor und Spar- und Investitionsentscheidungen werden somit im Folgenden nicht explizit modelliert. Die nachgefragten Mengen eines Haushalts sind diejenigen, die der Haushalt in seinem Ausgabenminimum nachfragt.

Die Firmen und Haushalte sind in den deutschen Regionen ansässig, welche durch die jeweiligen Sektorstrukturen und durch distanzabhängige Handelskosten zueinander und zu den ausländischen Handelspartnern charakterisiert sind.

Es werden somit regional aggregierte Mengen betrachtet, deren interregionaler Handel mit Kosten verbunden ist.

Computable-General-Equilibrium (CGE)-Modelle, die explizit diese räumliche Dimension berücksichtigen, werden als SCGE-Modelle bezeichnet. Sie können mit dieser zusätzlichen Eigenschaft als eine Untergruppe von sogenannten multiregionalen CGE-Modellen angesehen werden, siehe Giesecke & Madden (2013), S. 380. In letzteren werden lediglich die interregionalen bzw. internationalen Verflechtungen zwischen wirtschaftlichen Akteuren eines übergeordneten Wirtschaftsraums abgebildet. U. a. Partridge & Rickman (1998) und Giesecke & Madden (2013) bieten einen Überblick über diese CGE-Modelle. Ohne dass distanzabhängige Handelskosten berücksichtigt werden, lassen sich z. B. im Modell von Whalley (1985) nationale Effekte von handelsliberalisierenden Maßnahmen der Tokio-Runde analysieren. Whalley & Trela (1986), S. 83 ff., und Jones & Whalley (1988), S. 6, deuten an, dass ihre multiregionalen Modelle um distanzabhängige Handelskosten erweitert werden können.

Auf die Wichtigkeit, auch diese unterschiedliche Erreichbarkeit wirtschaftlicher Akteure bei der Modellierung interregionaler Verflechtungen in allgemeinen Gleichgewichtsmodellen, z. B. für die Analyse handelspolitischer Maßnahmen, zu berücksichtigen, weist bereits Isard (1951), S. 319 f., hin. Produkte aus verschiedenen Regionen sind demzufolge als differenzierte Produkte zu betrachten. Nach einem exogenen Schock ändert sich z. B. das Relativpreisverhältnis von in verschiedenen Regionen produzierten und eingesetzten Vorleistungen, was zu einer Substitution zwischen diesen untereinander führt. Gemäß Isard (1951), S. 324 ff., sollten demnach Inputkoeffizienten, d. h. die Mengen von Vorleistungen, die pro Outputmenge eingesetzt werden, handelskostenabhängig sein. Die Analyse regionaler Effekte von nationalen Schocks verlangt daher die Verwendung eines Gleichgewichtsmodells, das sowohl die interregionalen Verflechtungen als auch die Handelskosten zwischen wirtschaftlichen Akteuren des Wirtschaftsraums berücksichtigt. Erste SCGE-Modelle, die der Idealvorstellung Isards näherkommen, sind gemäß der Überblicksartikel von Donaghy (2009), S. 390 ff., und Giesecke & Madden (2013), S. 398 ff., mit den Modellen von Buckley (1992) und Wigle (1992) Anfang der 1990er-Jahre aufgekommen.

Ein mit einer überschaubaren Datenbasis auskommendes SCGE-Modell ist das Modell einer offenen Volkswirtschaft von Bröcker (1998*b*), das ich in leicht abgewandelter Form für die Analyse der Auswirkungen von internationaler Handelsintegration auf Deutschland im Folgenden verwende. Die gewichtigste Abweichung besteht darin, dass ich die Im- und Exporte zwischen Deutschland und den restlichen Staaten der Welt als exogen, d. h. nicht im Modell erklärt, betrachte. Diese Handelsströme hängen also annahmegemäß nicht vom sich verändernden realen Austauschverhältnis inländischer zu ausländischen Gütern ab. In diesem Sinne bildet das Modell nur denjenigen Teil der Auswirkungen ab, den die Entwicklung dieser internationalen Handelsströme auf die angebotenen und nachgefragten Mengen in den deutschen Regionen haben, und nicht die Auswirkungen, die die in Deutschland angebotenen und nachgefragten Mengen auf die Handelsströme haben. Diese Annahme ist eigentlich nur bei einer kleinen Volkswirtschaft gerechtfertigt, die vollkommen dem Export- und Importverhalten der Handelspartner ausgeliefert ist. Im Folgenden wird Deutschlands Handelsmacht also vollständig ausgeblendet und die jährlichen güterspezifischen Handelsströme zu und von den Handelspartnern werden als mehr oder minder starke Angebots- oder Nachfrageschocks auf die regionalen Arbeitsmärkte aufgefasst. Zudem blende ich den Handel zwischen ausländischen Regionen aus.

Unter der Annahme des perfekten Wettbewerbs wird in diesem Modell interregionaler Handel mit der Annahme von Armington (1969) modelliert, nach der die Produkte gemäß den Regionen, in denen sie sich befinden, differenziert sind, d. h. imperfekte Substitute zueinander sind. Eine naheliegende Alternative zu dieser Annahme ist diejenige von monopolistischer Konkurrenz, wie sie auf Krugman (1980) zurückgeht und sich dadurch auszeichnet, dass die Outputs identischer Firmen einer Region von einem Gut für die Nachfrager imperfekte Substitute sind, d. h. als Varianten angesehen werden. Die Varianten werden hierbei unter steigenden Skalenerträgen hergestellt und die Konsumenten wertschätzen Variantenreichtum. Die Implementierung in einem SCGE-Modell wurde von Bröcker (1995) vorgestellt. Diese Modellvariante stelle ich am Ende dieses Kapitels im Abschnitt 2.7 vor. Die Kalibrierung und die Simulation der Arbeitsmarkteffekte in dieser Variante behandle ich in dieser Arbeit allerdings nicht, da ich vermute, dass ent-

sprechende Simulationsergebnisse von meiner implementierten Variante nur wenig abweichen. Die Überprüfung dieser These wäre eine mögliche Forschungsfrage für die Zukunft.¹

Die weiteren Annahmen und die Modellformulierungen meines im Folgenden beschriebenen Modells entsprechen größtenteils denjenigen des im Artikel von Bröcker (1998*b*) beschriebenen Modells. Neben der bereits angesprochenen Exogenisierung der deutschen Im- und Exporte sind folgende Erweiterungen implementiert: die von Bröcker (1998*a*) modifizierte Form der Eisberg-Handelskostenannahme anstelle der traditionellen Form der Eisberg-Handelskostenannahme, eine regionale Umverteilung eines Teils der regionalen Einkommen, so dass die regionalen Ausgaben vom regionalen Einkommen abweichen können, und eine Lohnrigidität, die sich in einer nachfrageseitig bestimmten regionalen Arbeitslosigkeit äußert.

2.1 Kostenminimierung der Produktionsaktivitäten

In den Produktionsaktivitäten der Firmen werden in den Regionen $r \in \mathcal{D}$ der betrachteten heimischen Volkswirtschaft Outputprodukte $j \in \mathcal{I}$ hergestellt. Die Region $r \in \mathcal{D}$ ist ein Element der Menge der Regionen der heimischen Volkswirtschaft \mathcal{D} . Entsprechend ist \mathcal{I} die Menge der im Modell betrachteten Produkte, bzw. Güter. Die Firmen setzen Güter $i \in \mathcal{I}$ und Produktionsfaktoren $f \in \mathcal{F}$ in den Produktionsaktivitäten ein.²

Die eingesetzten Mengen sind diejenigen, die bei gegebenen Güter- und Faktorpreisen die Produktionskosten minimieren. Jedes Produkt ist damit auch zugleich

¹Eine weitere mögliche Variante ist diejenige von Melitz (2003), die unterschiedliche Produktivitätsniveaus von Firmen und zusätzliche fixe Markteintrittskosten je Handelspartner berücksichtigt. Deren Implementierung als SCGE-Modell wurde von Zhai (2008) vorgestellt. Die Zusammenhänge der drei genannten Modellvarianten werden von Dixon et al. (2018) ausführlich erläutert.

²In diesem Kapitel sind die Indizes folgendermaßen den Mengen zugeordnet: $\mathcal{I} = \{1, \dots, i, \dots, j, \dots, I\}$, $\mathcal{D} = \{1, \dots, r, \dots, s, \dots, t, \dots, D\}$, $\mathcal{A} = \{1, \dots, r, \dots, s, \dots, t, \dots, A\}$, $\mathcal{R} = \{\mathcal{D}, \mathcal{A}\}$, $\mathcal{F} = \{1, \dots, f, \dots, F\}$.

Inputgut, sei es bei dem betrachteten Produkt oder einem der anderen Produkte. Jede Produktionsaktivität der Firmen der betrachteten Volkswirtschaft lässt sich eindeutig einem Sektor $j \in \mathcal{I}$ und einer Region $r \in \mathcal{D}$ zuordnen und in einem Sektor j wird ausschließlich das Produkt j hergestellt. Das Ergebnis der entsprechenden individuellen Produktionsaktivitäten ist eine aggregierte Menge $X_{j,r}$ des Outputprodukts j in Region r .

2.1.1 Produktionsfunktion

Damit die Produktionsaktivitäten, bzw. die bedingten Inputgüter- und Faktornachfragen, einfach aggregiert werden können, wird angenommen, dass die Produktionsfunktionen linear-homogen sind, d. h. konstante Skalenerträge besitzen. Linear-homogene Produktionsfunktionen besitzen die Eigenschaft, dass die Isoquantensteigungen identisch entlang eines jeden Fahrstrahls vom Ursprung sind. Diese Fahrstrahlen sind also gleichzeitig die Expansionspfade je Input- oder Faktorpreisverhältnis. Entlang eines Expansionspfades ändert sich das Input- oder Faktoreinsatzverhältnis also nicht, so dass bei einer Vervielfachung des Einsatzes aller Inputs oder Faktoren die minimalen Kosten um dasselbe Vielfache erhöht werden. Zudem wird auch die Produktionsmenge um dasselbe Vielfache erhöht. Nach Shephard (1953), S. 41 ff., sind die minimalen Kosten pro hergestellter Einheit eines Produktes also unabhängig von der Produktionsmenge. Der Vorteil dieser gegenüber einer Produktionsfunktion mit z. B. steigenden Skalenerträgen ist also, dass die minimalen Kosten einer aggregierten Menge sich auffassen lassen als minimale Kosten pro produzierter Einheit z. B. einer Region, multipliziert mit der Anzahl der produzierten Einheiten der Region, oder als minimale Kosten der produzierten Einheiten pro Firma einer Region, multipliziert mit der Anzahl der Firmen in der Region. Die Einheitskostenfunktion bei jeder Produktionsmenge entspricht somit der Durchschnittskostenfunktion.

Es wird für die Technologien aller Produktionsaktivitäten angenommen, dass sie mit einer identischen linear-homogenen Produktionsfunktion mit zwischen den und innerhalb der Gruppen der Inputgüter $i \in \mathcal{I}$ und der Faktoren $f \in \mathcal{F}$ unterschiedlichen konstanten Substitutionselastizitäten, d. h. mit einer verschachtelten

Konstante Substitutionselastizität (CES)-Produktionsfunktion, wie sie von Sato (1967) eingeführt worden ist, abgebildet werden. Dieses kann man sich so vorstellen, dass anhand linear-homogener CES-Produktionsfunktionen mit unterschiedlichen Substitutionselastizitäten aus den Inputgütern ein zusammengesetztes Inputgut und aus den Faktoren ein zusammengesetzter Faktor produziert wird, mit denen dann das Outputgut produziert wird, wie es in Abbildung 2.1 beispielhaft

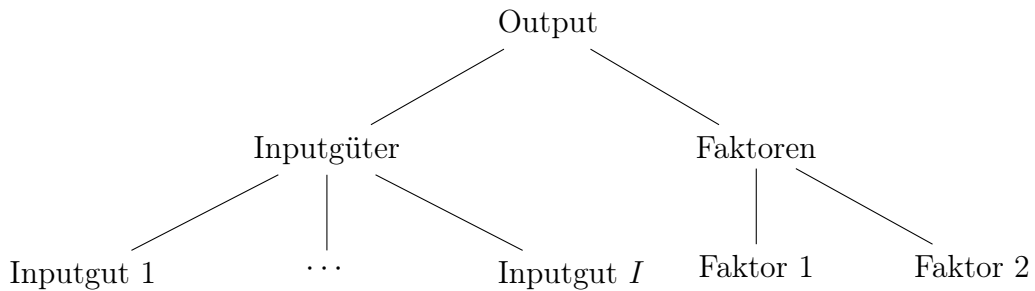


Abbildung 2.1: Nesting-Struktur der Produktionsfunktion

für I Inputgüter und 2 Faktoren dargestellt ist.³

2.1.2 Einheitskostenfunktion

Da die Produktionsfunktion linear-homogen ist, lässt sich die zugehörige Kostenfunktion als Produkt aus Produktionsmenge und Einheitskostenfunktion formulieren, wobei die Produktionsmenge im Unterabschnitt 2.6.1 bestimmt wird. Das der Nesting-Struktur in Abbildung 2.1 entsprechende Kostenminimierungsproblem der Produktionsaktivitäten in einem Sektor j in Region r lässt sich somit zu einem zur Herstellung einer Einheit der Produktionsmenge, d.h. $X_{j,r} = 1$,

³Ein Vorteil einer verschachtelten Produktionsfunktion ist gemäß Sato (1967), S. 203, dass die Allen-Uzawa-partiellen Substitutionselastizitäten zwischen verschiedenen Inputgütern oder zwischen verschiedenen Faktoren nicht konstant sind, sondern vom relativen Kostenanteil der Inputgüter oder Faktoren an den Gesamtkosten abhängig sind, abgesehen vom Fall, dass die Substitutionselastizität zwischen Inputgütern und Faktoren gleich 1 ist. Die Substitutionselastizität zwischen einem Inputgut und einem Faktor ist hingegen konstant gleich der Substitutionselastizität zwischen Inputgütern und Faktoren.

reduzieren und lautet

$$\begin{aligned}
 c_{j,r} = \min_{a_{j,r}^i, b_{j,r}^f, \forall i \in \mathcal{I}, f \in \mathcal{F}} & \sum_{i \in \mathcal{I}} q_r^i a_{j,r}^i + \sum_{f \in \mathcal{F}} w_r^f b_{j,r}^f \quad u. d. N. \\
 & \left(\left(\left(\sum_{i \in \mathcal{I}} (\alpha_j^i)^{\frac{1}{\omega_2}} (a_{j,r}^i)^{\frac{\omega_2-1}{\omega_2}} \right)^{\frac{\omega_2}{\omega_2-1}} \right)^{\frac{\omega_1-1}{\omega_1}} \right. \\
 & \left. + \left(\left(\sum_{f \in \mathcal{F}} (\beta_j^f)^{\frac{1}{\omega_3}} (b_{j,r}^f)^{\frac{\omega_3-1}{\omega_3}} \right)^{\frac{\omega_3}{\omega_3-1}} \right)^{\frac{\omega_1-1}{\omega_1}} \right)^{\frac{\omega_1}{\omega_1-1}} = 1. \quad (2.1)
 \end{aligned}$$

Hierbei sind $c_{j,r}$ die regionalen Einheitskosten im Sektor j , q_r^i der in der Region zu zahlende Inputgüterpreis der Menge $a_{j,r}^i$ des Gutes $i \in \mathcal{I}$ und w_r^f der in der Region zu zahlende Faktorpreis der Menge $b_{j,r}^f$ des Faktors $f \in \mathcal{F}$. Im Folgenden werden die $a_{j,r}^i$ als Inputkoeffizienten und die $b_{j,r}^f$ als Faktorkoeffizienten bezeichnet, die zur Herstellung einer Outputeinheit $X_{j,r} = 1$ im Kostenminimum eingesetzt werden. Die Parameter $\omega_1, \omega_2, \omega_3 \geq 0$ sind die konstanten Substitutionselastizitäten zwischen Inputgütern und Faktoren (ω_1), zwischen den Inputgütern (ω_2) und zwischen den Faktoren (ω_3). Die Parameter $\alpha_j^i, i \in \mathcal{I}$, und $\beta_j^f, f \in \mathcal{F}$, von Arrow et al. (1961) als Distributionsparameter bezeichnet, drücken die sektorspezifische Produktionstechnologie hinsichtlich des Einsatzes der verschiedenen Inputgüter und Faktoren aus. Es wird angenommen, dass die Parameter in den Regionen identisch sind.⁴ Die Produktionstechnologien sind somit durch die Nesting-Struktur der Abbildung 2.1, die Substitutionselastizitäten an den drei Knoten und die sektorspezifischen Distributionsparameter vollständig spezifiziert.

Die verschachtelte CES-Produktionsfunktion besitzt laut Sato (1967) die Eigenschaft der additiven Separierbarkeit, so dass die Allokation der einzelnen Inputgüter- oder Faktornachfragen innerhalb der jeweiligen Gruppe jeweils nur von den Inputgüterpreisen oder Faktorpreisen abhängt. Das Kostenminimierungspro-

⁴Mit dieser Annahme berücksichtigen wir, dass Input-Output-Werte, anhand derer die Distributionsparameter kalibriert werden können, für Deutschland nicht regionsspezifisch zur Verfügung stehen. Die Notwendigkeit, nationale Input-Output-Werte vorab außerhalb unseres Modells zu regionalisieren, wird somit vermieden.

blem kann demnach in einzelne Probleme an den drei Knoten in Abb. 2.1 zerteilt werden. Als Lösung ergibt sich die regionale Einheitskostenfunktion im Sektor j

$$\begin{aligned} c_{j,r} &= c(\alpha_j^{\mathcal{I}}, \beta_j^{\mathcal{F}}; q_r^{\mathcal{I}}, w_r^{\mathcal{F}}) \\ &= \left(\left(\sum_{i \in \mathcal{I}} \alpha_j^i (q_r^i)^{1-\omega_2} \right)^{\frac{1-\omega_1}{1-\omega_2}} + \left(\sum_{f \in \mathcal{F}} \beta_j^f (w_r^f)^{1-\omega_3} \right)^{\frac{1-\omega_1}{1-\omega_3}} \right)^{\frac{1}{1-\omega_1}}. \end{aligned} \quad (2.2)$$

Hierbei bezeichnen die Mengen \mathcal{I} und \mathcal{F} als Index Vektoren der entsprechenden Elemente mit den Indizes $i \in \mathcal{I}$ und $f \in \mathcal{F}$. Da die Einheitskostenfunktion (2.2) dual zur entsprechenden Produktionsfunktion ist, enthält sie dieselben Informationen zur Produktionsstruktur wie diese.

Gemäß dem Lemma von Shephard (1953) lassen sich die regionalen Inputkoeffizienten im Sektor j bestimmen als

$$\begin{aligned} a_{j,r}^i &= \frac{\partial c(\alpha_j^{\mathcal{I}}, \beta_j^{\mathcal{F}}; q_r^{\mathcal{I}}, w_r^{\mathcal{F}})}{\partial q_r^i} \\ &= \alpha_j^i \left(\frac{\left(\sum_{i \in \mathcal{I}} \alpha_j^i (q_r^i)^{1-\omega_2} \right)^{\frac{1}{1-\omega_2}}}{c_{j,r}} \right)^{-\omega_1} \left(\frac{q_r^i}{\left(\sum_{i \in \mathcal{I}} \alpha_j^i (q_r^i)^{1-\omega_2} \right)^{\frac{1}{1-\omega_2}}} \right)^{-\omega_2} \end{aligned} \quad (2.3)$$

und die regionalen Faktorkoeffizienten im Sektor j als

$$\begin{aligned} b_{j,r}^f &= \frac{\partial c(\alpha_j^{\mathcal{I}}, \beta_j^{\mathcal{F}}; q_r^{\mathcal{I}}, w_r^{\mathcal{F}})}{\partial w_r^f} \\ &= \beta_j^f \left(\frac{\left(\sum_{f \in \mathcal{F}} \beta_j^f (w_r^f)^{1-\omega_3} \right)^{\frac{1}{1-\omega_3}}}{c_{j,r}} \right)^{-\omega_1} \left(\frac{w_r^f}{\left(\sum_{f \in \mathcal{F}} \beta_j^f (w_r^f)^{1-\omega_3} \right)^{\frac{1}{1-\omega_3}}} \right)^{-\omega_3}. \end{aligned} \quad (2.4)$$

Die Inputkoeffizienten entsprechen im Fall $\omega_2 = \omega_1$ denjenigen einer nicht verschachtelten CES-Funktion und im Fall $\omega_2 = \omega_1 = 0$ den Parametern α_j^i . Entsprechendes gilt für die Faktorkoeffizienten im Fall $\omega_3 = \omega_1$. Im Fall $\omega_3 = \omega_1 = 0$

entsprechen sie den Parametern β_j^f .

2.2 Ausgabenminimierung der Haushalte

Jeder Haushalt zieht einen Nutzen aus dem Konsum der I Güter und wählt die nachgefragten Mengen der Güter so, dass seine Ausgaben, die zur Erlangung eines bestimmten Nutzenniveaus notwendig sind, minimal sind. Die zu zahlenden Güterpreise nimmt er dabei als gegeben hin.

2.2.1 Nutzenfunktion

Auch bei den Haushalten stellt sich die Frage, wie die individuellen Entscheidungen zu regionalen Entscheidungen aggregiert werden können. Es sollen also für jedes Gut die Nachfragefunktionen für das Nutzenniveau der einzelnen Haushalte zu einer Nachfragefunktion für das aggregierte Nutzenniveau U_s der Region s aggregiert werden können. Effekte, die sich aus der Einkommensverteilung zwischen den Haushalten ergeben, sollen dabei ausgeschlossen werden.

Damit dieses der Fall ist, müssen laut Gorman (1953) die Einkommens-Konsum-Pfade aller Haushalte einer Region parallel sein, was der Fall ist, wenn die indirekten Nutzenfunktionen bei einem gegebenen Preisvektor parallele Geraden bezüglich der individuellen Einkommen sind. Entsprechend sind dann auch die Ausgabenfunktionen aller Haushalte linear im Nutzenniveau, so dass die nachgefragten Mengen pro Nutzenniveau unabhängig vom Nutzenniveau, d. h. unabhängig vom Aggregationslevel, sind.

Daneben stellt sich die Frage, wie die individuellen Nutzenniveaus (zu einer regionalen sozialen Wohlfahrtsfunktion) aggregiert werden können, damit die aggregierte Nachfragefunktion einer Region derjenigen eines für die Region repräsentativen Haushalts entspricht, dessen Präferenzen mit dem so aggregierten Nutzenniveau beschrieben werden können. So ein Haushalt existiert laut Mas-Colell et al. (1995), S. 119, wenn die Präferenzen aller Haushalte zu indirekten Nutzenfunktionen der Gorman-Form führen. Dann sind die Präferenzen eines repräsentativen Haushalts zudem unabhängig von der Form der sozialen Wohlfahrtsfunktion, die

die individuellen Nutzenniveaus aggregiert. Die aggregierte optimale nachgefragte Menge entspricht dann der Menge eines repräsentativen, mit dem regionalen Index s bezeichneten, Haushalts, die er nachfragt um das gemäß einer beliebigen sozialen Wohlfahrtsfunktion aggregierte regionale Nutzenniveau U_s zu erzielen.

Da identische homothetische Präferenzen zu indirekten Nutzenfunktionen der Gorman-Form führen, wird für die Präferenzen aller Haushalte angenommen, dass sie mit einer für alle identischen CES-Nutzenfunktion abgebildet werden.

2.2.2 Ausgabenfunktion pro Nutzeneinheit

Das Ausgabenminimierungsproblem der Haushalte in Region s lautet somit

$$E_s = \min_{N_s^i, \forall i \in \mathcal{I}} \sum_{i \in \mathcal{I}} q_s^i N_s^i \quad u. d. N. \quad \left(\sum_{i \in \mathcal{I}} (\epsilon^i)^{\frac{1}{\omega_4}} (N_s^i)^{\frac{\omega_4-1}{\omega_4}} \right)^{\frac{\omega_4}{\omega_4-1}} = U_s. \quad (2.5)$$

Hierbei sind E_s die minimalen regionalen Konsumausgaben zur Erzielung des Nutzenniveaus U_s , bzw. der Wert der gesamten regionalen Endnachfrage, und q_s^i ist der in der Region zu zahlende Güterpreis der Menge N_s^i des Gutes $i \in \mathcal{I}$. Für Produktionssektoren und Haushalte sei dieser Preis für das Gut i in einer Region $s \in \mathcal{D}$ der gleiche, unabhängig davon, ob es als Inputgut oder als Konsumgut verwendet wird. Der Parameter $\omega_4 \geq 0$ ist die Substitutionselastizität und die Parameter ϵ^i , $i \in \mathcal{I}$, drücken Präferenzen hinsichtlich der verschiedenen Güter aus. Es wird angenommen, dass die Parameter in den Regionen identisch sind.

Als Lösung ergibt sich die regionale Ausgabenfunktion pro Nutzeneinheit

$$\pi_s = \frac{E_s}{U_s} = \pi(\epsilon^{\mathcal{I}}; q_s^{\mathcal{I}}) = \left(\sum_{i \in \mathcal{I}} \epsilon^i (q_s^i)^{1-\omega_4} \right)^{\frac{1}{1-\omega_4}}. \quad (2.6)$$

Hierbei bezeichnet die Menge \mathcal{I} als Index einen Vektor der entsprechenden Elemente mit den Indizes $i \in \mathcal{I}$. Diese minimalen Ausgaben für $U_s = 1$ lassen sich als regionaler Konsumentenpreisindex auffassen.

Gemäß Shephards Lemma lassen sich die regionalen Konsumkoeffizienten für

Gut i pro Nutzeneinheit bestimmen als

$$e_s^i = \frac{\partial \pi(\epsilon^{\mathcal{I}}; q_s^{\mathcal{I}})}{\partial q_s^i} = \epsilon^i \left(\frac{q_s^i}{\pi_s} \right)^{-\omega_4}. \quad (2.7)$$

Diese sind für $\omega_4 > 0$ preisabhängig und entsprechen im Fall $\omega_4 = 0$ den Parametern ϵ^i .

2.3 Interregionaler und internationaler Güterhandel

2.3.1 Regionale Güternachfrage

2.3.1.1 Gesamte regionale Güternachfrage

Die gesamte regionale Nachfrage in der Region $s \in \mathcal{D}$ nach einem Gut $i \in \mathcal{I}$ ergibt sich aus den nachgefragten Mengen der Sektoren pro Outputeneinheit, (2.3), multipliziert mit der Outputmenge, und den nachgefragten Mengen der Haushalte pro Nutzeneinheit, (2.7), multipliziert mit dem Nutzen der Haushalte einer Region. Da für diesen gemäß (2.6) gilt, dass $U_s = \frac{E_s}{\pi_s}$, ergibt sich für die regionale Nachfragefunktion für Gut i

$$Z_s^i = \sum_{j \in \mathcal{I}} a_{j,s}^i X_{j,s} + e_s^i \frac{E_s}{\pi_s}. \quad (2.8)$$

Die in \mathcal{D} produzierten Güter werden auch von den ausländischen Regionen $s \in \mathcal{A}$, z.B. den übrigen Ländern der Welt, nachgefragt. Die Nachfrage eines Landes $s \in \mathcal{A}$ nach einem Gut $i \in \mathcal{I}$ entspricht den gesamten Exporten aus \mathcal{D} in das Land. Wir nehmen eine Exportnachfragefunktion mit einer bezüglich des im folgenden Unterabschnitt hergeleiteten Preises für die Produkte aus \mathcal{D} in $s \in \mathcal{A}$, q_s^i , konstanten Nachfrageelastizität $\lambda^i \geq 0$ an,

$$Z_s^i = \zeta_s^i (q_s^i)^{-\lambda^i}, \quad (2.9)$$

wobei ζ_s^i ein modellexogener Niveauparameter der Nachfrage in Land $s \in \mathcal{A}$ nach dem in \mathcal{D} produzierten Gut i ist.

Im Kapitel 5 dieser Arbeit werden die Auswirkungen von Änderungen der Parameter ζ_s^i simuliert, die sich durch Exportschocks in Form von sich exogen verändernden Exportwerten ergeben. Für diese Simulation können die konkreten Werte der Nachfrageelastizität λ^i als irrelevant betrachtet werden, da die exogenen Exportwerte keine Informationen zu den betreffenden Preisen q_s^i enthalten.

2.3.1.2 Regionale Nachfrage nach Gütern aus den heimischen Regionen und dem Ausland

Die Sektoren und Haushalte in $s \in \mathcal{D}$ betrachten die nachgefragten Güter $i \in \mathcal{I}$ jeweils als differenziert bezüglich der Region $r \in \mathcal{R}$, aus der sie stammen. Diese Menge $\mathcal{R} = \{\mathcal{D}, \mathcal{A}\}$ umfasst die Regionen der heimischen Volkswirtschaft \mathcal{D} und Regionen aus dem Ausland \mathcal{A} , z. B. die übrigen Länder der Welt. Für die Sektoren und Haushalte in $s \in \mathcal{A}$ gilt entsprechendes bezüglich der Regionen $r \in \mathcal{D}$.

Gegeben die unterschiedlichen Güterpreise, die für Güter aus unterschiedlichen Regionen gezahlt werden müssen, wählen die Sektoren die kostenminimalen und die Haushalte die ausgabenminimalen Mengen von Gütern aus unterschiedlichen Regionen. Es wird im Folgenden nicht unterschieden zwischen den nachgefragten Mengen der Sektoren und der Haushalte, so dass die insgesamt nachgefragte Menge in einer Region $s \in \mathcal{D}$ nach Gütern aus einer Region $r \in \mathcal{R}$, bzw. in einer Region $s \in \mathcal{A}$ nach Gütern aus einer Region $r \in \mathcal{D}$, als der Handelsstrom von r nach s aufgefasst werden kann. In den Regionen $r \in \mathcal{R}$ ist die nachfragende Region $s \in \mathcal{D}$ mit eingeschlossen, da die Akteure einer heimischen Region auch die Produkte aus derselben Region nachfragen können.

Der Grad der Substituierbarkeit eines Gutes aus verschiedenen Regionen wird mit einer güterspezifischen konstanten Substitutionselastizität σ_i gemessen. Beim Grad der Substituierbarkeit wird nicht zwischen heimischen und ausländischen Regionen unterschieden. Im Kosten- bzw. Ausgabenminimum misst σ_i die relative Änderung des Verhältnisses der nachgefragten Mengen aus zwei beliebigen Regionen bezüglich der relativen Änderung des entsprechenden Preisverhältnisses. Diese Modellierung von Handelsströmen entspricht derjenigen von Armington

(1969).

Das Kosten- bzw. Ausgabenminimierungsproblem der Akteure in Region $s \in \mathcal{D}$ lautet für die Nachfrage nach Gut $i \in \mathcal{I}$

$$q_s^i H_s^i = \min_{T_{rs}^i, \forall r \in \mathcal{R}} \sum_{r \in \mathcal{R}} p_{i,r} \tau_{rs}^i T_{rs}^i \quad u. d. N. \quad \left(\sum_{r \in \mathcal{R}} (\gamma_{i,r})^{\frac{1}{\sigma_i}} (T_{rs}^i)^{\frac{\sigma_i-1}{\sigma_i}} \right)^{\frac{\sigma_i}{\sigma_i-1}} = H_s^i, \quad (2.10)$$

wobei diese CES-Funktion als Produktionsfunktion verstanden werden kann, die aus den Gütermengen aus den verschiedenen Regionen ein in der Region s einsetzbares oder konsumierbares Güterbündel H_s^i zusammenstellt. Hierbei ist $p_{i,r} \tau_{rs}^i$ der in der Region s zu zahlende Güterpreis für eine Menge T_{rs}^i des Gutes $i \in \mathcal{I}$ aus Region r . Dieser setzt sich zusammen aus dem Ab-Werk-Preis $p_{i,r}$ und einem distanzabhängigen Handelskostenfaktor $\tau_{rs}^i \geq 1$. Laut Hummels (2007), S. 135, ist dieser annahmegemäß unabhängig von $p_{i,r}$, so dass die Differenz der Preise $p_{i,r} \tau_{rs}^i$ und $p_{i,r}$ ein konstanter Anteil $\tau_{rs}^i - 1$ am Preis $p_{i,r}$ ist.⁵ Die Parameter σ_i sind die sogenannten Armington-Substitutionselastizitäten und die Parameter $\gamma_{i,r}$ drücken Präferenzen hinsichtlich der verschiedenen Regionen aus. Es wird angenommen, dass diese Parameter in den nachfragenden Regionen identisch sind.

Wie in (2.10) ersichtlich, ist in der Menge H_s^i die Nachfrage nach der Handelsdienstleistung, die benötigt wird, um das Gut i aus den Regionen $r \in \mathcal{R}$ in die Region s zu befördern, mit enthalten.

Als Lösung des Minimierungsproblems ergeben sich die minimalen Kosten bzw. Ausgaben für eine Einheit dieser nachgefragten Menge H_s^i ,

$$q_s^i = \left(\sum_{r \in \mathcal{R}} \gamma_{i,r} (p_{i,r} \tau_{rs}^i)^{1-\sigma_i} \right)^{\frac{1}{1-\sigma_i}}. \quad (2.11)$$

Diese sind der in Region $s \in \mathcal{D}$ zu zahlende Güterpreis für Gut i , der sich ergibt, wenn die Güter aus den verschiedenen Regionen kosten- oder ausgabenminimal zusammengestellt werden.

Entsprechend lautet für ein Land $s \in \mathcal{A}$, das die Güter der Regionen $r \in \mathcal{D}$

⁵Diese Annahme wird aus Vereinfachungsgründen getroffen, obwohl Hummels & Skiba (2004) zeigen, dass es einen negativen Zusammenhang zwischen $p_{i,r}$ und τ_{rs}^i gibt.

nachfragt, der Güterpreis für Gut i

$$q_s^i = \left(\sum_{r \in \mathcal{D}} \gamma_{i,r} (p_{i,r} \tau_{rs}^i)^{1-\sigma_i} \right)^{\frac{1}{1-\sigma_i}}. \quad (2.12)$$

Gemäß Shephards Lemma lässt sich die regionale Nachfrage nach Gut i aus Region r , d. h. der Handelsstrom von $r \in \mathcal{R}$ nach $s \in \mathcal{D}$ oder von $r \in \mathcal{D}$ nach $s \in \mathcal{A}$, bestimmen als

$$T_{rs}^i = \frac{\partial (q_s^i H_s^i)}{\partial (p_{i,r} \tau_{rs}^i)} = \gamma_{i,r} \left(\frac{p_{i,r} \tau_{rs}^i}{q_s^i} \right)^{-\sigma_i} H_s^i. \quad (2.13)$$

2.3.1.3 Modellierung der Handelsdienstleistung

Anstelle davon, dass die Handelsdienstleistung von einem expliziten Transportsektor $i \in \mathcal{I}$ hergestellt wird, der die übrigen Sektoren und die Haushalte mit dieser versorgt, wird aus Vereinfachungsgründen davon ausgegangen, dass die Handelsdienstleistung von den Sektoren, die die übrigen Güter herstellen, selbst erbracht wird. Hierzu muss jeder Sektor eine größere Menge abschicken als in den nachfragenden Regionen s ankommt, da ein Teil des Wertes für die Handelsdienstleistung, aber auch allgemeiner für alle Aufwendungen, die aufgebracht werden müssen, um die Distanz zwischen den Handelspartnern zu überwinden, verwendet wird. Hierunter kann man z. B. Kosten der Überwindung von Sprachbarrieren, kulturellen Unterschieden, unterschiedlichen Produktstandards und der geografischen Distanz und, unter Vernachlässigung der Zolleinnahmen, Zölle verstehen. Diese von Samuelson (1954) getroffene Annahme wird aufgrund des Charakters des unterwegs abschmelzenden Wertes als Annahme der Eisberg-Handelskosten bezeichnet.

Da die Zielregion für die Handelskosten aufkommen muss, konsumiert sie, ausschließlich der Handelsdienstleistung, von dem abgesandten Produkt i nur noch die Menge Z_s^i . In der ursprünglichen Annahme werden die Eisberg-Handelskosten so modelliert, dass für jeden Handelsstrom der Wert der abgesandten Menge in der Herkunftsregion r gleich dem Wert der ankommenden Menge in der Zielregion s ist. In diesem Fall wird die Handelsdienstleistung aus dem jeweiligen Handels-

strom erbracht. D. h., es muss gelten, dass $p_{i,r}T_{rs}^i = p_{i,r}\tau_{rs}^i T_{rs}^i \frac{Z_s^i}{H_s^i}$. Dieses impliziert, dass $H_s^i = \tau_{rs}^i Z_s^i$. Die ankommende Menge $T_{rs}^i \frac{Z_s^i}{H_s^i}$, d. h. diejenige ausschließlich der Handelsdienstleistung, ergibt sich durch Ersetzen von H_s^i durch Z_s^i in (2.13).

Die von Bröcker (1998a) eingeführte modifizierte Annahme fordert hingegen lediglich, dass die Summe der Werte der abgesandten Mengen aus allen Regionen r nach s gleich der Summe der ankommenden Werte, d. h. den Ausgaben für das Produkt in s , ist. D. h., es muss lediglich gelten, dass

$$\sum_r p_{i,r}T_{rs}^i = q_s^i Z_s^i. \quad (2.14)$$

Die folgende erste Gleichung ergibt sich durch Einsetzen von (2.13) in (2.14) und die folgende zweite in (2.15) durch Einsetzen von (2.11).

$$H_s^i = \frac{(q_s^i)^{1-\sigma_i}}{\sum_r \gamma_{i,r} (p_{i,r})^{1-\sigma_i} (\tau_{rs}^i)^{\sigma_i}} Z_s^i = \left(\sum_r \frac{p_{i,r}T_{rs}^i}{\sum_t p_{i,t}T_{ts}^i} \tau_{rs}^i \right) Z_s^i = \tau_s^i Z_s^i. \quad (2.15)$$

Hierbei ist τ_s^i das mit den Anteilen der Herkunftsregionen an den nach s abgesandten Werten gewichtete τ_{rs}^i in Region s . Die Handelsdienstleistung wird in diesem Fall also aus der Gesamtheit der in s eintreffenden Handelsströme erbracht.

In beiden Annahmen sind im linken Term die Handelsdienstleistungen in den abgesandten Mengen T_{rs}^i enthalten und im rechten Term im einschließlichen für die Handelsdienstleistungen zu zahlenden Preis $p_{i,r}\tau_{rs}^i$ bzw. q_s^i . In Tabelle 2.1 werden die Annahmen und die sich ergebenden Handelsgleichungen, die den Wert der Handelsströme $p_{i,r}T_{rs}^i$ von Region r nach Region s bestimmen, gegenübergestellt. Diese können jeweils als Anteil aufgefasst werden, den die Region r an dem Wert der Nachfrage, $q_s^i Z_s^i$, in Region s hat. An diesen ist zu erkennen, dass bei beiden Annahmen die Gleichung (2.14) erfüllt ist.

Im Folgenden verwende ich in dem Modell die von Bröcker (1998a) eingeführte modifizierte Annahme der Eisberg-Handelskosten. Ersetzt man folglich H_s^i in (2.13) durch (2.15), so erhält man den Handelsstrom von $r \in \mathcal{R}$ nach $s \in \mathcal{D}$,

$$T_{rs}^i = \frac{\gamma_{i,r} (p_{i,r}\tau_{rs}^i)^{-\sigma_i}}{\sum_{t \in \mathcal{R}} \gamma_{i,t} (p_{i,t})^{1-\sigma_i} (\tau_{ts}^i)^{-\sigma_i}} q_s^i Z_s^i. \quad (2.16)$$

Tabelle 2.1: Vergleich zwischen der ursprünglichen und der modifizierten Eisberg-Handelskostenannahme

	Eisberg-Handelskostenannahme	
	ursprünglich, nach Samuelson (1954)	modifiziert, nach Bröcker (1998a)
Annahme	$p_{i,r}T_{rs}^i = p_{i,r}\tau_{rs}^i T_{rs}^i \frac{Z_s^i}{H_s^i}$	$\sum_r p_{i,r}T_{rs}^i = q_s^i Z_s^i$
	$\Rightarrow H_s^i = \tau_{rs}^i Z_s^i$	$\Rightarrow H_s^i = \tau_s^i Z_s^i$
$p_{i,r}T_{rs}^i$	$\frac{\gamma_{i,r}(p_{i,r}\tau_{rs}^i)^{1-\sigma_i}}{\sum_t \gamma_{i,t}(p_{i,t}\tau_{ts}^i)^{1-\sigma_i}} q_s^i Z_s^i$	$\frac{\gamma_{i,r}(p_{i,r})^{1-\sigma_i} (\tau_{rs}^i)^{-\sigma_i}}{\sum_t \gamma_{i,t}(p_{i,t})^{1-\sigma_i} (\tau_{ts}^i)^{-\sigma_i}} q_s^i Z_s^i$
Angebotspotenzial von r	$\gamma_{i,r} (p_{i,r})^{1-\sigma_i}$	$\gamma_{i,r} (p_{i,r})^{1-\sigma_i}$
Nachfragepotenzial von s	$(q_s^i)^{\sigma_i} Z_s^i$	$\frac{q_s^i Z_s^i}{\sum_t \gamma_{i,t}(p_{i,t})^{1-\sigma_i} (\tau_{ts}^i)^{-\sigma_i}}$
Handelskostenterm	$(\tau_{rs}^i)^{1-\sigma_i}$	$(\tau_{rs}^i)^{-\sigma_i}$

Entsprechend erhält man den Handelsstrom von $r \in \mathcal{D}$ nach $s \in \mathcal{A}$,

$$T_{rs}^i = \frac{\gamma_{i,r} (p_{i,r}\tau_{rs}^i)^{-\sigma_i}}{\sum_{t \in \mathcal{D}} \gamma_{i,t} (p_{i,t})^{1-\sigma_i} (\tau_{ts}^i)^{-\sigma_i}} q_s^i Z_s^i. \quad (2.17)$$

Wie in den unteren vier Zeilen der Tabelle 2.1 ersichtlich ist, ergibt sich sowohl unter der modifizierten als auch unter der ursprünglichen Eisberg-Handelskostenannahme eine Handelsgleichung, die dem von Tinbergen (1962) eingeführten Gravitationsmodell des Handels entspricht. In der allgemeinen Form besagt dieses, dass die Stärke des Handelsstroms zweier Partner im Raum multiplikativ vom Angebotspotenzial des exportierenden Partners, dem Nachfragepotenzial des importierenden Partners und einem Handelskostenterm abhängt. Head & Mayer (2014), S. 137 ff., geben einen Überblick über verschiedene mikroökonomische Fundierungen dieses Zusammenhangs.

2.3.1.4 Die Preiselastizität der Nachfrage nach einem Gut aus einer Region

Bei der folgenden Darstellung der Preiselastizität der Nachfrage in Region s nach einem Gut aus Region r , $\frac{\partial T_{rs}^i/T_{rs}^i}{\partial p_{i,r}/p_{i,r}}$, lasse ich alle Indizes der Übersichtlichkeit halber weg. Es sei $m = \frac{\gamma p^{1-\sigma} \tau^{-\sigma}}{\sum \gamma p^{1-\sigma} \tau^{-\sigma}}$ der Anteil, den die Region r an dem Wert der Nachfrage in Region s , qZ , hat. Die Preiselastizität der Nachfrage beträgt dann

$$\begin{aligned} \frac{\partial T/T}{\partial p/p} &= \frac{\partial mZ/mZ}{\partial p/p} + \frac{\partial q/q}{\partial p/p} - 1 \\ &= (1 - \sigma) + \frac{\partial Z/Z}{\partial q/q} \gamma \left(\frac{p\tau}{q}\right)^{1-\sigma} - (1 - \sigma)m + \gamma \left(\frac{p\tau}{q}\right)^{1-\sigma} - 1 \\ &= -\sigma + \sigma m + \frac{\partial Z/Z}{\partial q/q} \gamma \left(\frac{p\tau}{q}\right)^{1-\sigma} + \gamma \left(\frac{p\tau}{q}\right)^{1-\sigma} - m. \end{aligned} \quad (2.18)$$

Im Unterabschnitt 5.1.1 greifen wir auf diese zurück.

Sind $\gamma \left(\frac{p\tau}{q}\right)^{1-\sigma}$ und m vernachlässigbar klein, d. h., haben die Güter aus einer Region einen vernachlässigbar kleinen Anteil am Wert der Nachfrage des importierenden Landes, so entspricht die Preiselastizität der Nachfrage der negativen Substitutionselastizität.⁶ Diese Bedingungen implizieren, dass der Term der Handelsstromgleichung (2.13), der in Tabelle 2.1 als Nachfragepotenzial der Region s bezeichnet wird, vernachlässigbar gering von p abhängig ist.

Die Exportnachfrage (2.9) eines Landes $s \in \mathcal{A}$ ist eine Nachfragefunktion von $s \in \mathcal{A}$ für Importe eines Gutes i aus \mathcal{D} . Deren Preiselastizität λ lässt sich somit unter den genannten Bedingungen ebenfalls als eine Substitutionselastizität auffassen, wenn man sich vorstellt, dass auch in einem Land $s \in \mathcal{A}$ ein Kosten- bzw. Ausgabenminimierungsproblem der Form (2.10) gelöst wird, um die Nachfrage nach Gut i aus den Ländern der Welt, einschließlich unserer betrachteten Volkswirtschaft \mathcal{D} , zu bestimmen. In unserer Notation stimmt dann (2.9) mit (2.13), wobei $r = \mathcal{D}$, überein. Der Preis q_s^i in (2.9) entspricht dann einem Preis der Güter

⁶Im Fall der ursprünglichen Eisberg-Handelskostenannahme, bei der $\gamma \left(\frac{p\tau}{q}\right)^{1-\sigma} = m$, vereinfacht sich der Ausdruck zu $\frac{\partial T/T}{\partial p/p} = -\sigma + \left(\sigma + \frac{\partial Z/Z}{\partial q/q}\right) m$. Da $\frac{\partial Z/Z}{\partial q/q} < 0$ und $0 < m < 1$, ist $\frac{\partial T/T}{\partial p/p} < 0$.

aus \mathcal{D} in $s \in \mathcal{A}$, $p_{i,\mathcal{D}}\tau_{\mathcal{D}s}^i$; die Preiselastizität der Nachfrage, λ^i , entspricht einer Armington-Elastizität σ_i und der Niveauparameter ζ_s^i der Nachfrage in $s \in \mathcal{A}$ nach dem in \mathcal{D} produzierten Gut entspricht einem $\gamma_{i,r} (q_s^i)^{\sigma_i} H_s^i$.

2.3.2 Regionales Güterangebot

Eine heimische Region bietet eine von der Marktform abhängige Produktionsmenge $X_{i,r}$, $r \in \mathcal{D}$, an, die im Abschnitt 2.6 hergeleitet wird.

Eine ausländische Region bietet der heimischen Volkswirtschaft die Importmenge $X_{i,r}$, $r \in \mathcal{A}$, an. Wir nehmen eine Importangebotsfunktion mit einer bezüglich des Preises $p_{i,r}$, $r \in \mathcal{A}$, konstanten Angebotselastizität $\eta_i \geq 0$ an,

$$X_{i,r} = \chi_{i,r} (p_{i,r})^{\eta_i}, \quad (2.19)$$

wobei $\chi_{i,r}$ ein modellexogener Niveauparameter des Angebots in Land $r \in \mathcal{A}$ an dem in \mathcal{D} nachgefragten Gut i ist.

Im Kapitel 5 dieser Arbeit werden die Auswirkungen von Änderungen der Parameter $\chi_{i,r}$ simuliert, die sich durch Importschocks in Form von sich exogen verändernden Importwerten ergeben. Für diese Simulation können die konkreten Werte der Angebotselastizität η_i als irrelevant betrachtet werden, da die exogenen Importwerte keine Informationen zu den betreffenden Preisen $p_{i,r}$ enthalten.

2.3.3 Gütermarktgleichgewichte

Die Gleichgewichtspreise $p_{i,r}$ der heimischen Produktionsmengen $X_{i,r}$, $r \in \mathcal{D}$, ergeben sich aus den entsprechenden Markträumungsbedingungen

$$X_{i,r} = \sum_{s \in \mathcal{R}} T_{rs}^i. \quad (2.20)$$

Das aus $r \in \mathcal{A}$ kommende ausländische Angebot entspricht im Gleichgewicht der Summe der Nachfragen der Regionen $s \in \mathcal{D}$ nach diesen Mengen (2.16). Die Gleichgewichtspreise $p_{i,r}$, $r \in \mathcal{A}$, ergeben sich somit aus den entsprechenden

Markträumungsbedingungen⁷

$$X_{i,r} = \sum_{s \in \mathcal{D}} T_{rs}^i. \quad (2.21)$$

Falls, wie im Unterabschnitt 2.3.1.4 gezeigt, die Preiselastizität der heimischen Nachfrage nach dem Gut i aus Region $r \in \mathcal{A}$, T_{rs}^i , der negativen Substitutionselastizität $-\sigma_i$ entspricht, hängen die im Handelsstrom T_{rs}^i (2.16) enthaltenen Terme $(\tau_{rs}^i)^{-\sigma_i} \frac{q_s^i Z_s^i}{\sum_{t \in \mathcal{R}} \gamma_{i,t} (p_{i,t})^{1-\sigma_i} (\tau_{ts}^i)^{-\sigma_i}}$ nicht von einer Änderung des Preises $p_{i,r}$ ab. Aufsummiert über $s \in \mathcal{D}$ lässt sich dieser Term als Nachfragepotenzial Deutschlands für Gut i aus Land $r \in \mathcal{A}$, $\delta_{i,r}$, auffassen und ist die mit den Handelshemmnissen $(\tau_{rs}^i)^{-\sigma_i}$ gewichtete Summe der regionalen Nachfragepotenziale,

$$\delta_{i,r} = \sum_{s \in \mathcal{D}} (\tau_{rs}^i)^{-\sigma_i} \frac{q_s^i Z_s^i}{\sum_{t \in \mathcal{R}} \gamma_{i,t} (p_{i,t})^{1-\sigma_i} (\tau_{ts}^i)^{-\sigma_i}}. \quad (2.22)$$

Aus der Markträumungsbedingung (2.21) in Verbindung mit der Importangebotsfunktion (2.19) lässt sich in diesem Fall der Gleichgewichtspreis eines Importgutes als

$$p_{i,r} = \left(\frac{\gamma_{i,r} \delta_{i,r}}{\chi_{i,r}} \right)^{\frac{1}{\sigma_i + \eta_i}} \quad (2.23)$$

berechnen. Dieser ist somit umso kleiner, je größer der den Importschock abbildende Parameter $\chi_{i,r}$ ist.

Tabelle 2.2 stellt die Handelsmatrix mit den zugehörigen Markträumungsbedingungen dar. Hierbei ist D die Anzahl der heimischen Regionen und A die Anzahl der ausländischen Regionen.

⁷Diese implizieren eine unendlich hohe Elastizität der Transformation zwischen Gütern, die in verschiedene in- und ausländische Regionen gesendet werden.

Tabelle 2.2: Handelsströme

$r \setminus s$	1	\mathcal{D} \dots	D	$D + 1$	\mathcal{A} \dots	$D + A$	Σ
\mathcal{D}	1	\ddots	\vdots	\ddots	\ddots	\vdots	\vdots
	\vdots	\dots	$p_{i,r}T_{rs}^i$	\dots	\dots	$p_{i,r}T_{rs}^i$	$p_{i,r}X_{i,r}$
	D	\ddots	\vdots	\ddots	\ddots	\vdots	\vdots
\mathcal{A}	$D + 1$	\ddots	\vdots				\vdots
	\vdots	\dots	$p_{i,r}T_{rs}^i$	\dots			$p_{i,r}X_{i,r}$
	$D + A$	\ddots	\vdots	\ddots			\vdots
	Σ	\dots	$q_s^i Z_s^i$	\dots	\dots	$q_s^i Z_s^i$	\dots

2.4 Einkommen und Ausgaben der Haushalte

2.4.1 Einkommen der Haushalte

Um den Nutzen U_s zu erzielen, bieten die Haushalte in $s \in \mathcal{D}$ die sich in ihrem Besitz befindenden Produktionsfaktoren $f \in \mathcal{F}$ für den Einsatz in den Produktionsaktivitäten in der Region s auf entsprechenden Faktormärkten an. Das Einkommen, das sie daraus erzielen, wird mit Y_s bezeichnet. Die Bestände der Faktoren betrachten wir als exogen gegeben. Im Folgenden gehen wir von zwei verschiedenen Produktionsfaktoren aus, Arbeitskraft $f = 1$ und ein Faktor, der die restlichen Faktoren bündelt, $f = 2$.⁸ Der Faktor Arbeitskraft ist hierbei derjenige Faktor, der mit Arbeitnehmerentgelt entlohnt wird.

Für beide Produktionsfaktoren nehmen wir an, dass die Region, in der das entsprechende Faktoreinkommen bezogen wird, mit der Region, in der es entstanden ist, übereinstimmt. Interregionale Faktorströme werden demzufolge im Modell nicht berücksichtigt.⁹ Intersektoral sind die Faktoren jedoch vollkommen mobil.

⁸Diese Konkretisierung wird bereits an dieser Stelle vorgenommen, da Eigenschaften der Faktoren bei der Modellierung im Folgenden berücksichtigt werden.

⁹Dieses kann damit gerechtfertigt werden, dass der Fokus bei der Analyse der Globalisierungseffekte auf der regionalen Verteilung der Einkommensentstehung liegen soll.

Das Faktoreinkommen in einer Region $s \in \mathcal{D}$ beträgt

$$Y_s = w_s^1 \sum_{j \in \mathcal{I}} b_{j,s}^1 X_s^j + w_s^2 \sum_{j \in \mathcal{I}} b_{j,s}^2 X_s^j. \quad (2.24)$$

2.4.2 Ausgaben der Haushalte

Die Höhe der Ausgaben der Haushalte unterscheidet sich von dem Faktoreinkommen Y_s insofern, dass die Volkswirtschaft einen nicht ausgeglichenen Leistungsbilanzsaldo mit dem Ausland aufweist und ein Teil des Einkommens von einer staatlichen Behörde regional umverteilt wird.

Zwischen der heimischen Volkswirtschaft \mathcal{D} und dem Ausland \mathcal{A} lässt sich der Leistungsbilanzsaldo als

$$K = \sum_{s \in \mathcal{D}} Y_s - \sum_{s \in \mathcal{D}} E_s = \sum_i \left(\sum_{r \in \mathcal{D}} \sum_{s \in \mathcal{A}} p_{i,r} T_{rs}^i - \sum_{r \in \mathcal{A}} \sum_{s \in \mathcal{D}} p_{i,r} T_{rs}^i \right) \quad (2.25)$$

bestimmen. Dieser Saldo wird mit Anteilen ν_s , $\sum_s \nu_s = 1$, auf die Regionen verteilt.

Ein Teil $0 < \phi < 1$ jedes Einkommens der Regionen $t \in \mathcal{D}$ wird von einer staatlichen Behörde regional umverteilt, indem die Summe dieser Teile gemäß den Anteilen ν_s den Regionen zugeteilt wird. Hierbei wird angenommen, dass die regionale Verteilung des Leistungsbilanzsaldo derjenigen des umzuverteilenden heimischen Einkommens entspricht.

Die Ausgaben für den Konsum der Endprodukte in Region $s \in \mathcal{D}$ betragen somit

$$E_s = (1 - \phi) Y_s + \nu_s \left(\phi \sum_{t \in \mathcal{D}} Y_t - K \right). \quad (2.26)$$

2.5 Faktormarktgleichgewichte

2.5.1 Arbeitsmarktgleichgewicht

Der regionale Lohn w_s^1 ergibt sich als Gleichgewichtslohn auf dem regionalen Arbeitsmarkt aus der Arbeitskräftenachfrage $\sum_j b_{j,s}^1 X_{j,s}$, dem Arbeitskräfteangebot

P_s und den Arbeitslosen $v_s P_s$. Die Gleichgewichtsbedingung lautet

$$P_s = \sum_j b_{j,s}^1 X_{j,s} + v_s P_s. \quad (2.27)$$

In empirischen Studien, u. a. in der von Blanchflower & Oswald (1990), wird gezeigt, dass der regionale Lohn negativ von einer nachfrageseitig bestimmten regionalen Arbeitslosenquote abhängt. Diese Beziehung wird von den genannten Autoren als Lohnkurve bezeichnet, mit der Form $w_s^1 = \psi_s v_s^{-\chi_{w:v}}$. Hierbei ist ψ_s ein Niveauparameter und $\chi_{w:v} > 0$ der Betrag der Elastizität des regionalen Lohns bezüglich der regionalen Arbeitslosenquote $v_s = \frac{P_s - \sum_j b_{j,s}^1 X_{j,s}}{P_s} = \left(\frac{w_s^1}{\psi_s}\right)^{-\frac{1}{\chi_{w:v}}}$. Hierdurch kann die Arbeitslosenquote endogen modelliert werden. Aus (2.27) ergibt sich

$$P_s \left(1 - \left(\frac{w_s^1}{\psi_s}\right)^{-\frac{1}{\chi_{w:v}}}\right) = \sum_j b_{j,s}^1 X_{j,s}. \quad (2.28)$$

In einer Modellvariante ohne Berücksichtigung der Lohnkurve ersetze ich die Gleichung (2.28) durch die Gleichung $P_s (1 - v_s) = \sum_j b_{j,s}^1 X_{j,s}$, wobei die Arbeitslosenquote v_s in diesem Fall als exogener Parameter aufgefasst wird.

Das Arbeitskräfteangebot P_s sei mit einer konstanten Angebotselastizität $\chi_{P:w} \geq 0$ vom regionalen Lohn abhängig, bzw. unabhängig, d. h.

$$P_s = \xi_s^1 (w_s^1)^{\chi_{P:w}}, \quad (2.29)$$

wobei ξ_s^1 ein Niveauparameter des Arbeitskräfteangebots ist. Die Arbeitsangebotsentscheidungen der Haushalte, die zu (2.29) führen, seien außerhalb unseres Modells getroffen.

2.5.2 Marktgleichgewicht des restlichen Produktionsfaktors

Der regionale Preis des Faktors $f = 2$, w_s^2 , ergibt sich als Gleichgewichtspreis auf dem regionalen Markt des Faktors $f = 2$. Der Bestand ξ_s^2 ist ein exogener Parameter. Der Faktorpreis wird somit durch die regionale Faktornachfrage $\sum_j b_{j,s}^2 X_{j,s}$

bestimmt. Die Gleichgewichtsbedingung lautet

$$\xi_s^2 = \sum_j b_{j,s}^2 X_{j,s}. \quad (2.30)$$

2.6 Marktform

Das Ziel jeder Produktionsaktivität in Sektor $j \in \mathcal{I}$ in Region $r \in \mathcal{R}$ ist die Maximierung ihres Gewinns $G_{j,r} = p_{j,r}x_{j,r} - C_{j,r}$, wobei $x_{j,r}$ die jeweils produzierte Menge und $C_{j,r}$ die Produktionskosten sind.

2.6.1 Vollkommene Konkurrenz

Unter der Annahme vollkommener Konkurrenz werden die Outputgüter der Produktionsaktivitäten eines Sektors j einer Region $r \in \mathcal{D}$ als vollkommene Substitute, d. h. die Preise in jeder Produktionsaktivität als gegeben, angesehen. Die Produktionskosten $C_{j,r}$ bestehen aus der Einheitskostenfunktion (2.2), multipliziert mit der Produktionsmenge einer Aktivität. Die Nullgewinnbedingung, die zugleich die Gewinnmaximumbedingung ist, lautet somit

$$p_{j,r} = c_{j,r} = c(\alpha_j^{\mathcal{I}}, \beta_j^{\mathcal{F}}; q_r^{\mathcal{I}}, w_r^{\mathcal{F}}). \quad (2.31)$$

Der Produktionswert einer Region, $p_{j,r}X_{j,r}$, entspricht den gesamten Produktionskosten und der Wert der Nachfrage einer Region, $q_r^i Z_r^i$, entspricht dem gesamten Wert der Verwendung des Gutes als Zwischen- und Endprodukt. In Tabelle 2.3 sind diese Input-Output-Verflechtungen dargestellt.

2.6.2 Monopolistische Konkurrenz

In dem Artikel von Bröcker (1995) wird gezeigt, wie die Annahme monopolistischer Konkurrenz in einem SCGE-Modell berücksichtigt werden könnte. Die folgende Darstellung folgt derjenigen von Bröcker (1995). Abweichend von dieser wird im Folgenden wiederum die modifizierte Eisberg-Transportkostenannahme getroffen.

Tabelle 2.3: Input-Output-Verflechtungen einer Region $r \in \mathcal{D}$

		$j \in \mathcal{I}$				Σ
	1	\dots	I			
$i \in \mathcal{I}$	1	\ddots	\vdots	\ddots	\vdots	\vdots
	\vdots	\dots	$q_r^i a_{j,r}^i X_{j,r}$	\dots	$q_r^i e_r^i U_r$	$q_r^i Z_r^i$ (2.8)
	I	\ddots	\vdots	\ddots	\vdots	\vdots
$f \in \mathcal{F}$	1	\ddots	\vdots	\ddots		} Y_r (2.24)
	\vdots	\dots	$w_r^f b_{j,r}^f X_{j,r}$	\dots		
	2	\ddots	\vdots	\ddots		
Σ	\dots	$p_{j,r} X_{j,r}$ (2.1), (2.31)	\dots	E_r (2.5)		

Unter der Annahme monopolistischer Konkurrenz werden die Outputgüter der Produktionsaktivitäten einer Anzahl an identischen Firmen von den Haushalten und den Sektoren als unvollkommene Substitute angesehen. D. h., das Produkt jeder Firma ist je eine unterschiedliche Variante eines Gutes, das in einem Sektor einer Region hergestellt wird. Die damit verbundene Monopolmacht hinsichtlich der eigens produzierten Variante führt zu dem Ergebnis, dass im Gewinnmaximum der Preis eines Produktes größer ist als die Grenzkosten dieses Produktes. Aufgrund freien Marktein- und -austritts stehen die Varianten allerdings in Konkurrenz zueinander. Aus der daraus folgenden Nullgewinnbedingung einer Firma kann die pro Firma angebotene Menge bestimmt werden, wenn der Markteintritt mit Fixkosten verbunden ist.

Äquivalent zu der Annahme, die im Unterabschnitt 2.3.1.2 getroffen worden ist, wird im Folgenden bezüglich der nachgefragten Menge der Variante einer Firma nicht zwischen Sektoren und Haushalten unterschieden.

2.6.2.1 Nachfrage nach verschiedenen Varianten eines Gutes

Das Minimierungsproblem der nachfragenden Akteure bezüglich der n verschiedenen Varianten $l = 1, \dots, n$ lautet in jedem Sektor und in jeder Region¹⁰

$$\min_{x^1, \dots, x^n} \pi^1 x^1 + \dots + \pi^n x^n \quad u. d. N. \quad (\iota \sigma)^{\frac{1}{\sigma-1}} \left(\sum_{l=1}^n (x^l)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} = 1, \quad (2.32)$$

wobei diese CES-Funktion als Produktionsfunktion verstanden werden kann, die aus den Gütermengen der verschiedenen Varianten ein einsetzbares oder konsumierbares Variantenbündel zusammenstellt. Hierbei ist π^l der zu zahlende Preis für eine Menge x^l der Variante l . Der Parameter $\sigma > 1$ ist die Substitutionselastizität zwischen den Varianten und ι ist ein Fixkostenparameter, der an dieser Stelle zur Festlegung der willkürlichen Einheit des Variantenbündels eingeführt und im Folgenden erklärt wird. Als Lösung des Minimierungsproblems ergibt sich

$$q = (\iota \sigma)^{\frac{1}{1-\sigma}} \left(\sum_{l=1}^n (\pi^l)^{1-\sigma} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}}. \quad (2.33)$$

Gemäß Shephards Lemma lässt sich die Nachfrage nach Variante l bestimmen als

$$x^l = \iota \sigma \left(\frac{\pi^l}{q} \right)^{-\sigma}. \quad (2.34)$$

Im Marktgleichgewicht dieser Variante ist diese Menge zugleich die angebotene Menge.

2.6.2.2 Angebot einer Variante eines Gutes

Das Ziel jeder Firma l in Sektor j der Region $r \in \mathcal{R}$ ist es, die angebotene Menge so zu wählen, dass ihr Gewinn $G_{j,r} = p_{j,r} x_{j,r} - (\iota_j + v_j x_j^l) c_{j,r}$ maximal ist. Aufgrund der Monopolmacht bezüglich ihrer Variante kann die Firma ihren Preis unter Berücksichtigung der Nachfragefunktion (2.34) setzen. Es wird angenommen, dass q hiervon unbeeinflusst bleibt. Die Substitutionselastizität σ_j ist somit ebenfalls

¹⁰Die Indizes $j \in \mathcal{I}$ und $r \in \mathcal{R}$ werden im Folgenden unterdrückt, wenn sie belanglos sind.

die Preiselastizität der Nachfrage nach einer Variante. Die Produktion von $x_{j,r}$ Einheiten der Variante kostet $\iota_j + v_j x_j^l$ Einheiten des mit den Einheitskosten $c_{j,r}$ gemäß (2.2) hergestellten homogenen Produktes. Damit eine endliche Zahl an Varianten im Gleichgewicht produziert wird, wird angenommen, dass für diese Umwandlung des homogenen Gutes zur differenzierten Variante Fixkosten in Höhe von ι_j anfallen. Es ergibt sich die angebotene Menge einer Variante

$$x_{j,r} = \iota_j \sigma_j \left(\frac{\frac{\sigma_j}{\sigma_j - 1} v_j c_{j,r}}{q_{j,r}} \right)^{-\sigma_j}, \quad (2.35)$$

d. h., der gewinnmaximale Preis lautet

$$p_{j,r} = \frac{\sigma_j}{\sigma_j - 1} v_j c_{j,r}. \quad (2.36)$$

Aufgrund der willkürlichen Einheit der Varianten kann der Grenzkostenparameter $v_j = \frac{\sigma_j - 1}{\sigma_j}$ gesetzt werden. Unter der Annahme monopolistischer Konkurrenz herrscht freier Marktein- und austritt für Firmen, so dass die gleichgewichtige Anzahl an Firmen durch die Nullgewinnbedingung, dass die Durchschnittskosten der Produktion der Variante gleich deren Preis sind, bestimmt wird.

$$p_{j,r} = \frac{(\iota_j + v_j x_{j,r}) c_{j,r}}{x_{j,r}}. \quad (2.37)$$

Einsetzen von (2.36) und v_j ergibt eine nur von sektorspezifischen Parametern abhängige Menge $x_j = \iota_j \sigma_j$. Die Anzahl der Firmen ist somit

$$n_{j,r} = \frac{X_{j,r}}{\iota_j \sigma_j}. \quad (2.38)$$

2.6.2.3 Regionale Nachfrage nach Varianten eines Gutes aus den heimischen Regionen und dem Ausland

Im Unterschied zu der im Abschnitt 2.3 getroffenen Armington-Annahme substituieren die nachfragenden Sektoren und Haushalte zwischen Gütern, die nicht nur bezüglich der Region r differenziert sind, sondern auch bezüglich der herstell-

den Firma. Die Akteure fragen also ein Variantenbündel aus Sektor $i \in \mathcal{I}$ nach, das Varianten unterschiedlicher Firmen aus unterschiedlichen Regionen enthält. Von einem Gut i werden aus jeder Region r $n_{i,r}$ Varianten nachgefragt.

Der Preis für das Variantenbündel, das in einer beliebigen Region $s \in \mathcal{D}$ nachgefragt wird, ist aus Varianten aus allen Regionen $r \in \mathcal{R}$ zusammengesetzt und ergibt sich aus (2.33) als

$$q_s^i = (l_i \sigma_i)^{\frac{1}{1-\sigma_i}} \left(\sum_{r \in \mathcal{R}} n_{i,r} (p_{i,r} \tau_{rs}^i)^{1-\sigma_i} \right)^{\frac{1}{1-\sigma_i}} = \left(\sum_{r \in \mathcal{R}} X_{i,r} (p_{i,r} \tau_{rs}^i)^{1-\sigma_i} \right)^{\frac{1}{1-\sigma_i}}. \quad (2.39)$$

Entsprechend lautet für ein Land $s \in \mathcal{A}$, das die Güter der Regionen $r \in \mathcal{D}$ nachfragt, der Preis für das Variantenbündel

$$q_s^i = \left(\sum_{r \in \mathcal{D}} X_{i,r} (p_{i,r} \tau_{rs}^i)^{1-\sigma_i} \right)^{\frac{1}{1-\sigma_i}}. \quad (2.40)$$

Der Anteil der nachgefragten Menge nach einer Variante aus Region r an der Gesamtnachfrage, vergleichbar zu (2.13), ergibt sich aus (2.34) als

$$\frac{T_{rs}^i}{H_s^i} = n_{i,r} l_i \sigma_i \left(\frac{p_{i,r} \tau_{rs}^i}{q_s^i} \right)^{-\sigma_i} = X_{i,r} \left(\frac{p_{i,r} \tau_{rs}^i}{q_s^i} \right)^{-\sigma_i}. \quad (2.41)$$

Mit der modifizierten Eisberg-Transportkostenannahme folgt der vom Wert der regionalen Nachfrage (2.8) abhängige Handelsstrom von $r \in \mathcal{R}$ nach $s \in \mathcal{D}$,

$$T_{rs}^i = \frac{X_{i,r} (p_{i,r} \tau_{rs}^i)^{-\sigma_i}}{\sum_{t \in \mathcal{R}} X_{i,t} (p_{i,t})^{1-\sigma_i} (\tau_{ts}^i)^{-\sigma_i}} q_s^i Z_s^i, \quad (2.42)$$

und der vom Exportwert (2.9) abhängige Handelsstrom von $r \in \mathcal{D}$ nach $s \in \mathcal{A}$,

$$T_{rs}^i = \frac{X_{i,r} (p_{i,r} \tau_{rs}^i)^{-\sigma_i}}{\sum_{t \in \mathcal{D}} X_{i,t} (p_{i,t})^{1-\sigma_i} (\tau_{ts}^i)^{-\sigma_i}} q_s^i Z_s^i. \quad (2.43)$$

2.7 Das Gleichungssystem unter den Annahmen vollkommener und monopolistischer Konkurrenz

In Tabelle 2.4 sind die Gleichungen zusammengefasst, die das Gleichungssystem unter der Annahme vollkommener Konkurrenz bilden. Sind Werte der exogenen Modellparameter $\alpha_j^i, \beta_j^f, \epsilon^i, \omega_1, \omega_2, \omega_3, \omega_4, \zeta_s^i, \lambda^i, \gamma_{i,r}, \tau_{rs}^i, \sigma_i, \chi_{i,r}, \eta_i, \phi, \nu_s, \xi_s^1, \chi_{P:w}, \psi_s, \chi_{w:v}$ und ξ_s^2 gegeben, lässt sich das Gleichungssystem bezüglich der Variablen lösen. Die Vorgehensweise zur Bestimmung der exogenen Parameterwerte wird im folgenden Kapitel 3 beschrieben.

Im oberen Teil der Tabelle sind die Nullgewinnbedingungen (2.31), die Gütermarktgleichgewichtsbedingungen (2.20) und (2.21) und die Faktormarktgleichgewichtsbedingungen (2.28) und (2.30) zu finden, die unter Berücksichtigung der restlichen Gleichungen bezüglich der Mengen $X_{i,r}$, der Preise $p_{i,r}$ und der Faktorpreise w_s^1 und w_s^2 gelöst werden. Die Gleichungen im unteren Teil der Tabelle können somit mit $X_{i,r}, p_{i,r}, w_s^1$ und w_s^2 rekursiv gelöst werden.

Das Gleichungssystem unter der Annahme monopolistischer Konkurrenz entspricht demjenigen unter der Annahme vollkommener Konkurrenz in Verbindung mit der Armington-Annahme, mit dem einzigen Unterschied, dass alle Parameter $\gamma_{i,r}, r \in \mathcal{R}$, durch die Produktionsmengen $X_{i,r}$ ersetzt werden. Die Parameter $\gamma_{i,r}$ spiegeln Präferenzen der nachfragenden Akteure hinsichtlich der Regionen wider. Unter der Annahme monopolistischer Konkurrenz werden diese durch Modellvariablen $X_{i,r}$ ersetzt, d. h. können modellendogen erklärt werden. Die Präferenzen hinsichtlich der Regionen ergeben sich somit durch die Anzahl der in ihnen produzierten Varianten, so dass der Handelsstrom umso größer ist, je mehr Varianten eine Region anbieten kann. Dieses lässt sich auf den Vorteil zurückführen, den eine große Anzahl an Varianten für die Produktionsaktivitäten und die Haushalte hat. Dieser besteht laut Bröcker (1995) darin, dass, wenn eine CES-Funktion mit $\sigma > 1$ verwendet wird, das Güterbündel umso größer ist, je größer die Anzahl n der identisch großen produzierten Mengen x^l ist, auch wenn die Summe $\sum_{l=1}^n x^l$ konstant bleibt.

Tabelle 2.4: Gleichungssystem des Modells unter der Annahme vollkommener Konkurrenz und, für $\gamma = X$, des Modells unter der Annahme monopolistischer Konkurrenz

$p_{j,r} = c(\alpha_j^I, \beta_j^F; q_r^I, w_r^F)$	$r \in \mathcal{D}$	(2.31)
$X_{i,r} = \sum_{s \in \mathcal{R}} T_{rs}^i$	$r \in \mathcal{D}$	(2.20)
$X_{i,r} = \sum_{s \in \mathcal{D}} T_{rs}^i$	$r \in \mathcal{A}$	(2.21)
$P_s \left(1 - \left(\frac{w_s^1}{\psi_s} \right)^{-\frac{1}{\chi w:v}} \right) = \sum_j b_{j,s}^1 X_{j,s}$	$s \in \mathcal{D}$	(2.28)
$\xi_s^2 = \sum_j b_{j,s}^2 X_{j,s}$	$s \in \mathcal{D}$	(2.30)
$q_s^i = \left(\sum_{r \in \mathcal{R}} \gamma_{i,r} (p_{i,r} \tau_{rs}^i)^{1-\sigma_i} \right)^{\frac{1}{1-\sigma_i}}$	$s \in \mathcal{D}$	(2.11)
$q_s^i = \left(\sum_{r \in \mathcal{D}} \gamma_{i,r} (p_{i,r} \tau_{rs}^i)^{1-\sigma_i} \right)^{\frac{1}{1-\sigma_i}}$	$s \in \mathcal{A}$	(2.12)
$a_{j,r}^i = \frac{\partial c(\alpha_j^I, \beta_j^F; q_r^I, w_r^F)}{\partial q_r^i}$	$r \in \mathcal{D}$	(2.3)
$b_{j,r}^f = \frac{\partial c(\alpha_j^I, \beta_j^F; q_r^I, w_r^F)}{\partial w_r^f}$	$r \in \mathcal{D}$	(2.4)
$e_s^i = \frac{\partial \pi(\epsilon^I; q_s^I)}{\partial q_s^i}$	$s \in \mathcal{D}$	(2.7)
$\pi_s = \pi(\epsilon^I; q_s^I)$	$s \in \mathcal{D}$	(2.6)
$Y_s = w_s^1 \sum_j b_{j,s}^1 X_{j,s} + w_s^2 \sum_j b_{j,s}^2 X_{j,s}$	$s \in \mathcal{D}$	(2.24)
$Z_s^i = \zeta_s^i (q_s^i)^{-\lambda^i}$	$s \in \mathcal{A}$	(2.9)
$X_{i,r} = \chi_{i,r} (p_{i,r})^{\eta_i}$	$r \in \mathcal{A}$	(2.19)
$K = \sum_i \left(\sum_{r \in \mathcal{D}} \sum_{s \in \mathcal{A}} p_{i,r} T_{rs}^i - \sum_{r \in \mathcal{A}} \sum_{s \in \mathcal{D}} p_{i,r} T_{rs}^i \right)$		(2.25)
$E_s = (1 - \phi) Y_s + \nu_s \left(\phi \sum_{t \in \mathcal{D}} Y_t - K \right)$	$s \in \mathcal{D}$	(2.26)
$Z_s^i = \sum_j a_{j,s}^i X_{j,s} + e_s^i \frac{E_s}{\pi_s}$	$s \in \mathcal{D}$	(2.8)
$T_{rs}^i = \frac{\gamma_{i,r} (p_{i,r} \tau_{rs}^i)^{-\sigma_i}}{\sum_{t \in \mathcal{R}} \gamma_{i,t} (p_{i,t})^{1-\sigma_i} (\tau_{ts}^i)^{-\sigma_i}} q_s^i Z_s^i$	$r \in \mathcal{R}, s \in \mathcal{D}$	(2.16)
$T_{rs}^i = \frac{\gamma_{i,r} (p_{i,r} \tau_{rs}^i)^{-\sigma_i}}{\sum_{t \in \mathcal{D}} \gamma_{i,t} (p_{i,t})^{1-\sigma_i} (\tau_{ts}^i)^{-\sigma_i}} q_s^i Z_s^i$	$r \in \mathcal{D}, s \in \mathcal{A}$	(2.17)
$P_s = \xi_s^1 (w_s^1)^{\chi^{P:w}}$	$s \in \mathcal{D}$	(2.29)

3 Kalibrierung der Modellparameter

Bevor das im vorherigen Kapitel beschriebene allgemeine Gleichgewichtsmodell bezüglich der modellendogenen Variablen gelöst werden kann und in ihm Effekte exogener Parameteränderungen simuliert werden können, müssen die Werte der Modellparameter bestimmt werden. Wie diese bestimmt werden können, wird in diesem Kapitel beschrieben. Unter diesem als Kalibrierung bezeichneten Verfahren versteht man, dass Parameterwerte so gewählt bzw. berechnet werden, dass in einer Lösung des Modells die zur Kalibrierung herangezogenen tatsächlichen Daten einer Volkswirtschaft durch endogene Modellvariablen reproduziert werden. Hierbei wird angenommen, dass dieser Datensatz ein ökonomisches Gleichgewicht beschreibt, das sogenannte Benchmark-Gleichgewicht. D. h., gemäß Dawkins et al. (2001) werden Parameterwerte so bestimmt, dass dieser Datensatz als Gleichgewichtslösung des kalibrierten Modells reproduziert wird. Wenn der Datensatz die Daten eines bestimmten Jahres enthält, kann dieses als Referenzjahr bezeichnet werden, auf welches sich dann die Auswirkungen exogener Parameterschocks beziehen. Im folgenden Unterabschnitt 3.1.1 wird dieser als Gleichgewichtslösung zu reproduzierende Datensatz vorgestellt.

Shoven & Whalley (1972) folgend, können die Modellgleichungen genutzt werden um einige der Parameter zu kalibrieren, indem die Gleichungen bezüglich dieser in einem sogenannten Kalibrierungs-Gleichungssystem gelöst werden. In diesem Gleichungssystem werden laut Dawkins et al. (2001), S. 3657 f., die Parameter als Variablen aufgefasst und als identifizierende Restriktion Variablen durch die Benchmark-Daten ersetzt.

Die Parameter werden demzufolge nicht gemeinsam im Modell ökonometrisch

geschätzt, sondern kalibriert, d. h. deterministisch im Modell berechnet oder aus anderen Studien übernommen. Das Modell als solches oder die Wahl der funktionalen Formen werden als gegeben hingenommen. Zum einen ist das Modell zu komplex, als dass die Parameter gemeinsam ökonometrisch geschätzt werden könnten. Zum anderen übersteigt die Zahl der zu bestimmenden Parameterwerte die Zahl der für deren Bestimmung zur Verfügung stehenden Daten. D. h., es können nicht alle Parameterwerte durch die Benchmark-Daten identifiziert werden, das Kalibrierungs-Gleichungssystem ist laut Dawkins et al. (2001), S. 3671, unteridentifiziert. Die Parameter des Modells lassen sich somit in zwei Gruppen unterteilen.

Zum einen lassen sie sich in eine Gruppe der Parameter, deren Werte unabhängig vom Benchmark-Datensatz gewählt werden können, unterteilen. Die Werte dieser Parameter werden entweder aus empirischen Studien übernommen, willkürlich gewählt oder mit Daten, die nicht im Benchmark-Datensatz enthalten sind, geschätzt. Auf diese gehe ich in den Abschnitten 3.2 und 3.3 ein.

Und zum anderen lassen sie sich in eine Gruppe der Parameter unterteilen, die, gegeben der Parameterwerte der ersten Gruppe, anhand des zu reproduzierenden Benchmark-Datensatzes im Modell berechnet werden können, so dass der Benchmark-Datensatz einer Gleichgewichtslösung des Modells entspricht.

3.1 Kalibrierung von Parametern anhand eines Benchmark-Datensatzes

3.1.1 Der zu reproduzierende Benchmark-Datensatz

Das Modell soll so kalibriert werden, dass es den Benchmark-Datensatz als Gleichgewichtslösung reproduziert. Es soll folgende Eigenschaften der heimischen Volkswirtschaft anhand entsprechender Benchmark-Daten abbilden. Die folgenden Gleichungen (3.1), (3.2), (3.3), (3.7) und (3.9) entsprechen denjenigen aus Bröcker (1998b), S. 376 f. Die Benchmark-Daten werden im Folgenden mit fettgedruckten serifenlosen Buchstaben hervorgehoben.

Die Produktionstechnologien der Sektoren, die annahmegemäß für alle heimischen Regionen identisch sind. Diese werden abgebildet durch die Input-Output-Verflechtungen der Sektoren, A_j^i , und durch die Faktoreinkommen der Sektoren, B_j^f . Es gilt

$$\sum_r q_r^i a_{j,r}^i X_{j,r} = A_j^i \quad (3.1)$$

und

$$\sum_r w_r^f b_{j,r}^f X_{j,r} = B_j^f. \quad (3.2)$$

B_j^1 ist dabei das Lohneinkommen und B_j^2 der restliche Teil der Bruttowertschöpfung im Sektor j .

Die Güterpräferenzen der Haushalte, die annahmegemäß für alle heimischen Regionen identisch sind und durch die Endproduktausgaben der Haushalte, der Unternehmen und des Staates, E^i , abgebildet werden. Es gilt

$$\sum_s q_s^i e_s^i \frac{E_s}{\pi_s} = E^i. \quad (3.3)$$

Die güterspezifischen Ex- und Importwerte, T_{DA}^j und T_{AD}^j .

Der Wert des gesamten Aufkommens jedes Gutes j gleicht demjenigen seiner gesamten Verwendung, d. h.,

$$\sum_i A_j^i + \sum_f B_j^f + T_{AD}^j = \sum_i A_i^j + E^j + T_{DA}^j. \quad (3.4)$$

Die bisher aufgeführten Daten lassen sich in Tabelle 3.1 darstellen, die schematisch der Input-Output-Tabelle entspricht, die für Deutschland vom Statistischen Bundesamt erstellt wird. Eine Erläuterung dieser findet sich in Kuhn (2010). Für die gesamtwirtschaftliche Bruttowertschöpfung gilt demnach

$$\sum_j \sum_f B_j^f = \sum_j E^j + K, \text{ wobei } K = \sum_j T_{DA}^j - \sum_j T_{AD}^j.$$

Weitere Eigenschaften der heimischen Volkswirtschaft, die im Benchmark-Datensatz abgebildet werden sollen, sind die folgenden.

Tabelle 3.1: Zu reproduzierende Daten einer Input-Output-Tabelle der heimischen Volkswirtschaft

		$j \in \mathcal{I}$			heimische	Exporte
		1	\dots	I	Endnachfrage	
$i \in \mathcal{I}$	1	\ddots	\vdots	\ddots	\vdots	\vdots
	\vdots	\dots	\mathbf{A}_j^i	\dots	\mathbf{E}^i	$\mathbf{T}_{\mathcal{DA}}^i$
	I	\ddots	\vdots	\ddots	\vdots	\vdots
$f \in \mathcal{F}$	1	\ddots	\vdots	\ddots		
		\dots	\mathbf{B}_j^f	\dots		
Importe	2	\ddots	\vdots	\ddots		
		\dots	$\mathbf{T}_{\mathcal{AD}}^j$	\dots		

Die Anteile der Handelspartner an den Ex- und Importwerten, die durch die güterspezifischen Anteile der übrigen Länder der Welt am Wert der heimischen Exporte, \mathbf{t}_s^i , $s \in \mathcal{A}$, und durch diejenigen am Wert der heimischen Importe, $\mathbf{t}_{i,r}$, $r \in \mathcal{A}$, abgebildet werden. Es gilt

$$q_s^i Z_s^i = \mathbf{t}_s^i \mathbf{T}_{\mathcal{DA}}^i \quad (3.5)$$

und

$$p_{i,r} X_{i,r} = \mathbf{t}_{i,r} \mathbf{T}_{\mathcal{AD}}^i. \quad (3.6)$$

Die regionalen Löhne, w_r . D. h., es gilt

$$w_r^1 = w_r. \quad (3.7)$$

Die regionalen Produktionsstrukturen der Sektoren, die durch die Anteile der Lohneinkommen der Regionen eines Sektors an dem gesamten Lohneinkommen des Sektors, $\mathbf{b}_{i,r}^1$, abgebildet werden. Diese ergeben sich aus den regionalen Löhnen w_r und den Anteilen der Beschäftigten in den Regionen eines Sektors an allen Beschäftigten des Sektors, $l_{i,r}$, als $\mathbf{b}_{i,r}^1 = \frac{w_r l_{i,r}}{\sum_r w_r l_{i,r}}$.

Es gilt

$$w_r^1 b_{i,r}^1 X_{i,r} = \mathbf{b}_{i,r}^1 \mathbf{B}_i^1. \quad (3.8)$$

Aus (3.8) ergeben sich zudem die regionalen Bestände des Faktors Arbeit

$$L_r^1 = \sum_i b_{i,r}^1 X_{i,r} = \frac{\sum_i \mathbf{b}_{i,r}^1 \mathbf{B}_i^1}{\mathbf{w}_r}. \quad (3.9)$$

Die regionalen Arbeitslosenquoten, v_r . D. h., es gilt

$$\frac{P_r - \sum_i b_{i,r}^1 X_{i,r}}{P_r} = v_r. \quad (3.10)$$

In Verbindung mit (3.9) ergibt sich das regionale Erwerbspersonenpotenzial $P_r = \mathbf{P}_r$ als

$$P_r = \frac{1}{1 - v_r} \frac{\sum_i \mathbf{b}_{i,r}^1 \mathbf{B}_i^1}{\mathbf{w}_r}. \quad (3.11)$$

3.1.2 Das Kalibrierungs-Gleichungssystem

Die Parameter, die anhand des zu reproduzierenden Benchmark-Datensatzes in einem Kalibrierungs-Gleichungssystem berechnet werden, so dass der Benchmark-Datensatz einer Gleichgewichtslösung des Modells entspricht, sind die Niveauparameter der Angebots- und Nachfragefunktionen, $\alpha_j^i, \beta_j^f, \epsilon^i, \zeta_s^i, s \in \mathcal{A}, \gamma_{i,r}, r \in \mathcal{A}, \gamma_{i,r}, r \in \mathcal{D}, \xi_r^1$ und ψ_r und der Parameter des Bestandes des restlichen Faktors, $\xi_r^2, r \in \mathcal{D}$. Die Parameter ξ_r^1 und ψ_r hängen ausschließlich von modellexogenen Daten und Parametern ab und können jeweils anhand einzelner Gleichungen kalibriert werden. Die restlichen Parameter hängen nicht ausschließlich von modellexogenen Daten und Parametern ab und können demnach nur gemeinsam mit den modellendogenen Variablen in einem Kalibrierungs-Gleichungssystem bestimmt werden.

Das Kalibrierungs-Gleichungssystem besteht zum einen aus den im vorigen Unterabschnitt eingeführten Gleichungen (3.1), (3.2), (3.3), (3.5), (3.6), (3.8), (3.10) und (3.7). Zur Übersicht sind diese im oberen Teil der Tabelle 3.2 zusammengefasst. Zu den Gleichungen korrespondieren inhaltlich die in der letzten Spalte

3 Kalibrierung der Modellparameter

aufgeführten zu kalibrierenden Parameter. Zu diesen kommen, mit einer Ausnahme, Tabelle 3.2: Kalibrierungs-Gleichungen des Modells, in Ergänzung zum Gleichungssystem der Tabelle 2.4

$\sum_r q_r^i a_{j,r}^i X_{j,r} = \mathbf{A}_j^i$	$r \in \mathcal{D}$ (3.1)	α_j^i
$\sum_r w_r^f b_{j,r}^f X_{j,r} = \mathbf{B}_j^f$	$r \in \mathcal{D}$ (3.2)	β_j^f
$\sum_s q_s^i e_s^i \frac{E_s}{\pi_s} = \mathbf{E}^i$	$s \in \mathcal{D}$ (3.3)	ϵ^i
$q_s^i Z_s^i = \mathbf{t}_s^i \mathbf{T}_{\mathcal{DA}}^i$	$s \in \mathcal{A}$ (3.5)	ζ_s^i
$p_{i,r} X_{i,r} = \mathbf{t}_{i,r} \mathbf{T}_{\mathcal{AD}}^i$	$r \in \mathcal{A}$ (3.6)	$\gamma_{i,r}$
$w_r^1 b_{i,r}^1 X_{i,r} = \mathbf{b}_{i,r}^1 \mathbf{B}_i^1$	$r \in \mathcal{D}$ (3.8)	$\gamma_{i,r}$
$\frac{P_r - \sum_i b_{i,r}^1 X_{i,r}}{P_r} = \mathbf{v}_r$	$r \in \mathcal{D}$ (3.10)	ξ_r^1
$w_r^1 = \mathbf{w}_r$	$r \in \mathcal{D}$ (3.7)	ψ_r
$w_r^2 = 1$	$r \in \mathcal{D}$ (3.13)	
$\sum_{r \in \mathcal{D}} p_{j,r} X_{j,r} = \sum_{r \in \mathcal{D}} X_{j,r}$	(3.14)	
$\sum_{s \in \mathcal{D}} q_s^i Z_s^i = \sum_{s \in \mathcal{D}} Z_s^i$	(3.15)	
$\sum_{s \in \mathcal{D}} E_s = \sum_{s \in \mathcal{D}} \frac{E_s}{\pi_s}$	(3.16)	
$p_{i,r} = 1$	$r \in \mathcal{A}$ (3.17)	

me, die Gleichungen des Modell-Gleichungssystems der Tabelle 2.4 hinzu, anhand derer Werte für die involvierten modellendogenen Variablen bestimmt werden, und die hier nicht erneut aufgeführt werden. Die Ausnahme besteht darin, dass die Importangebotsfunktion (2.19) im Kalibrierungs-Gleichungssystem durch die Gleichung

$$\chi_{i,r} = \mathbf{t}_{i,r} \mathbf{T}_{\mathcal{AD}}^i, \quad (3.12)$$

$r \in \mathcal{A}$, ersetzt wird. Der Grund hierfür liegt darin, dass im Benchmark-Gleichgewicht die beobachteten Importwerte (3.6) zur Kalibrierung der Importniveau-

parameter $\gamma_{i,r}$, $r \in \mathcal{A}$, verwendet werden und somit für eine Kalibrierung der Niveauparameter $\chi_{i,r}$ der Importangebotsfunktionen nicht zur Verfügung stehen. Wie im Unterabschnitt 2.3.2 beschrieben, bilden die Parameter $\chi_{i,r}$ die Importangebotsschocks ab, die sich, ausgehend vom Benchmark-Gleichgewicht, durch exogen verändernde Importwerte ergeben.

Durch die Hinzunahme der Modellgleichungen ist das Kalibrierungs-Gleichungssystem noch unterbestimmt, insbesondere sind in den durch die genannten Kalibrierungs-Gleichungen bestimmten Wertgrößen die Einheiten der betreffenden Mengen nicht spezifiziert.

Die Mengeneinheiten der Bestände des Faktors Arbeit in den Sektoren werden durch die regionalen Löhne (3.7) festgelegt. Dieses schließt die Freiheitsgrade der Arbeitsmarktgleichgewichtsbedingungen (2.28) im Gleichungssystem des Modells. Wegen fehlender Information über die Faktorpreise kann die Mengeneinheit des Bestandes des restlichen Produktionsfaktors beliebig gewählt werden, so dass dessen Preise

$$w_r^2 = 1 \tag{3.13}$$

gesetzt werden. Dieses schließt die Freiheitsgrade der Gleichgewichtsbedingungen des restlichen Produktionsfaktors (2.30) im Gleichungssystem des Modells. Die Parameter ξ_s^2 können dann anhand von Gleichung (2.30) kalibriert werden.

Aufgrund der zu reproduzierenden Löhne, $w_s \neq 1$, und Handelskostenfaktoren, $\tau_{rs}^i \neq 1$, tritt die Komplikation auf, dass nicht alle Werte des Benchmark-Datensatzes willkürlich in Preise und Mengen faktorisiert werden können. D. h., die Mengeneinheiten können nicht konventionell so gewählt werden, dass eine Mengeneinheit dem Wert einer Währungseinheit entspricht, bzw., dass die Preise gleich eins gesetzt werden. Dieses betrifft die Mengeneinheiten des Produktionsoutputs $X_{j,r}$ und der nachgefragten Menge Z_s^i und die Einheit des Nutzenniveaus $U_s = \frac{E_s}{\pi_s}$. Vielmehr können nur die regionalen Durchschnitte der Preise $p_{j,r}$, q_s^i und π_s , nämlich \bar{p}_j , \bar{q}^i und $\bar{\pi}$, willkürlich gewählt und z. B. gleich eins gesetzt werden. Die offenen Freiheitsgrade bzgl. der Wahl dieser Einheiten können gemäß Bröcker

(1998b), S. 377, somit durch folgende Bedingungen geschlossen werden.

$$\sum_{r \in \mathcal{D}} p_{j,r} X_{j,r} = \sum_{r \in \mathcal{D}} X_{j,r}, \quad (3.14)$$

$$\sum_{s \in \mathcal{D}} q_s^i Z_s^i = \sum_{s \in \mathcal{D}} Z_s^i, \quad (3.15)$$

$$\sum_{s \in \mathcal{D}} E_s = \sum_{s \in \mathcal{D}} \frac{E_s}{\pi_s}. \quad (3.16)$$

Die Mengeneinheiten der angebotenen ausländischen Mengen $X_{i,r}$ können hingegen beliebig gewählt werden. Demnach wähle ich für $r \in \mathcal{A}$

$$p_{i,r} = 1. \quad (3.17)$$

Diese Gleichung schließt die Freiheitsgrade der Gleichgewichtsbedingungen für Importgüter (2.21) im Gleichungssystem des Modells.

Das Kalibrierungs-Gleichungssystem besteht somit aus den Gleichungen der Tabelle 3.2 und der Tabelle 2.4, in der Gleichung (2.19) durch (3.12) ersetzt worden ist. Dieses wird bezüglich der Parameter $\alpha_j^i, \beta_j^f, \epsilon^i, \gamma_{i,r}, r \in \mathcal{D}, \gamma_{i,r}, r \in \mathcal{A}$ und der Variablen $p_{i,r}, r \in \mathcal{D}$, gelöst. Zu α_j^i, β_j^f und ϵ^i korrespondieren die Gleichungen (3.1), (3.2) und (3.3). Zu $\gamma_{i,r}, r \in \mathcal{D}$, korrespondieren die Gleichungen (2.20), denen durch (3.8) die Freiheitsgrade der Mengen $X_{i,r}$ und durch (2.31) die Freiheitsgrade der Preise $p_{i,r}$ genommen werden. Zu $\gamma_{i,r}, r \in \mathcal{A}$, korrespondieren die Gleichungen (2.21), denen durch (3.6) die Freiheitsgrade der Mengen $X_{i,r}$ und durch (3.17) die Freiheitsgrade der Preise $p_{i,r}$ genommen werden. Die restlichen Gleichungen des Kalibrierungs-Gleichungssystems können rekursiv mit $\alpha_j^i, \beta_j^f, \epsilon^i, \gamma_{i,r}, r \in \mathcal{D}, \gamma_{i,r}, r \in \mathcal{A}$ und $p_{i,r}, r \in \mathcal{D}$, gelöst werden. Insbesondere die zu kalibrierenden Parameter $\zeta_s^i, s \in \mathcal{A}$, ergeben sich aus den Gleichungen (2.9), denen durch (3.5) die Freiheitsgrade der Mengen Z_s^i und durch (2.12) die Freiheitsgrade der Preise q_s^i genommen werden. Die Arbeitsangebotsparameter ξ_r^1 ergeben sich aus den Gleichungen (2.29) als $\xi_r^1 = \frac{P_r}{(w_r)^{\chi_{P:w}}}$, denen durch (3.11) die Freiheitsgrade der Mengen P_r und durch (3.7) die Freiheitsgrade der Löhne w_r^1 genommen werden, so dass diese Parameter ausschließlich von modellexogenen

Daten und Parametern abhängen und somit auch außerhalb des Kalibrierungs-Gleichungssystems kalibriert werden können. Das Gleiche gilt auch für die Niveauparameter der Lohnkurven, ψ_r , die sich aus den Gleichungen (2.28) ergeben als $\psi_r = \mathbf{w}_r (\mathbf{v}_r)^{\chi_{w:v}}$, denen durch (3.10) die Freiheitsgrade der Arbeitslosenquoten v_r und durch (3.7) die Freiheitsgrade der Löhne w_r^1 genommen werden.¹

Werte für die übrigen zu kalibrierenden Parameter, d. h. für die Umverteilungsparameter der regionalen Ausgaben, ϕ und ν_s , für die Elastizitäten $\omega_1, \omega_2, \omega_3, \omega_4, \lambda^i, \sigma_i, \eta_i, \chi_{P:w}$ und $\chi_{w:v}$ und für die Handelskostenparameter τ_{rs}^i , werden unabhängig vom Benchmark-Datensatz gewählt, was in den beiden Abschnitten 3.2 und 3.3 beschrieben wird.

3.1.3 Das Kalibrierungs-Gleichungssystem ohne regional differenzierte Löhne und Handelskostenfaktoren

Im Folgenden soll im Rahmen des Kalibrierungs-Gleichungssystems aus Tabelle 3.2 kurz eine Situation betrachtet werden, in der im Benchmark-Gleichgewicht die Preise und Löhne regional nicht differenziert sind. Die einzigen Annahmen, die hierfür getroffen werden, sind, dass für die zu reproduzierenden Löhne und die Handelskostenfaktoren gelte, dass $\mathbf{w}_s = 1$ und $\tau_{rs}^i = \tau^i$. Zur Vereinfachung wird in diesem Unterabschnitt $\tau_{rs}^i = 1$ gewählt.

Das Kalibrierungs-Gleichungssystem vereinfacht sich dahingehend, dass sich die Parameter jeweils anhand einer Gleichung berechnen lassen, bis auf α_j^i und β_j^f zudem mit Stift und Papier. Diese Werte dienen als Startwerte für die numerische Lösung des eigentlichen Kalibrierungs-Gleichungssystems.

Unter diesen Annahmen sind die Preise $p_{i,r}$ und q_r^i , $r \in \mathcal{D}$, im Benchmark-Gleichgewicht nicht mehr regional differenziert, so dass gemäß (3.14), (3.15) und (3.16) $p_{i,r}$, q_r^i und π_s gleich 1 gesetzt werden können. Aus (2.31), (2.11) und (2.6) ergeben sich $c(\alpha_j^{\mathcal{I}}, \beta_j^{\mathcal{F}}; q_r^{\mathcal{I}}, w_r^{\mathcal{F}}) \Big|_{q_r^{\mathcal{I}}=1, w_r^{\mathcal{F}}=1} = 1$, $\sum_{r \in \mathcal{R}} \gamma_{i,r} = 1$ und $\sum_i \epsilon^i = 1$.

Demzufolge sind die Koeffizienten $a_{j,r}^i, b_{j,r}^f$ und e_s^i nicht mehr regional differen-

¹Alternativ zur Lohnkurve könnten wir annehmen, dass $v_r = \mathbf{v}_r$ in (2.27) exogen gegeben ist.

ziert, so dass die Parameter α_j^i , β_j^f und ϵ^i über (3.1), (3.2) und (3.3) gemäß

$$a_j^i \left(\sum_i A_j^i + \sum_f B_j^f \right) = A_j^i, \quad (3.18)$$

$$b_j^f \left(\sum_i A_j^i + \sum_f B_j^f \right) = B_j^f, \quad (3.19)$$

$$e^i \left(\sum_j \left(\sum_f B_j^f - \left(\sum_{s \in \mathcal{A}} T_{\mathcal{D}s}^i - \sum_{r \in \mathcal{A}} T_{r\mathcal{D}}^i \right) \right) \right) = E^i \quad (3.20)$$

jeweils bestimmt werden können. Die Terme in den Klammern entsprechen $\sum_r X_{j,r}$ und $\sum_s E_s$. Hierbei ist $a_j^i = \frac{\partial c(\alpha_j^i, \beta_j^f; q_r^i, w_r^f)}{\partial q_r^i} \Big|_{q_r^i=1, w_r^f=1}$, $b_j^f = \frac{\partial c(\alpha_j^i, \beta_j^f; q_r^i, w_r^f)}{\partial w_r^f} \Big|_{q_r^i=1, w_r^f=1}$ und $e^i = \epsilon^i$.

Die Parameter $\gamma_{i,r}$, $r \in \mathcal{A}$, ergeben sich über (3.6) anhand

$$\gamma_{i,r} \left(\sum_j A_j^i + E^i \right) = \mathbf{t}_{i,r} T_{\mathcal{A}\mathcal{D}}^i. \quad (3.21)$$

Sie sind in diesem Fall der Anteil der Importe aus Land $r \in \mathcal{A}$ an der gesamten heimischen Nachfrage nach Gut i , da sich (2.16) zu $T_{rs}^i = \gamma_{i,r} Z_s^i$, $r \in \mathcal{R}$, $s \in \mathcal{D}$, vereinfacht.

Die gesamte Nachfrage nach dem Gut i aus Region $r \in \mathcal{D}$ ist somit

$$\sum_{s \in \mathcal{R}} T_{rs}^i = \sum_{s \in \mathcal{D}} T_{rs}^i + \sum_{s \in \mathcal{A}} T_{rs}^i = \gamma_{i,r} \left(\sum_j A_j^i + E^i \right) + \frac{\gamma_{i,r}}{\sum_{r \in \mathcal{D}} \gamma_{i,r}} T_{\mathcal{D}\mathcal{A}}^i, \quad (3.22)$$

wobei sich der zweite Summand aus (2.17) ergibt.

Die Summe der Parameter $\gamma_{i,r}$, $r \in \mathcal{D}$,

$$\sum_{r \in \mathcal{D}} \gamma_{i,r} = 1 - \sum_{r \in \mathcal{A}} \gamma_{i,r} = \frac{\sum_j A_j^i + E^i - T_{\mathcal{A}\mathcal{D}}^i}{\sum_j A_j^i + E^i}, \quad (3.23)$$

ist der selbst produzierte Anteil der gesamten heimischen Nachfrage nach Gut i .

Einsetzen von (3.23) in (3.22) und Gleichsetzen mit $X_{i,r} = \frac{b_{i,r}^1 B_i^1}{b_i^1}$ aus (3.8)

gemäß (2.20) liefert unter Berücksichtigung von (3.4) und (3.19)

$$\gamma_{i,r} = \mathbf{b}_{i,r}^1 \frac{\sum_j \mathbf{A}_j^i + \mathbf{E}^i - \sum_{r \in \mathcal{A}} \mathbf{T}_{r\mathcal{D}}^i}{\sum_j \mathbf{A}_j^i + \mathbf{E}^i}. \quad (3.24)$$

Die Parameter $\gamma_{i,r}$ stellen also in diesem Fall die mit den regionalen Anteilen der Lohneinkommen gewichteten Anteile am im Inland produzierten Anteil der heimischen Nachfrage dar. Diese Größe könnte einen Ansatzpunkt darstellen, regionale Wohlfahrtseffekte der Handelsintegration zu berechnen, wie es in Arkolakis et al. (2012) beschrieben ist.

Die Parameter ζ_s^i , $s \in \mathcal{A}$, ergeben sich zudem durch Einsetzen von (3.23) und $q_s^i = \left(\sum_{r \in \mathcal{D}} \gamma_{i,r}\right)^{\frac{1}{1-\sigma_i}}$ in (3.5), d. h. durch

$$\zeta_s^i \left(\frac{\sum_j \mathbf{A}_j^i + \mathbf{E}^i - \sum_{r \in \mathcal{A}} \mathbf{T}_{r\mathcal{D}}^i}{\sum_j \mathbf{A}_j^i + \mathbf{E}^i} \right)^{\frac{1-\lambda^i}{1-\sigma_i}} = \mathbf{t}_s^i \mathbf{T}_{\mathcal{D}\mathcal{A}}^i. \quad (3.25)$$

Zur Vollständigkeit lassen sich die Parameter der Faktormärkte, ψ_r , ξ_r^1 und ξ_r^2 , zudem bestimmen über

$$(\psi_r)^{\frac{1}{\chi_{w:v}}} = \mathbf{v}_r, \quad (3.26)$$

$$\frac{1}{1 - \mathbf{v}_r} \sum_i \mathbf{b}_{i,r}^1 \mathbf{B}_i^1 = \xi_r^1, \quad (3.27)$$

$$\xi_r^2 = \sum_i \mathbf{b}_{i,r}^1 \mathbf{B}_i^2. \quad (3.28)$$

3.2 Kalibrierung der Parameter der regionalen Einkommensumverteilung und der Elastizitäten

Die Werte für die Parameter der regionalen Einkommensumverteilung gemäß der Gleichung (2.26), ϕ und ν_s , und die Werte der zu kalibrierenden Elastizitäten ω_1 , ω_2 , ω_3 , ω_4 , λ^i , σ_i , η_i , $\chi_{P:w}$ und $\chi_{w:v}$ können bzw. müssen unabhängig vom Benchmark-Datensatz bestimmt werden.

Die Elastizitäten werden aus anderen Studien übernommen. Gemäß Hillberry & Hummels (2013), S. 1220, sollten solche Parameterschätzwerte gewählt werden, die im Rahmen einer Fragestellung ökonometrisch geschätzt worden sind, die möglichst ähnlich zu derjenigen ist, die im Modell simuliert werden soll. Da zum Großteil die Parameter anhand von Daten der USA geschätzt worden sind, nehme ich im Folgenden an, dass die geschätzten Elastizitäten sich zwischen entwickelten Ländern kaum unterscheiden und somit auch das Verhalten der Wirtschaftssubjekte in Deutschland abbilden können.

3.2.1 Kalibrierung der Parameter der regionalen Einkommensumverteilung

Der Anteil des regional umzuverteilenden Einkommens, ϕ . Dieser sei

$$\phi = \max \left(\frac{Y_1 - E_1}{Y_1}, \dots, \frac{Y_D - E_D}{Y_D} \right), \quad (3.29)$$

wobei E_s die regionalen Endproduktausgaben und Y_s die regionale BWS sind. Es gilt, dass $\sum_s E_s = \sum_i E^i$ und $\sum_s Y_s = \sum_j \sum_f B_j^f$. D. h., dieser Parameter entspricht dem Anteil der nicht in der Region ausgegebenen BWS an der BWS derjenigen Region, bei der dieser am größten ist. Dadurch wird abgebildet, dass die Regionen mit kleineren, bzw. sogar negativen, Anteilen regional umverteiltes Einkommen erhalten.

Die Verteilungsparameter des regional umzuverteilenden Einkommens und des Leistungsbilanzsaldos, ν_s . Die Parameter ν_s , $\sum_s \nu_s = 1$, sind die Anteile, mit denen gemäß (2.26) die regional umzuverteilende BWS, $\phi \sum_{t \in \mathcal{D}} Y_t$, abzüglich des Leistungsbilanzsaldos K , der Volkswirtschaft auf die Regionen verteilt wird.

Sie betragen gemäß (2.26)

$$\nu_s = \frac{(1 - \phi) Y_s - E_s}{(1 - \phi) \sum_s Y_s - \sum_s E_s}, \quad (3.30)$$

so dass $\sum_s \nu_s = 1$. Für diejenige Region mit dem größten Anteil des regional umzuverteilenden Einkommens ergibt sich in Verbindung mit (3.29) $\nu_s = 0$.

3.2.2 Die Substitutionselastizitäten der Einheitskostenfunktion und der Ausgabenfunktion

Von den Substitutionselastizitäten der Einheitskostenfunktion (2.2), ω_1 , ω_2 und ω_3 , bildet ω_1 die Substituierbarkeit zwischen der Gesamtheit der Inputgüter und der Gesamtheit der Produktionsfaktoren ab, d. h. zwischen eingekaufter Vorleistung und eigener BWS, ω_2 die Substituierbarkeit zwischen den Inputgütern ab und ω_3 die Substituierbarkeit zwischen den Produktionsfaktoren ab. Die Substitutionselastizität der Ausgabenfunktion pro Nutzeneinheit (2.26), ω_4 , bildet die Substituierbarkeit zwischen den Endprodukten ab.

In der Studie von Atalay (2017) werden ω_1 und ω_2 im Rahmen der Fragestellung, welches Ausmaß sektorale makroökonomische Schocks unter Berücksichtigung der Input-Output-Verflechtungen auf gesamtwirtschaftliche Konjunkturschwankungen haben, anhand US-amerikanischer Daten des Zeitraums 1997-2013 geschätzt. Betrachtet wird ein Panel von 30 Sektoren des Nordamerikanischen Industrie-Klassifikationssystems (NAICS), welche kompatibel zu denjenigen der in Deutschland verwendeten Klassifikation der Wirtschaftszweige (WZ) sind. Die Nesting-Struktur von Atalay (2017) gleicht derjenigen aus Abbildung 2.1. Die gemeinsame Schätzung der Parameter ω_1 und ω_2 in einer log-linearisierten Version von Gleichung (2.3), unter Verwendung von Instrumentvariablen, ergibt einen Wert für ω_1 von 0.88.

Einen anderen Ansatz wählen Oberfield & Raval (2014). Die Autoren schätzen, unter Verwendung von Instrumentvariablen, die Elastizität anhand von Firmendaten aus dem Jahr 1997 der USA. Betrachtet werden Firmen aus 19 Sektoren des NAICS. Die Schätzung des Parameters anhand einer Nachfragefunktion an dem entsprechenden Knoten der Nesting-Struktur ergibt laut Oberfield & Raval (2014), S. 19, einen Wert für ω_1 von 0.63.

Unter Berücksichtigung des in der Studie von Rotemberg & Woodford (1996)

in einem dynamischen makroökonomischen Modell kalibrierten Wertes von 0.7,² wähle ich $\omega_1 = 0.75$.

Für ω_2 ergibt die Schätzung von Atalay (2017), S. 265, einen statistisch insignifikanten negativen Wert. Da sich Werte bis 0.2 im 90-prozentigen Konfidenzintervall befinden, wähle ich, wie Atalay (2017) in seiner weiteren Analyse, $\omega_2 = 0.1$.

Hauptaugenmerk der Studie von Oberfield & Raval (2014) liegt auf der Schätzung von ω_3 . In den folgenden Studien wird ω_3 als Substitutionselastizität zwischen Kapital und Arbeit aufgefasst. Die Autoren schätzen, unter Verwendung von Instrumentvariablen, sektorspezifische Elastizitäten anhand der oben genannten Firmendaten. Bei der Aggregation dieser zu einer gesamtwirtschaftlichen Elastizität berücksichtigen die Autoren, dass Firmen hinsichtlich der Arbeitsintensitäten heterogen sind. Dies impliziert, dass, wenn sich ein Faktorpreisverhältnis ändert, die aggregierte Elastizität neben der Substitution innerhalb von Firmen auch eine Substitution zwischen Firmen widerspiegelt und darüber hinaus eine Substitution zwischen Sektoren widerspiegelt. Laut Oberfield & Raval (2014), S. 2 und S. 9, führt ein relativer Preisanstieg eines Faktors, z. B. Arbeit, innerhalb einer Firma zu einer Substitution in Richtung des anderen Faktors oder des Input-Güterbündels und innerhalb eines Sektors zu einer Substitution in Richtung Firmen, die weniger arbeitsintensiv oder weniger faktorintensiv produzieren, und innerhalb der Gesamtwirtschaft ebenfalls zu einer Substitution in Richtung Sektoren, die weniger arbeitsintensiv oder faktorintensiv produzieren. Zudem substituieren laut Oberfield & Raval (2014), S. 6, die Haushalte in Richtung der Güter dieser Sektoren, die durch das geänderte Faktorpreisverhältnis einen relativen Preisvorteil erreichen. Die so aggregierte Substitutionselastizität zwischen Kapital und Arbeit, die neben den involvierten Substitutionselastizitäten von den entsprechenden Kostenanteilen und einem Firmenheterogenitätsparameter abhängt, beträgt 0.71, während ein Großteil der zugrundegelegten geschätzten sektorspezifischen Elastizitäten zwischen 0.4 und 0.7 liegt.

Schätzungen anhand von Zeitreihendaten zu 35 US-amerikanischen Sektoren der mit dem NAICS vergleichbaren Standard-Industrie-Klassifikation (SIC) über den Zeitraum 1960-2005 finden sich in der Studie von Young (2013). Insbesondere

²Siehe Dawkins et al. (2001) für eine Beschreibung dieser Kalibrierungs-Methode.

wird ein Gleichungssystem bestehend aus einer um faktorvermehrenden technischen Fortschritt erweiterten Produktionsfunktion und den zugehörigen Gewinnmaximumbedingungen geschätzt. Der Mittelwert der 35 Schätzergebnisse beträgt 0.7, wobei zwei Drittel der Schätzwerte zwischen 0.4 und 0.8 liegen.

In einem ähnlichen Schätzansatz ermitteln Herrendorf et al. (2015) mit gesamtwirtschaftlichen Daten des Zeitraums 1947-2010 einen Wert von 0.8.

Indem in den Zeitreihendaten längerfristige Intervalle betrachtet werden, versuchen Chirinko et al. (2011) mit ihrer Schätzmethode die Eigenschaft der Elastizität als langfristiges Verhalten abbildenden Parameter zu berücksichtigen. Ihre Schätzgleichung ergibt sich als Anpassung an einen gewinnmaximalen Kapitalstock unter der Aufwendung von Kapitalnutzungskosten. Sie schätzen eine Substitutionselastizität in Höhe von 0.4.

Einen Überblick über verschiedene makroökonomische Schätzmethoden und die große Anzahl an Schätzergebnissen der gesamtwirtschaftlichen Substitutionselastizität zwischen Kapital und Arbeit gibt Chirinko (2008). Er kommt zu dem Ergebnis, dass der Parameter zwischen 0.4 und 0.6 liegt.

In Anbetracht der Ergebnisse wähle ich $\omega_3 = 0.6$.

Die Substitutionselastizität der Ausgabenfunktion, ω_4 , wird von Herrendorf et al. (2013) im Rahmen der Fragestellung, inwiefern der Strukturwandel in den USA haushaltsnachfrageseitig getrieben ist, als Substitutionselastizität zwischen den Kategorien Agrargüter, Industriegüter und Dienstleistungen geschätzt. Sie erhalten mit jährlichen Daten zu den jeweiligen Ausgabenanteilen des Zeitraums 1947-2010 einen Wert in Höhe von 0.89. Es ist zu erwarten, dass dieser Parameterwert aufgrund besserer Substituierbarkeit umso höher ist, je kleiner die Güterkategorien sind.

Ich wähle daher $\omega_4 = 1$, so dass die CES-Ausgabenfunktion die Form einer Cobb-Douglas-Funktion erhält und Preisänderungen keinen Einfluss auf die Höhe der Ausgaben für die Güter haben.

3.2.3 Die Elastizitäten der Handelsströme

Hierunter fallen die nachfrageseitigen Elastizitäten σ_i und λ^i und die angebotsseitigen Elastizitäten η_i .³

3.2.3.1 Nachfrageseitige Elastizitäten der Handelsströme

Die Substitutionselastizität σ_i ist zugleich Nachfrageelastizität und die Nachfrageelastizität λ^i kann aufgrund der Überlegungen am Ende des Unterabschnitts 2.3.1.4 ebenfalls als Substitutionselastizität aufgefasst werden. Die Parameter σ_i und λ^i unterscheiden sich darin, dass σ_i die Preiselastizität der Nachfrage der heimischen Regionen nach den Gütern aus den Regionen $r \in \mathcal{R}$ und diejenige der ausländischen Handelspartner nach den Gütern der Regionen $r \in \mathcal{D}$ ist, während λ^i die Preiselastizität der Nachfrage der ausländischen Handelspartner nach den Gütern aus der gesamten Volkswirtschaft \mathcal{D} ist.

In manchen Handelsmodellen, wie z. B. dem von Feenstra et al. (2018), wird laut Hillberry & Hummels (2013) unterschieden zwischen einer im Regelfall niedrigeren Substitutionselastizität zwischen in der heimischen Volkswirtschaft und im Ausland hergestellten Gütern und einer im Regelfall höheren Substitutionselastizität zwischen den verschiedenen Ländern, aus denen importiert wird. Hierdurch soll eine schlechtere Substituierbarkeit aufgrund von Handelshemmnissen abgebildet werden, die sich beim Überschreiten einer Ländergrenze ergeben. Dieses ließe sich durch eine entsprechende Nesting-Struktur in Gleichung (2.10) unseres Modells implementieren, in der an einem oberen Knoten zwischen heimischen und ausländischen Produkten unterschieden wird und an den beiden unteren Knoten zwischen den verschiedenen heimischen Regionen und zwischen den verschiedenen ausländischen Handelspartnern. Feenstra et al. (2018) schätzen die beiden, von den Autoren als Mikro- und Makroelastizitäten bezeichneten, Substitutionselastizitäten mit tatsächlichen und simulierten Daten zu Importen der USA für 98

³Wie bereits im Abschnitt 2.3 angedeutet, sind für unsere Simulation die konkreten Werte der beiden letzteren irrelevant. Ich kalibriere diese Parameter an dieser Stelle trotzdem, um in dem kalibrierten Modell etwaige andere, in dieser Arbeit jedoch nicht behandelte, Fragestellungen analysieren zu können, wie z. B. die Auswirkungen eines Handelskostenrückgangs, der sich in den Preisen niederschlägt.

Güter und testen, ob die Makro- tatsächlich kleiner als die Mikroelastizitäten sind. Der Median der geschätzten 98 Mikroelastizitäten ist 3.22. Die Makroelastizität ist für ein Drittel der 98 Güter signifikant kleiner als die Mikroelastizität.

Alternativ zu einer Differenzierung zwischen Mikro- und Makroelastizität kann auch eine einheitliche Elastizität verwendet werden. Die unterschiedlichen Substituierbarkeiten aufgrund der angesprochenen Handelshemmnisse werden in dem Fall laut Feenstra et al. (2018), S. 135, anhand von Handelskosten abgebildet, die bei Gütern, die aus dem Ausland stammen, *ceteris paribus* höher sind als bei denjenigen, die aus dem Inland kommen. Diesen Ansatz verfolge ich weiter. D. h., ich nehme auch an, dass sich die Mikroelastizitäten nicht anhand des Handelspartners unterscheiden. Demzufolge unterscheidet sich auch die Substitutionselastizität von Gütern aus verschiedenen Regionen nicht von derjenigen von Gütern aus verschiedenen Ländern. Ein Grund hierfür ist die fehlende Verfügbarkeit von Daten zu Importen Deutschlands auf regionaler Ebene, mit denen die erstgenannte Elastizität geschätzt werden könnte. Und es unterscheidet sich die Substitutionselastizität in \mathcal{D} zwischen Gütern aus Regionen des eigenen Landes nicht von der Substitutionselastizität in $s \in \mathcal{A}$ zwischen Gütern aus Regionen eines anderen Landes. Demzufolge ist in den Handelsgleichungen unseres Modells die Substitutionselastizität von Gütern aus den Regionen $r \in \mathcal{D}$ in den Ländern $r \in \mathcal{A}$ identisch zu derjenigen von Gütern aus den Regionen $r \in \mathcal{R}$ in den heimischen Regionen $r \in \mathcal{D}$.

Die Elastizität der Nachfrage der ausländischen Handelspartner nach den Gütern aus der gesamten Volkswirtschaft \mathcal{D} , λ^i , spiegelt näherungsweise den Grad der Substituierbarkeit dieser durch Güter aus anderen Ländern wider. Auch diese unterscheidet sich dann nicht von σ_i , die den Grad der Substituierbarkeit zwischen Gütern aus verschiedenen Ländern und heimischen Regionen in \mathcal{D} widerspiegelt.

Hillberry & Hummels (2013) stellen die verschiedenen Ansätze zur Schätzung der Substitutions- bzw. Nachfrageelastizität von Handelsströmen vor. Elastizitäten werden durch exogene Variation der Preise konsistent geschätzt. Diese kann mit exogenen Preisschocks oder mit Hilfe von Instrumentvariablen gewonnenen werden oder durch beobachtbare Handelskosten, insbesondere durch Zölle, erzeugt werden.

Bei der Methode von Feenstra (1994) werden die Angebots- und die Nachfragefunktionen gemeinsam geschätzt und die den Markt treffenden Preisschocks der Angebots- oder Nachfrageseite zugeordnet, so dass die jeweiligen Elastizitäten identifiziert werden können. Hillberry & Hummels (2013), S. 1234 ff., bieten eine anschauliche Darstellung dieser Methode. Broda & Weinstein (2006) schätzen mit einer Weiterentwicklung dieser Methode die Substitutionselastizitäten für mehrere Tausend Produkte und für zusammengefasste Produktkategorien mit Daten zu Importen der USA des Zeitraums 1990-2001. Bei der Wahl der Gliederungstiefe der Produktkategorie muss zwischen einer genauen Zuordnung und realistischen Werten der Elastizitäten abgewogen werden. Der Mittelwert der Elastizitäten von sehr eng abgegrenzten Produkten, die gut innerhalb eines Wirtschaftszweigs substituierbar sind, könnte sich laut Broda & Weinstein (2006), S. 567, stark von der Elastizität des Produktes eines ganzen Wirtschaftszweigs unterscheiden. Der Mittelwert der Substitutionselastizitäten der 2708 Güter der 5-stelligen Standard-Internationaler-Handel-Klassifikation (SITC) beträgt 12.47 und der Mittelwert der 256 Güter der 3-stelligen SITC beträgt 4.01.

Von Caliendo & Parro (2015) werden die Elastizitäten anhand des Handels-Gravitationsmodells geschätzt, indem alle symmetrischen Handelskosten in der Gravitationsgleichung herausgekürzt werden, so dass die Elastizitäten anhand des Effektes geschätzt werden können, den die asymmetrischen Zölle auf die Handelsströme haben. Die Autoren schätzen eine aggregierte Elastizität in Höhe von 4.49 und Elastizitäten für Sektoren der Internationalen SIC (ISIC Rev. 3), die unseren Sektoren entsprechen, im Bereich von 0.39 bis 64.85, mit dem Mittelwert 9.49. Diese liegen laut Caliendo & Parro (2015), S. 18, im Bereich von in anderen Studien geschätzten Elastizitäten. Auch Aichele et al. (2014) und Hummels (2001) schätzen die Elastizitäten anhand des Handels-Gravitationsmodells. Im Unterschied zu Caliendo & Parro (2015) kürzen sie die symmetrischen Handelskosten nicht heraus. Aichele et al. (2014), S. 12, wählen Instrumentvariablen zur Erzeugung exogener Variation in den symmetrischen Handelskosten. Die Autoren schätzen Elastizitäten für 17 Sektoren des Global Trade Analysis Project (GTAP) im Bereich von 1.48 bis 20.07, mit dem Mittelwert 7.02. Hummels (2001) berücksichtigt neben den Importzöllen beobachtbare Frachtkostenraten, mit denen er die exoge-

ne Variation der Preise gewinnt. Diese umfassen allerdings im besten Fall nur die tatsächlichen Transportkosten der gehandelten Güter, nicht jedoch die gesamten Handelskosten, welche auch das Handelsvolumen beeinflussen. Dessen Schätzungen liefern laut der dortigen Tabelle 4 in Hummels (2001), S. 21, Elastizitäten, die für 56 Güter der SITC signifikant positiv sind und die zwischen 1.41 und 11.02 liegen, mit dem Mittelwert 5.70. Diese sind methodisch mit denen aus Aichele et al. (2014) vergleichbar.

Im Rahmen der im folgenden Abschnitt 3.3 beschriebenen Gravitationsregression schätze ich alle bilateralen Bestimmungsgründe der Höhe der Handelsströme anhand des Handelskostenterms $(\tau_{rs}^i)^{-\sigma_i}$ der Modellgleichungen (2.16) und (2.17), welcher keine exogenen bilateralen Präferenzparameter enthält. Hillberry et al. (2005) fassen diese Parameter als nicht durch das Modell erklärte und als zu minimierende Residuen bei der Erklärung von bilateralen Handelsströmen in CGE-Modellen auf. Im Extremfall lässt sich laut den Autoren durch die Wahl der σ_i die Variation der wertmäßigen Anteile, den die Güter der Regionen $r \in \mathcal{A}$ an der Nachfrage in $s = \mathcal{D}$ haben, ausschließlich durch bilaterale Preisunterschiede, die sich auf die Handelskosten zurückführen lassen, und nicht durch exogene bilaterale Präferenzparameter erklären. Laut Hillberry et al. (2005), S. 976, kalibrieren sie die σ_i so, dass die Summe der quadrierten Abweichungen der tatsächlichen wertmäßigen Anteile, den die Güter der Regionen $r \in \mathcal{A}$ an der Nachfrage in $s = \mathcal{D}$ haben, von denjenigen Anteilen, die sich ergeben, wenn die Preise nicht durch Handelskosten verzerrt wären, gleich der Variation der tatsächlichen wertmäßigen Anteile ist. Dieses ist vergleichbar mit einem Bestimmtheitsmaß in Höhe von 1, wenn die genannte Summe der quadrierten Abweichungen als die durch Handelskostenunterschiede erklärte Variation, die im Zähler des Bestimmtheitsmaßes steht, aufgefasst wird und die genannte Variation der tatsächlichen wertmäßigen Anteile im Nenner steht. Die Handelskosten bilden die Autoren durch unterschiedliche bilaterale Frachtkostenraten und Importzölle der USA ab. Die Autoren kommen zu dem Ergebnis, dass Werte für σ_i notwendig sind, die im Ergebnis höher sind als diejenigen aus Caliendo & Parro (2015) oder Aichele et al. (2014), damit die starke Variation dieser wertmäßigen Anteile ausschließlich durch

die Preisunterschiede abgebildet wird.⁴ Die Autoren kalibrieren Elastizitäten σ_i für 41 Sektoren des GTAP im Bereich von 2.81 bis 40.10, mit dem Mittelwert 16.93.

Um der Empfehlung von Hillberry & Hummels (2013) zu folgen, solche Parameterschätzwerte zu wählen, die im Rahmen einer Fragestellung ermittelt worden sind, die möglichst ähnlich zu derjenigen ist, die simuliert werden soll, wähle ich für σ_i die Elastizitäten aus Hillberry et al. (2005).⁵ Auch in unserem Modell sind die einzigen bilateralen Terme der Gravitationsregression die noch zu schätzenden Handelskostenterme $(\tau_{rs}^i)^{-\sigma_i}$, die keine bilateralen Präferenzparameter enthalten.

3.2.3.2 Angebotsseitige Elastizitäten der Handelsströme

Die Importangebotselastizität η_i ausländischer Produkte für \mathcal{D} kann aus Sicht der nach \mathcal{D} exportierenden Länder auch als Exportelastizität bezeichnet werden. Ein Land $r \in \mathcal{A}$ kann sein produziertes Gut zu einem Exportgut transformieren und dieses wiederum zu Exportgütern für verschiedene Zielländer, einschließlich \mathcal{D} , transformieren. Eine konstante Transformationselastizität zwischen Gütern mit verschiedenen Zielländern kann aus dessen Sicht als Exportangebotselastizität aufgefasst werden. Schätzergebnisse zur Transformationselastizität zwischen Gütern des Landes $r \in \mathcal{A}$, die entweder im Inland oder im Ausland verkauft werden, finden sich in Hillberry & Hummels (2013), S. 1250. Wird die Elastizität als Importangebotselastizität aus Sicht von \mathcal{D} aufgefasst, bildet diese den Grad ab, zu dem das Land durch Verschiebungen seiner Nachfrage den Preis beeinflussen kann, den $r \in \mathcal{A}$ erhält. Je größer η_i , umso schwächer wird laut Hillberry & Hummels

⁴Es kann allerdings nicht ausgeschlossen werden, dass die Ursache für diese höheren Werte darin liegt, dass die bilaterale Variation der Handelskosten nur durch Variation der Frachtkostenraten und Importzölle erzeugt wird, siehe Hillberry et al. (2005), S. 981.

⁵Die Werte der Elastizitäten σ_i finden sich in der letzten Spalte der Tabelle 4.2. Diesen sind in der vorletzten Spalte der Tabelle die geschätzten Elastizitäten aus Aichele et al. (2014) gegenübergestellt. Da für den Energiesektor und die Dienstleistungssektoren anhand von Zöllen keine Werte geschätzt werden können, wähle ich in der vorletzten Spalte für diese Sektoren Mittelwerte der von Broda & Weinstein (2006) geschätzten Elastizitäten. Je größer σ_i , umso stärker sind kleine Preisänderungen mit großen Mengenänderungen verbunden. Die Elastizitäten der zwei bzw. drei Quellen unterscheiden sich erheblich voneinander, was die noch ungelöste Schwierigkeit verdeutlicht, anhand verschiedener Ansätze auf eine allgemeingültige Größenordnung der tatsächlichen Substitutionselastizitäten zu schließen.

(2013), S. 1252, dieser durch die Nachfrage in \mathcal{D} beeinflusst, d. h., umso kleiner ist die Macht, die \mathcal{D} als Importeur besitzt, die Terms-of-Trade zu beeinflussen. Im Extremfall wäre das Land \mathcal{D} so klein, dass es die Angebotspreise $p_{i,r}$, $r \in \mathcal{A}$, nicht beeinflusst. Broda et al. (2008) und Romalis (2007) zeigen, dass die Annahme eines vollkommen elastischen Importangebots, d. h. $\eta_i \rightarrow \infty$, weder für die USA noch für eines ihrer untersuchten Nicht-Mitglieder der Welthandelsorganisation (WTO) zutrifft. Romalis (2007), S. 422, identifiziert die Angebotselastizität anhand von Verschiebungen der Nachfrage der USA nach Gütern verschiedener Handelspartner. Er schätzt anhand von Importen der USA der meistdetaillierten Produktkategorie eine Angebotselastizität in Höhe von 2.2. Im Durchschnitt von 15 Schwellenländern schätzen Broda et al. (2008) einen erstaunlicherweise niedrigeren Wert in Höhe von 0.6. Aufgrund fehlender Verfügbarkeit von Werten für Deutschland wähle ich den Wert $\eta_i = 1.5$ für alle Güter.

3.2.4 Die Elastizitäten des Arbeitsmarktes

Damit die endogenen Arbeitslosenquoten $v_r < 1$ sind, muss gewährleistet sein, dass in Gleichung (2.28) die Parameter ψ_r stets kleiner als die endogenen Löhne w_r^1 sind. Dieser Parameter ist umso größer, je größer der Betrag der Elastizität des regionalen Lohns bezüglich der regionalen Arbeitslosenquote, $\chi_{w:v} > 0$, ist, so dass dieses durch die Wahl eines hinreichend großen $\chi_{w:v}$ erreicht werden kann. Der Betrag dieser Elastizität wird in vielen Studien im Rahmen der Literatur zur sogenannten Lohnkurve geschätzt. Baltagi & Blien (1998) finden anhand von Daten zu westdeutschen Beschäftigten aus 142 Arbeitsmarktregionen des Zeitraums 1981-1990 einen Wert von 0.07. Unter Berücksichtigung einer Lohndynamik schätzen Baltagi et al. (2009) anhand von Daten zu westdeutschen Beschäftigten aus 326 Kreisen des Zeitraums 1980-2004 einen Wert von 0.016 in der kurzen Frist und von 0.037 in der langen Frist. Laut Baltagi et al. (2009), S. 48 ff., variieren die Werte aus verschiedenen Studien zwischen 0.01 und 0.1, wobei diese obere Grenze mit dem von Blanchflower und Oswald als Daumenregel bezeichneten Wert übereinstimmt. Ich wähle den Wert $\chi_{w:v} = 0.08$.

Für die Lohnelastizität des Arbeitskräfteangebots, im Folgenden als Arbeits-

angebotselastizität bezeichnet, $\chi_{P:w}$, wähle ich den Wert aus Evers et al. (2005). Die Autoren erhalten in einer Meta-Analyse von 239 Schätzungen aus westlichen Industrieländern einen durchschnittlichen Wert von 0.24. Sie zeigen, dass es keine signifikanten Unterschiede zwischen den Ländern gibt, bzw., dass auch die deutsche Elastizität nicht signifikant von diesem Wert abweicht. D. h., ich wähle den Wert $\chi_{P:w} = 0.24$. Alternativ können wir einen Wert $\chi_{P:w} = 0$ annehmen, damit sich die durch variierende Import- und Exportwerte induzierten Arbeitsnachfrageverschiebungen auf dem Arbeitsmarkt komplett in Lohnänderungen niederschlagen.

3.3 Kalibrierung der Handelskostenfaktoren

Zuletzt müssen noch die Handelskostenfaktoren kalibriert werden. Die Handelskostenfaktoren τ_{rs}^i spiegeln alle Handelshemmnisse wider, die zwischen den Handelspartnern r und s auftreten, wenn das Gut i von r nach s verbracht wird. Bei Abwesenheit jeglicher Handelshemmnisse betragen diese $\tau_{rs}^i = 1$.

Diese Handelskosten enthalten nicht nur diejenigen Handelshemmnisse, die sich in einer Differenz zwischen dem Preis einschließlich der Transportkosten, Versicherung und Fracht (CIF) eines gehandelten Gutes im Importhafen und dem Preis frei an Bord (FOB) im Exporthafen niederschlagen, sondern auch solche, die sich in der gehandelten Menge des Gutes niederschlagen. Alle Handelshemmnisse werden anhand eines nicht direkt beobachtbaren Zolläquivalents bemessen. Die zu bestimmenden τ_{rs}^i lassen sich somit nur anhand von Handelsdaten schätzen, was das Ziel dieses Abschnitts ist.

Gemäß (2.16), (2.17) und der Tabelle 2.1 ist die Stärke eines Handelsstroms zweier Regionen oder Länder multiplikativ durch das Angebotspotenzial des exportierenden Partners, $\exp(b_r^i)$, das Nachfragepotenzial des importierenden Partners, $\exp(c_s^i)$, und den Handelskostenterm $(\tau_{rs}^i)^{-\sigma_i}$ bestimmt. Tatsächlich beobachtete Handelsdaten \mathbf{t}_{rs}^i ergeben sich durch Hinzufügen eines additiven Fehlerterms ε_{rs}^i zu dieser multiplikativen Beziehung. Zur Schätzung dieses Zusammenhangs in Form der Gravitationsregression ziehen wir weitere Handelspaare r,s hinzu, indem $r = \mathcal{D}$ oder $r \in \mathcal{A}$ und $s = \mathcal{D}$ oder $s \in \mathcal{A}$, $r \neq s$.

Um die Höhe der Handelskostenfaktoren τ_{rs}^i zu bestimmen, wird laut Bosker & Garretsen (2010), S. 202, eine Handelskostenfunktion spezifiziert, die einen funktionalen Zusammenhang zwischen verschiedenen bilateralen Kostenfaktoren beschreibt. Da in den im Folgenden beschriebenen Schätzungen die Kostenfaktoren, die spezifisch für das importierende Land und spezifisch für das exportierende Land sind, aufgrund der Aufnahme von entsprechenden fixen Effekten in die Schätzgleichung, nicht identifiziert werden können, bzw. müssen, werden diese nicht als Teil der Handelskostenfunktion betrachtet.

Die Literatur unterscheidet laut Bosker & Garretsen (2010) zwischen Funktionen, in denen die verschiedenen Kostenkomponenten multiplikativ eingehen, und solchen, in denen sie additiv eingehen. Ich nehme im Folgenden eine multiplikative Funktion an.⁶

Die Ausprägungen verschiedener bilateraler Handelshemmnisse zwischen zwei Regionen r und s sind zusammengefasst in einem Zeilenvektor $\mathbf{Z}_{rs}^{(Barr.)}$. Die Handelskostenfunktion laute

$$\tau_{rs}^i = \exp(\mathbf{Z}_{rs}^{(Barr.)} \varphi_i) \approx \prod_k \left(1 + \varphi_i^{(k)} Z_{rs}^{(k)}\right), \quad (3.31)$$

wobei φ_i ein Vektor mit entsprechender Länge ist, dessen Elemente $\varphi_i^{(k)}$ zu schätzende Koeffizienten der Handelshemmnisse $Z_{rs}^{(k)}$ sind. Die Approximation $1 + x \approx \exp x$ gilt für $x \rightarrow 0$.

Die Schätzgleichung der Gravitationsregression lautet somit

$$\mathbf{t}_{rs}^i = \exp\left(b_r^i + c_s^i + \mathbf{Z}_{rs}^{(Barr.)} \rho_i^{(Barr.)}\right) + \varepsilon_{rs}^i. \quad (3.32)$$

Anhand der Elemente des in der Gravitationsregression zu schätzenden Koeffizientenvektors $\rho_i^{(Barr.)} = -\sigma_i \varphi_i$ des Vektors der Handelshemmnisse, $\mathbf{Z}_{rs}^{(Barr.)}$, lassen sich, bei gegebenen σ_i , die Koeffizienten φ_i der Handelskostenfaktoren (3.31) ermitteln. Die Angebots- und Nachfragepotenziale $\exp(b_r^i)$ und $\exp(c_s^i)$ bilden wir

⁶Die multiplikative Funktion hat laut Hummels (2001), S. 18, gegenüber der additiven Funktion $\tau_{rs}^i = 1 + \mathbf{Z}_{rs}^{(Barr.)} \varphi_i$ den Vorteil, dass die Schätzung ihrer Koeffizienten unkomplizierter ist, und den Nachteil, dass die marginalen Effekte einzelner Handelshemmnisse von den anderen Handelshemmnissen abhängen.

mit einer Regressionskonstanten und regionsspezifischen Dummy-Variablen ab. Die beobachtbaren oder unbeobachtbaren fixen Effekte, die das Land r als Exporteur hat, einschließlich des Angebotspotenzials, und die das Land s als Importeur hat, einschließlich des Nachfragepotenzials, werden mit Dummy-Variablen abgebildet, deren Anzahl jeweils der Anzahl der Länder abzüglich 1 entspricht.⁷

Alle Handelshemmnisse, die von der geografischen Distanz abhängen oder mit ihr korrelieren, werden durch distanzabhängige Handelskosten abgebildet. Hierunter fallen auch Handelskosten, die nicht direkt messbar sind, wie z. B. Kommunikationskosten, Informationskosten oder institutionelle Barrieren durch unterschiedliche Produktstandards aufgrund der Abwesenheit eines Freihandelsabkommens oder geringere Verflechtungen aufgrund der Abwesenheit einer gemeinsamen Grenze. Freihandelsabkommen sind ebenfalls mit der Distanz korreliert, da sie in den meisten Fällen zwischen benachbarten Handelspartnern abgeschlossen werden, die aufgrund ihrer geringen Distanz zueinander einen hohen Handelsstrom aufweisen. Da für die Kalibrierung der τ_{rs}^i nur die absolute Höhe der Gesamtheit der bilateralen Handelskosten⁸ von Belang ist, bilde ich alle distanzabhängigen Handelskosten mit einer Distanzfunktion ab, die den Zusammenhang zwischen der Distanz und den Handelskosten parameterisiert und welche anhand der Gravitationsgleichung geschätzt wird.

⁷Die Spezifikation mit fixen Effekten vermeidet weitere strukturelle Annahmen bezüglich des Angebots- und Nachfragepotenzials und ist laut Head & Mayer (2014), S. 151, die Standardwahl. Siehe z. B. Bröcker (1984, 1988) für erste Anwendungen dieser Spezifikation. Da das Angebots- und Nachfragepotenzial, von Anderson & van Wincoop (2003) als multilateral resistance terms bezeichnet, auch von den Handelshemmnissen abhängen, geben $\rho_i^{(Barr.)}$ strenggenommen nur dann die marginalen Effekte der Handelshemmnisse auf die Handelsströme an, wenn das Modell unbeschränkt ist oder die bilateralen Handelsströme jeweils nur einen kleinen Anteil an den gesamten Exporten und Importen der Länder haben. Durch die Verwendung des Poisson-Quasi-Maximum-Likelihood (PQML)-Schätzers in der Spezifikation mit fixen Effekten ist jedoch gewährleistet, dass die Koeffizienten $\rho_i^{(Barr.)}$ konsistent geschätzt werden, auch wenn die multilateral resistance terms von den Handelshemmnissen abhängen, wie Bröcker (1988), S. 22 ff., und Fally (2015), S. 79, zeigen.

Die Simulationsergebnisse von Egger & Staub (2016) zeigen, dass ein durch die Berücksichtigung der Dummy-Variablen möglicherweise entstehendes sogenanntes Incidental-Parameter-Problem, auf das die Autoren hinweisen, sich lediglich in der Schätzung der Varianz der Schätzergebnisse niederschlägt, während die Schätzergebnisse laut Egger & Staub (2016), S. 160, selbst nicht verzerrt sind.

⁸Der isolierte Effekt von Freihandelsabkommen kann z. B. gemäß Baier & Bergstrand (2007) anhand von Zeitreihendaten konsistent geschätzt werden.

Ein weiteres distanzunabhängiges Handelshemmnis im Vektor $\mathbf{Z}_{rs}^{(Barr.)}$ sind kulturelle Unterschiede, die sich an Sprachbarrieren oder der Abwesenheit einer historischen kolonialen Beziehung festmachen lassen.

3.3.1 Daten für die Schätzung der Handelskostenfaktoren

3.3.1.1 Spezifikation von distanzabhängigen Handelskosten

Der Zusammenhang zwischen der geografischen Distanz d_{rs} und deren Handelskosten kann durch eine Distanzfunktion $z(d_{rs})$ abgebildet werden, welche eines, $k = z$, der Elemente von $\mathbf{Z}_{rs}^{(Barr.)}$ ist.

Die Form der Distanzfunktion trifft eine Aussage über die Höhe der zusätzlichen Handelskosten einer weiteren Entfernungseinheit, z.B. eines Kilometers (km). Während z. B. die Treibstoffkosten für den Transport eines Containers pro km mit einem Transportmittel konstant sind, sind diese auf einer Route von r nach s , auf der das Transportmittel gewechselt wird, bereits nicht mehr konstant. Da auf längeren Routen ein größerer Teil der Route auf dem Seeweg zurückgelegt wird als auf kürzeren Routen, sollten die zusätzlichen Kosten jedes weiteren km, im Folgenden Grenzkosten genannt, mit der Distanz abnehmen.⁹ Ein auf längeren Routen evtl. häufigeres Umladen zwischen verschiedenen Transportmitteln und damit verbundenen häufiger anfallenden und auch, z. B. aufgrund von größeren Kommunikationsschwierigkeiten, höheren administrativen Kosten führt hingegen zu tendenziell zunehmenden Grenzkosten.

Um dieses abzubilden berechne und verwende ich Distanzen $z_{rs} = z(d_{rs})$ zwischen allen r und s , die denjenigen einer Route entsprechen, auf der kostenminimal zwischen Transportmitteln mit jeweils unterschiedlich hohen Grenzkosten gewählt wird. Der durchschnittliche Zusammenhang zwischen d_{rs} und z_{rs} ist hierbei, wie im Folgenden zu sehen ist, eine konkave Funktion, die somit abnehmende Grenzkosten widerspiegelt.

Die Distanz z_{rs} vom Handelspartner r zum Handelspartner s berechne ich als eine hypothetisch ausschließlich auf dem Landweg zurückgelegte Distanz, die fracht-

⁹Zudem werden auf längeren Routen tendenziell größere Schiffe eingesetzt als auf kürzeren Routen, was ebenfalls laut Hummels (2001), S. 11, zu abnehmenden Grenzkosten führt.

kostenäquivalent zu einer tatsächlichen günstigsten Distanz über Land und See zwischen r und s ist. Die grundlegende Vorgehensweise folgt derjenigen von Bröcker (1984), S. 112 ff.

Die günstigste Distanz über Land und See von r nach s ist das bevölkerungsgewichtete Mittel der Distanzen der günstigsten Wege zwischen den Städten der beiden Handelspartner. Die günstigsten Wege zwischen den Städten berechne ich in einem gerichteten Graphen, der aus 6218 Knoten besteht. Diese sind zum einen die Hauptstädte von allen 207 Ländern, \mathcal{C} , die in der Handelsstatistik erfasst werden, alle weiteren Städte mit über 100 000 Einwohnern, alle weiteren Städte der Europäischen Union (EU) mit über 50 000 Einwohnern und alle weiteren Kreisstädte und kreisfreien Städte Deutschlands.¹⁰ Zum anderen sind dies 468 Häfen, über die alle Städte erreicht werden können. Die Häfen bestehen grafisch jeweils aus zwei Knoten um die Frachtkosten abzubilden, die innerhalb des Hafens anfallen, insbesondere die Umschlagkosten pro Container. Im Folgenden werden diese beiden Knoten als Hafen Landseite und Hafen Seeseite bezeichnet. Die Distanzen zwischen den Knoten stammen aus den folgenden Quellen.

Die Matrix der Distanzen über Land zwischen den Städten und zwischen den Städten und der Landseite der Häfen enthält die Distanzen der mit Kraftfahrzeugen gemäß eines Routenplaners zurückgelegten kürzesten Wege in km.¹¹

Die Matrix der Distanzen zwischen den Seeseiten der Häfen enthält die Längen der Schiffsrouten im Seeverkehr in km.¹²

Die Werte dieser Seedistanzen werden durch die Relation $\frac{1.723\text{Euro/km}}{0.237\text{Euro/km}} = 7.27$ geteilt, um die niedrigeren Frachtkosten eines 40-Fuß-Containers auf dem Seeweg im Vergleich zu den Kosten auf dem Landweg abzubilden.¹³

Der Vektor der Distanzen zwischen Land- und Seeseite der Häfen enthält die

¹⁰Die Liste der Städte stammt aus der frei zugänglichen geografischen Datenbank GeoNames, siehe <https://www.geonames.org/>.

¹¹Mein Dank geht an Waldemar Beimer für die Hilfe bei der Erstellung der Matrix mit der Open Source Routing Machine (OSRM), siehe <http://project-osrm.org/>.

¹²Die Distanzen zwischen 414 wichtigen Häfen sind von Lóránt Tavasszy dankenswerterweise bereitgestellt worden, siehe Tavasszy et al. (2011), ergänzt um von dem Unternehmen AtoBviaC Ltd, siehe <https://atobviaconline.com/>, bereitgestellte Distanzen einzelner Verbindungen aus den BP Shipping Marine Distance Tables zu den restlichen Häfen.

¹³Die Werte sind entsprechende Grenzkosten eines km und stammen aus Limão & Venables (2001), S. 455.

Werte $\frac{155\text{Euro}}{1.723\text{Euro/km}} = 90\text{ km}$, um die Umschlagkosten eines Containers im Hafen im Vergleich zu seinen Frachtkosten auf dem Landweg zwischen Städten abzubilden.¹⁴

Die Distanzen zwischen den übrigen Knoten werden unendlich hoch gesetzt.

In dem mit den genannten Distanzen bewerteten Graphen berechne ich die kürzesten Wege zwischen den 5282 Städten mit dem D'Esopo-Pape-Algorithmus. Der kürzeste Weg ist somit derjenige Weg über Land und See mit den niedrigsten Frachtkosten. Dieser verläuft im Normalfall entweder entlang der Knoten [Stadt in r]→[Stadt in s] oder entlang der Knoten [Stadt in r]→[Hafen Landseite]→[Hafen Seeseite]→[Hafen Seeseite]→[Hafen Landseite]→[Stadt in s].¹⁵

Die so ermittelten durchschnittlichen Distanzen zwischen den Handelspartnern r und s , z_{rs} , sind in 1000 Land-km-Äquivalenten gemessen, d. h. entsprechen der Distanz über den Landweg, die frachtkostenäquivalent zur Distanz der günstigsten Route über Land und See ist. Sie bilden im Vergleich zu durchschnittlichen Luftliniendistanzen die Erreichbarkeit realitätsnäher ab. Je weiter die Handelspartner voneinander entfernt sind, desto günstiger wird der Seeweg im Vergleich zum Landweg. Im Vergleich zur Luftliniendistanz ist die Distanz zwischen Ländern, deren Weg zum großen Teil über See führt, relativ geringer als diejenige zwischen Ländern, deren Weg zum großen Teil über Land führt.

Dieses lässt sich in Abbildung 3.1 veranschaulichen, in der alle Luftliniendistanzen zwischen 207 Ländern, d_{rs} , logarithmiert, gegen die entsprechenden auf günstigsten Routen basierenden Distanzen, z_{rs} , ebenfalls logarithmiert, abgetragen sind.¹⁶

¹⁴Die durchschnittlichen Umschlagkosten von 155 Euro eines 40-Fuß-Containers stammen aus Hackett (2009).

¹⁵Falls eine entlegene Stadt nicht über einen der wichtigen Häfen direkt erreicht werden kann, wird der Container in weiteren Häfen umgeschlagen.

¹⁶Die günstigste Route ist diejenige zwischen Belgien und den Niederlanden, die ungünstigste diejenige zwischen Kirgisistan und Uruguay. Von Frankfurt am Main ist die ungünstigste Route diejenige zur russischen Insel Sachalin, nördlich von Japan gelegen, gefolgt von denjenigen zu einer Stadt auf der chinesischen Insel Hainan, einer Stadt in Ostsibirien und einer Stadt in Alaska. Die größten relativen Diskrepanzen zwischen der Luftlinie und der günstigsten Route bestehen einerseits bei der Strecke von Papua-Neuguinea nach St. Helena, die fast komplett auf dem günstigen Seeweg zurückgelegt wird, und andererseits bei der Strecke von Dschibuti in den Jemen, die komplett auf dem ungünstigen Landweg zurückgelegt wird. Deutschlands ungünstigste Route ist diejenige nach Kirgisistan.

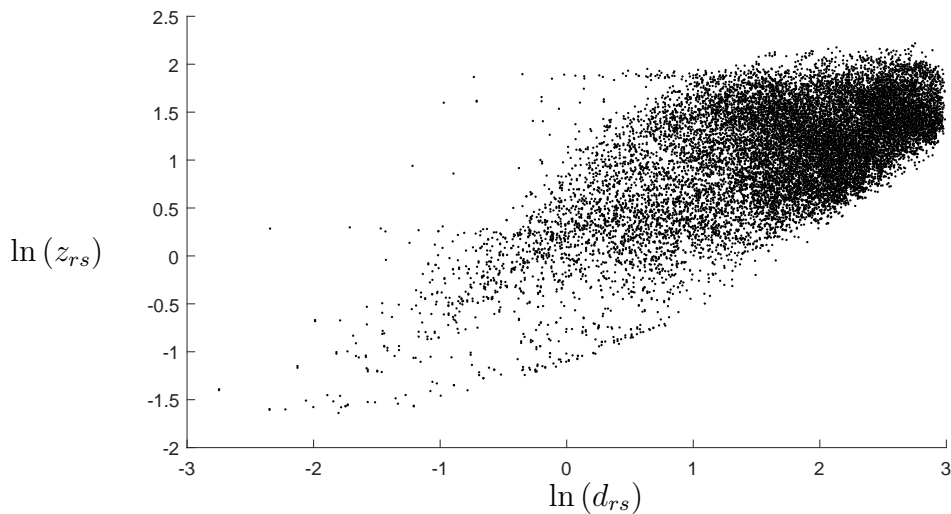


Abbildung 3.1: Zusammenhang zwischen Luftliniendistanzen d_{rs} und Distanzen, die auf günstigsten Routen basieren, z_{rs} , jeweils gemessen in Tsd. km

Die mit der gewöhnlichen Kleinst-Quadrate (OLS)-Methode geschätzte Regressionsgerade lautet $\ln(z_{rs}) = 0.3703 + 0.4082 \ln(d_{rs})$. Der Steigungskoeffizient kleiner als 1 bestätigt die Vermutung, dass die Grenzkosten bezüglich der Distanz abnehmend sind.

Das niedrige Bestimmtheitsmaß dieser Regression in Höhe von 0.38 spricht gegen die Verwendung einer Distanzfunktion z. B. der Form $z(d_{rs}) = (d_{rs})^\rho$. Diese wird z. B. von Hummels (2001) gewählt und deren formgebender Parameter ρ wird anhand von Handelsdaten und Frachtkostendaten geschätzt. Die Schätzwerte dieses Parameters von Hummels (2001), Tabelle 5, über 56 Produktkategorien streuen sehr stark zwischen -1.12 und 3.39 um ihren Mittelwert von 0.49 . Zudem kann Hummels (2001), S. 12, anhand von Frachtkostendaten keine eindeutige funktionale Form zwischen der Distanz und den Frachtkosten ermitteln. Einen im Mittel ähnlich hohen Wert in Höhe von 0.58 schätzen Bröcker et al. (2010), S. 802.

Wie gezeigt, bilden meine auf günstigsten Routen basierenden Distanzen z_{rs} bezüglich der Luftliniendistanz abnehmende Grenzkosten ab. Diese Grenzkosten umfassen allerdings nur reine Transportkosten und keine weiteren Handelskosten, wie z. B. solche, die sich aufgrund von Kommunikationsschwierigkeiten ergeben.

Ich erlaube deshalb im Folgenden, dass die Gesamtheit aller Handelskosten, bemessen als τ_{rs}^i , abnehmende Grenzkosten bezüglich der Distanzen z_{rs} aufweist. Hierzu schätze ich den formgebenden Parameter ϖ eines Terms $(z_{rs})^\varpi$ in der Regressionsgleichung des Gravitationsmodells (3.32).

3.3.1.2 Daten für weitere Handelshemmnisse

Ein weiteres Handelshemmnis, das distanzunabhängig ist, sind kulturelle Unterschiede, die sich z. B. an Sprachbarrieren oder der Abwesenheit einer historischen kolonialen Beziehung festmachen lassen. Das Vorliegen von kulturellen Unterschieden wird mit einer Dummy-Variablen $Z_{rs}^{(lang)}$ abgebildet, die den Wert 1 annimmt, wenn nicht mindestens 9 Prozent der Bevölkerung die gleiche Sprache sprechen. Diese Dummy-Variable stammt aus der in Mayer & Zignago (2011) beschriebenen GeoDist-Datenbank des Centre d'Études Prospectives et d'Informations Internationales (CEPII).

3.3.1.3 Daten der Handelsströme

Als Handelspartner werden im Folgenden die 207 Länder betrachtet, die in den Handelsstatistiken in Erscheinung treten. Die Distanzen z_{rs} zwischen diesen Ländern bilde ich als bevölkerungsgewichtete Mittel der Distanzen zwischen den Städten ab.

Die für die Gravitationsschätzung benötigten Handelsströme des Gutes i eines Jahres, t_{rs}^i , von Land r nach Land s , $r \neq s$, enthalten bilaterale Import- und Exportwerte in Mio. US-Dollar zu den 207 Ländern, \mathcal{C} .

Die Daten für die Jahre 2001 bis 2014 stammen aus der Datenbank der Vereinten Nationen (UN) Comtrade.

Die Handelsströme können sowohl vom Importeur als auch vom Exporteur berichtet worden sein. Wenn ein Handelsstrom sowohl vom Importeur als auch vom Exporteur berichtet worden ist, wähle ich den berichteten Wert des Importeurs, der annahmegemäß verlässlicher ist. Ich treffe diese Entscheidung anhand von Handelsströmen zu disaggregierten Produkten der 4-stelligen SITC. Dies hat den Nachteil, dass bei der Aggregation zu Produktkategorien berichtete Werte von

Importeuren und von Exporteuren addiert werden, die zu unterschiedlichen Preisen bewertet sind. Der Vorteil ist, dass so viele Werte wie möglich in der jeweiligen aggregierten Produktkategorie berücksichtigt sind.¹⁷

Wenn weder der Importeur noch der Exporteur einen Handelsstrom berichtet, wird ein Handelsstrom in Höhe von null, im Folgenden Null-Handelsstrom genannt, angenommen. Die Tabelle 3.3 zeigt für das Jahr 2014 den Anteil der

Tabelle 3.3: Deskriptive Statistiken der totalen und produktspezifischen Handelsströme des Jahres 2014 in Mio. US-Dollar

Indizes ^a	Produkt ^b	Anteil der Null-Handelsströme	Mittelwert der $\mathbf{t}_{rs}^i > 0$	σ_i^c	σ_i^d
	Total	39.7%	665	7.11	18.40
1	Landwirtschaft	66.1%	38	2.86	15.07
2+6+17	Bergbau, Öl, Energie	75.6%	250	16.54	20.21
3	Nahrungsmittel	59.5%	60	3.14	12.34
4	Textilien	58.3%	52	4.69	19.27
5	Papier, Holz	59.2%	54	4.38	13.75
7	Chemie	64.0%	86	11.21	19.77
8	Pharmazeutika	74.5%	53	11.21	19.77
9+10	Kunststoffwaren	61.2%	41	10.58	18.89
11+12	Metallwaren	73.4%	96	9.18	27.10
13	Elektronik	56.4%	164	4.32	15.92
14	Maschinenbau	60.3%	91	7.19	22.38
15+16	Fahrzeuge	66.4%	129	1.48	15.35

^aDiese Produktindizes entsprechen denjenigen Indizes $i \in \mathcal{I}$ der Tabelle 4.2.

^bIch verwende im Folgenden abgekürzte Produktnamen. Siehe Tabelle 4.2 für die vollständigen Bezeichnungen.

^cDiese sind mit den Handelsvolumina Deutschlands gewichtete Durchschnitte der Elastizitäten der vorletzten Spalte aus Tabelle 4.2.

^dDiese sind mit den Handelsvolumina Deutschlands gewichtete Durchschnitte der Elastizitäten der letzten Spalte aus Tabelle 4.2.

Null-Handelsströme an allen $207^2 - 207 = 42642$ Werten für die im folgenden

¹⁷Die Daten sind anhand verschiedener Entsprechungstabellen, die auf dem Klassifikationsserver RAMON von Eurostat zu finden sind, zu den Produkten $i \in \mathcal{I}$ aggregiert. Mein Dank geht an Sheida Nobakht für die Unterstützung bei der Erstellung dieses Datensatzes.

für die Schätzungen verwendeten Produktkategorien. Für die Quantifizierung der deutschen Handelskostenfaktoren τ_{rs}^i verwende ich Schätzergebnisse aus Schätzungen, in denen die Handelsströme zwischen nicht-europäischen Ländern nicht berücksichtigt sind. Der Grund hierfür ist, dass das Ziel der Schätzung eine Quantifizierung der Handelskosten Deutschlands ist und ich vermute, dass der Handel zwischen nicht-europäischen Ländern untereinander aufgrund ihrer geografischen Lage zu einem anderen Grad von den Distanzen abhängt als dieses beim Handel der europäischen Länder der Fall ist. Insbesondere könnte sich bei nicht-europäischen Ländern der Anteil der günstiger über den Seeweg erreichbaren Handelspartner von demjenigen bei europäischen Ländern unterscheiden, und somit auch der Effekt der Distanzen z_{rs} , die dieses berücksichtigen. Durch die Nichtberücksichtigung nicht-europäischen Handels reduziert sich die Anzahl der beobachteten Handelsströme pro Gut von 42642 auf 13572.

3.3.2 Schätzung der Koeffizienten und des formgebenden Parameters der Handelskostenfaktoren mit der Poisson-Quasi-Maximum-Likelihood-Methode

Um die Transportkostenfaktoren τ_{rs}^i zu quantifizieren, schätze ich im Folgenden, neben der Regressionskonstanten und den Koeffizienten der Dummy-Variablen, zum einen den Koeffizientenvektor $\rho_i^{(Barr.)} = \left(\rho_i^{(z)}, \rho_i^{(lang)} \right)^\top$ und zum anderen einen formgebenden Parameter ϖ_i des Terms $Z_{rs}^{(z)} = (z_{rs})^{\varpi_i}$ in der Regressionsgleichung des Gravitationsmodells (3.32).

Diese Gleichung lautet zur Wiederholung

$$\mathbf{t}_{rs}^i = \exp \left(b_r^i + c_s^i + \rho_i^{(z)} (z_{rs})^{\varpi_i} + \rho_i^{(lang)} Z_{rs}^{(lang)} \right) + \varepsilon_{rs}^i. \quad (3.33)$$

Sie entspricht der Form

$$\mathbf{T}_{rs}^i = \mu_{rs}^i + \varepsilon_{rs}^i = \mathbb{E} [\mathbf{T}_{rs}^i | \mathbf{Z}_{rs}] + \varepsilon_{rs}^i, \quad (3.34)$$

wobei $\mu_{rs}^i = \mu(\mathbf{Z}_{rs}, \rho_i, \varpi_i)$ die Funktion des bedingten Erwartungswerts (CEF),

\mathbf{Z}_{rs} ein $(1 \times K)$ -Zeilenvektor der Matrix \mathbf{Z} der exogenen Regressoren und der beobachtete Handelsstrom \mathbf{t}_{rs}^i eine Realisation der Zufallsvariablen \mathbf{T}_{rs}^i ist. Alle Koeffizienten außer ϖ_i sind im Koeffizientenvektor ρ_i zusammengefasst.

Bröcker (1984) schlägt vor, den Koeffizientenvektor¹⁸ ρ , bei gegebenem ϖ , des Gravitationsmodells (3.33) mit der Poisson-Quasi-Maximum-Likelihood (PQML)-Methode gemäß Wedderburn (1974) zu schätzen. Diese Methode erweist sich laut Manning & Mullahy (2001) oder Santos Silva & Tenreyro (2006) in mehrerer Hinsicht als vorteilhafter gegenüber der Schätzung mit der OLS-Methode nach vorangegangener Log-Linearisierung des Modells (3.33). Im Gegensatz zur OLS-Methode ermöglicht sie insbesondere zum einen die Einbeziehung der Null-Handelsströme $\mathbf{t}_{rs} = 0$ und zum anderen eine unverzerrte Schätzung auch bei Vorliegen von Heteroskedastizität.

Unter der Annahme (3.34), d. h. unter korrekter Spezifikation der CEF $E[\mathbf{T}_{rs}|\mathbf{Z}_{rs}] = \mu_{rs}$, ist die PQML-Methode gemäß Wooldridge (2010), S. 727, konsistent. Zudem ist gemäß Gourieroux et al. (1984), S. 689, oder Wooldridge (2010), S. 730, die Methode effizient unter der Annahme, dass die zugrundeliegende Verteilung durch die Form ihrer Varianzfunktion, bei der PQML-Methode der Form $\text{var}[\mathbf{T}_{rs}|\mathbf{Z}_{rs}] = V[\mu_{rs}] = \phi\mu_{rs}$, vollständig spezifiziert ist. Dieses ist in der Klasse der Verteilungen der linearen Exponentialfamilie der Fall, so dass unter der korrekten Spezifikation der Varianzfunktion die PQML-Methode innerhalb der linearen Exponentialfamilie effizient ist. Santos Silva & Tenreyro (2011) zeigen anhand von Simulationen, dass die PQML-Methode auch bei Vorliegen einer großen Anzahl von Null-Handelsströmen relativ robust gegen verschiedene Formen der Heteroskedastizität ist.¹⁹

¹⁸In diesem Unterabschnitt unterdrücke ich den Produktindex i zwecks Übersichtlichkeit.

¹⁹Die zentrale Annahme für die Effizienz der PQML-Methode ist, dass das Verhältnis zwischen der Varianz und dem Erwartungswert (VMR) eines Handelsstroms beobachtungsunabhängig, bzw. konstant, ist, d. h. $\text{var}[\mathbf{T}_{rs}|\mathbf{Z}_{rs}] = \phi E[\mathbf{T}_{rs}|\mathbf{Z}_{rs}]$. Im Fall eines konstanten Verhältnisses zwischen Standardabweichung und Erwartungswert, d. h. $\text{var}[\mathbf{T}_{rs}|\mathbf{Z}_{rs}] = \phi E[\mathbf{T}_{rs}|\mathbf{Z}_{rs}]^2$, bietet sich die Gamma-Quasi-Maximum-Likelihood (GQML)-Methode an. Die Monte-Carlo-Simulationsergebnisse von Santos Silva & Tenreyro (2011) zeigen, dass die Schätzergebnisse der PQML-Methode zum Teil stärker verzerrt sind als diejenigen der GQML-Methode, wenn der zugrundeliegende datengenerierende Prozess zu einer Varianz führt, die von der Annahme $\text{var}[\mathbf{T}_{rs}|\mathbf{Z}_{rs}] = \phi E[\mathbf{T}_{rs}|\mathbf{Z}_{rs}]$ abweicht. Sie testen insbesondere die Varianzen $\text{var}[\mathbf{T}_{rs}|\mathbf{Z}_{rs}] = 3 \cdot E[\mathbf{T}_{rs}|\mathbf{Z}_{rs}] + 10 \cdot E[\mathbf{T}_{rs}|\mathbf{Z}_{rs}]^2$ und $\text{var}[\mathbf{T}_{rs}|\mathbf{Z}_{rs}] =$

Die PQML-Schätzgleichung ergibt sich aus der Poisson-Quasi-Likelihood (PQL)-Funktion

$$\begin{aligned} \mathcal{Q}(\rho, \varpi; \mathbf{t}, \mathbf{Z}, \phi) &= \sum_{rs} \int^{\mu_{rs}} \frac{\mathbf{t}_{rs} - m_{rs}}{\phi m_{rs}} dm_{rs} \\ &= \frac{1}{\phi} \sum_{rs} (\mathbf{t}_{rs} \ln(\mu_{rs}) - \mu_{rs}) + c. \end{aligned} \quad (3.35)$$

Der Vektor \mathbf{t} enthält die Elemente \mathbf{t}_{rs} und $\mathbf{0}$ ist im Folgenden ein Nullvektor entsprechender Länge.

Der PQML-Schätzer ergibt sich dann als Maximum der PQL-Funktion bezüglich des Vektors ρ und des formgebenden Parameters ϖ des Terms $(z_{rs})^\varpi$.

$$\begin{aligned} \frac{\partial \mathcal{Q}}{\partial \rho} &= \sum_{rs} \frac{\partial \mathcal{Q}}{\partial \mu_{rs}} \frac{\partial \mu_{rs}}{\partial \rho} = \sum_{rs} (\mathbf{t}_{rs} - \mu_{rs}) \mathbf{Z}_{rs}^\top = \mathbf{0}, \\ \frac{\partial \mathcal{Q}}{\partial \varpi} &= \sum_{rs} \frac{\partial \mathcal{Q}}{\partial \mu_{rs}} \frac{\partial \mu_{rs}}{\partial \varpi} = \sum_{rs} (\mathbf{t}_{rs} - \mu_{rs}) (z_{rs})^\varpi \ln(z_{rs}) = \mathbf{0}, \end{aligned} \quad (3.36)$$

wobei an dieser Stelle $Z_{rs}^{(z)} = (z_{rs})^\varpi$ anstelle von z_{rs} eines der Elemente von \mathbf{Z}_{rs} ist.

Ich löse die Gleichungen (3.36) schrittweise, indem ich in jeder Iteration ϖ als gegeben annehme. Bei gegebenem ϖ besteht ein linearer Zusammenhang zwischen den Regressoren in der Exponentialfunktion in (3.33), so dass das Modell als generalisiertes lineares Modell (GLM) z. B. gemäß McCullagh & Nelder (1989) geschätzt werden kann. Die Regressoren $(z_{rs})^\varpi$ und $(z_{rs})^\varpi \ln(z_{rs})$ an der Stelle

$3 \cdot E[\mathbf{T}_{rs} | \mathbf{Z}_{rs}] + 30 \cdot E[\mathbf{T}_{rs} | \mathbf{Z}_{rs}]^2$. Die Autoren votieren in ihrer Schlussfolgerung für die Verwendung des PQML-Schätzers, da dieser in all ihren simulierten Fällen eine relativ geringe Verzerrung und einen relativ geringen Standardfehler aufweist. Daraus, dass bei alternativen Varianzannahmen Schätzergebnisse der GQML-Methode eine geringere Verzerrung und einen geringeren Standardfehler als die PQML-Methode aufweisen, würde ich hingegen auch schlussfolgern, dass bei endlicher Stichprobengröße die Verwendung der PQML-Methode nicht unabhängig von der zugrundeliegenden Varianz des Handelsstroms sein sollte. Auf diesen Punkt gehe ich im folgenden Unterabschnitt 3.3.3 genauer ein.

Head & Mayer (2014), S. 175 ff., gelangen anhand ihrer Monte-Carlo-Simulationen zu einer ähnlichen Schlussfolgerung. Anstatt die PQML-Methode als uneingeschränkt einsetzbare Standardmethode anzusehen, solle sie sich im konkreten Fall einem Robustheitscheck unterziehen.

$\varpi = \varpi_{(0)}$ ergeben sich aus der Linearisierung des Terms $(z_{rs})^{\varpi}$ der Gleichung (3.36) an der Stelle $\varpi = \varpi_{(0)}$, d. h. $(z_{rs})^{\varpi} \approx (z_{rs})^{\varpi_{(0)}} + (\varpi - \varpi_{(0)}) (z_{rs})^{\varpi_{(0)}} \ln(z_{rs})$. Hierbei folge ich McCullagh & Nelder (1989), S. 379 f. Ersetzen wir somit den Term $\rho^{(z)} (z_{rs})^{\varpi}$ durch seine lineare Approximation, so werden bei einem gegebenen Startwert $\varpi_{(0)}$ u. a. die beiden Koeffizienten $\rho^{(z)}$ und $\rho^{(z)} (\varpi - \varpi_{(0)})$ geschätzt. Mit diesen Schätzwerten erhält man einen neuen Wert $\varpi_{(1)} = \frac{\rho^{(z)} (\varpi - \varpi_{(0)})}{\rho^{(z)}} + \varpi_{(0)}$, mit dem weiter iteriert wird bis sich ϖ numerisch nicht mehr ändert.

Ein geschätzter Wert von ϖ nahe null spräche für die Verwendung des Terms $\ln(z_{rs})$,²⁰ der dem Spezialfall $\varpi = 0$ der allgemeinen Form $(z_{rs})^{\varpi}$ entspricht.²¹ Dessen Koeffizient $\varphi^{(z)}$ erlaubt laut Hummels (2001), S. 19, jedoch nur eine Aussage darüber, wie groß der marginale Effekt einer Erhöhung der Distanz auf die Handelskosten ist, nicht jedoch eine zusätzliche Aussage darüber, wie hoch das Niveau der Handelskosten ist.²²

3.3.2.1 Schätzergebnisse der Gravitationsregression mit totalen Handelsströmen

Im Folgenden sind die Ergebnisse jährlicher Schätzungen mit Daten zu den totalen Handelsströmen $\mathbf{t}_{rs} = \sum_i \mathbf{t}_{rs}^i$ über die Jahre 2001 bis 2014 dargestellt. Im folgenden Unterabschnitt gehe ich auf die produktspezifischen Schätzergebnisse ein.

²⁰Der damit verbundene Handelskostenfaktor $\tau_{rs} = \exp(\varphi^{(z)} \ln(z_{rs})) = (z_{rs})^{\varphi^{(z)}}$ hat die Form einer Potenzfunktion, welche laut Bosker & Garretsen (2010), S. 204, in der empirischen Literatur die Standardwahl ist.

²¹Der Wert $\varpi = 1$ erzeugt hingegen eine bezüglich z_{rs} lineare Distanzfunktion, deren Handelskosten $\exp(\varphi^{(z)} z_{rs})$ konvex bezüglich der Distanz z_{rs} sind, so dass diese Funktion keine abnehmenden Grenzkosten bezüglich z_{rs} abbildet. McCann (2005) beurteilt diese Exponentialfunktion kritisch.

²²Die Autoren Anderson & van Wincoop (2004), S. 710, gehen auf die Debatte ein, ob der mit $\ln(z_{rs})$ verbundene Handelskostenfaktor $\tau_{rs} = (z_{rs})^{\varphi^{(z)}}$ oder der mit $(z_{rs})^{\varpi}$ verbundene Handelskostenfaktor $\tau_{rs} = \exp(\varphi^{(z)} (z_{rs})^{\varpi}) \approx 1 + \varphi^{(z)} (z_{rs})^{\varpi}$ die angemessene Spezifikation für die distanzabhängigen Handelskosten ist.

Für das Jahr 2014 lauten die geschätzten bilateralen Handelskostenterme

$$(\tau_{rs})^{-\sigma} = \exp(\rho^{(z)} (z_{rs})^{\varpi} + \rho^{(lang)} Z_{rs}^{(lang)}) = \exp(-2.114 (z_{rs})^{0.763} - 0.309 Z_{rs}^{(lang)}). \quad (3.37)$$

Der Wert des formgebenden Parameters ϖ kleiner als eins impliziert, dass die gesamten Handelskosten abnehmende Grenzkosten bezüglich der Distanzen z_{rs} , die in Tsd. Land-km-Äquivalenten gemessen sind, aufweisen. Führt man alternativ die Gravitationsregression mit Luftliniendistanzen d_{rs} durch, ergibt sich ein wesentlich kleinerer Schätzwert eines entsprechenden Parameters in Höhe von $\varrho = 0.288$. Der im Unterabschnitt 3.3.1.1 geschätzte Exponent des Zusammenhangs zwischen z_{rs} und d_{rs} ,

$$z_{rs} = 1.448 \cdot d_{rs}^{0.408}, \quad (3.38)$$

entspricht ungefähr dem Verhältnis $\frac{\varrho}{\varpi} = 0.38$. Abbildung 3.2 zeigt, dass die ge-

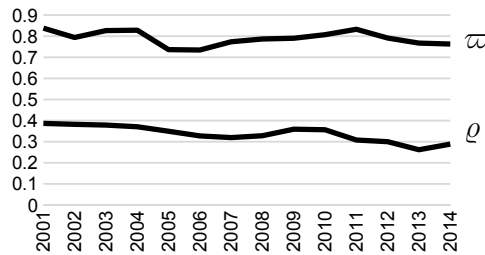


Abbildung 3.2: Entwicklung der formgebenden Parameter ϖ und ϱ der Distanzfunktionen $(z_{rs})^{\varpi}$ und $(d_{rs})^{\varrho}$ über die Zeit

schätzten Werte des Parameters ϖ des Terms $(z_{rs})^{\varpi}$ über die Zeit ungefähr um den Wert $\varpi = 0.763$ des Jahres 2014 schwanken, während bei einer Schätzung mit Luftliniendistanzen der Parameter ϱ eines Terms $(d_{rs})^{\varrho}$ über die Zeit leicht gesunken ist.

Der Wert des Koeffizienten $\rho^{(z)}$ in Verbindung mit $\varpi < 1$ impliziert, dass die mit einer Distanz von 100 Land-km-Äquivalenten verbundenen Handelshemmnisse den Handel jeweils um einen niedrigeren Prozentsatz senken, je länger die Distanz ist. Auf der längsten Distanz senken beispielsweise diejenigen der ersten

100 Land-km-Äquivalente den Handel um 31% und die der letzten 100 Land-km-Äquivalente den Handel um 10%.

Darüber hinaus senkt die Tatsache, dass nicht die gleiche Sprache gesprochen wird, den Handel um $1 - \exp(\rho^{(lang)}) = 26.5\%$.

Je nach Verwendung von z_{rs} oder d_{rs} unterscheiden sich die geschätzten Koeffizientenvektoren ρ in ihrer Entwicklung über die Zeit ebenfalls. Wie in Abbildung 3.3 zu erkennen ist, sinkt der Koeffizient der Luftliniendistanzen, $\rho^{(d)}$, über die

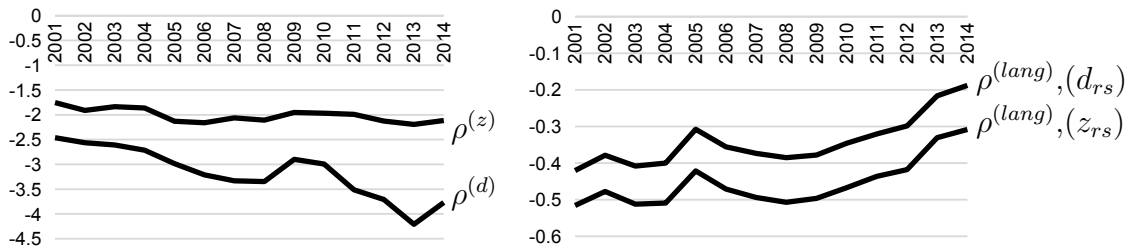


Abbildung 3.3: Entwicklung der Koeffizienten $\rho^{(z)}$, $\rho^{(d)}$ und $\rho^{(lang)}$ bei Verwendung von z_{rs} bzw. d_{rs} über die Zeit

Zeit. In geringerem Ausmaß ist dieses auch bei unseren Distanzen z_{rs} der Fall. Auf der anderen Seite steigen die Koeffizienten $\rho^{(lang)}, (d_{rs})$ und $\rho^{(lang)}, (z_{rs})$ in den Schätzungen mit den jeweiligen Distanzen, was einen Rückgang der hiermit verbundenen Handelshemmnisse in diesem Zeitraum impliziert.

In Abbildung 3.4 ist die gesamte Entwicklung der geschätzten bilateralen Handelskostenterme $(\tau_{rs})^{-\sigma} = \exp(\rho^{(z)}(z_{rs})^{\varpi} + \rho^{(lang)})$ über die Zeit bei verschiedenen Distanzen z_{rs} dargestellt, die somit die Entwicklungen in den Abbildungen 3.2 und 3.3 zusammenfasst. Für die drei beispielhaften Distanzen $z_{rs} = 0.1$, $z_{rs} = 1$ und $z_{rs} = 5$ stellt die untere Kurve jeweils die Entwicklung dieser Terme dar. Auf der kurzen Distanz sind die Terme über die Zeit gestiegen, was einen Rückgang der bilateralen Handelskosten über die Zeit impliziert. Auf den höheren Distanzen ist das Gegenteil der Fall. Die obere Kurve stellt jeweils die Terme $\exp(\rho^{(z)}(z_{rs})^{\varpi})$, d. h. nur die distanzabhängigen Teile der Handelskostenterme, über die Zeit dar. Diese fallen in allen drei Fällen stärker als die $(\tau_{rs})^{-\sigma}$, was einerseits impliziert, dass die distanzabhängigen bilateralen Handelskosten gestiegen sind und andererseits impliziert, dass die Handelskosten, die sich aus kulturellen Unterschieden

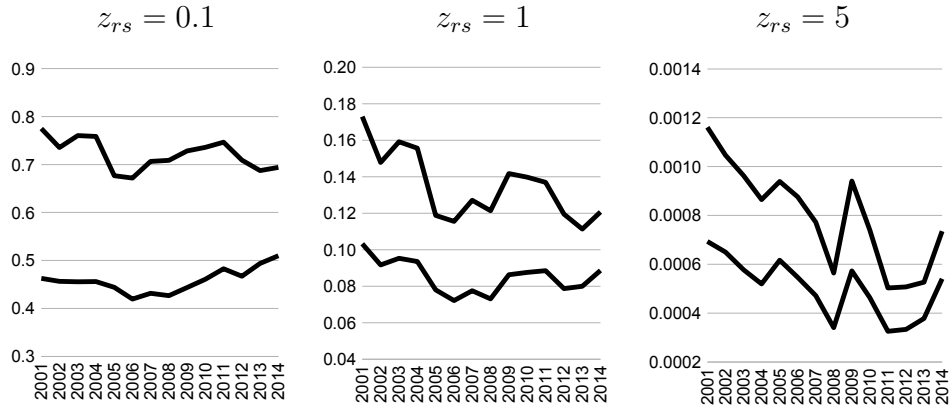


Abbildung 3.4: Entwicklung von $(\tau_{rs})^{-\sigma} = \exp(\rho^{(z)}(z_{rs})^{\varpi} + \rho^{(lang)})$ in den unteren Kurven und von $\exp(\rho^{(z)}(z_{rs})^{\varpi})$ in den oberen Kurven über die Zeit, beispielhaft für $z_{rs} = 0.1$, $z_{rs} = 1$ und $z_{rs} = 5$

ergeben und anhand von Sprachhemmnissen gemessen sind, über die Zeit gesunken sind.

Für verschiedene beispielhafte Distanzen ergeben sich daraus die in Tabelle 3.4 aufgelisteten Handelshemmnisse $(\tau_{rs})^{-\sigma}$. Bilaterale Handelshemmnisse führen

Tabelle 3.4: Geschätzte Handelskostenfaktoren beispielhafter Distanzen

	z_{rs}	$(\tau_{rs})^{-\sigma}$	τ_{rs} $\sigma = 7.11^a$	τ_{rs} $\sigma = 18.40^b$
Deutschland–Niederlande	0.486	0.2170	1.24	1.09
Deutschland–Neuseeland	3.695	0.0024	2.34	1.39
Deutschland–Kirgisistan	5.897	0.0002	3.30	1.59
Hamburg–Kiel	0.123	0.6522	1.06	1.02
Hamburg–München	0.830	0.1598	1.29	1.10

^aDiese Elastizität ist der gewichtete Durchschnitt der Werte aus Aichele et al. (2014), siehe Tabelle 3.3.

^bDiese Elastizität ist der gewichtete Durchschnitt der Werte aus Hillberry et al. (2005), siehe Tabelle 3.3.

dazu, dass Deutschland ceteris paribus zu den am günstigsten zu erreichenden Niederlanden einen ungefähr 1000-fach so großen Handelsstrom aufweist wie zu

dem am ungünstigsten zu erreichenden Kirgisistan. Die Route nach Neuseeland ist ebenfalls günstiger als die nach Kirgisistan und impliziert einen 10-fach so großen Handelsstrom. Entsprechend beträgt aufgrund von bilateralen Handelshemmnissen der Handelsstrom zwischen Hamburg und München *ceteris paribus* nur ungefähr ein Viertel desjenigen zwischen Hamburg und Kiel. Hierbei nehme ich an, dass der Zusammenhang (3.37) sowohl für inter- als auch intranationale Handelsströme gilt.

Die letzten beiden Spalten der Tabelle 3.4 enthalten die Handelskostenfaktoren

$$\tau_{rs} = \exp \left(\varphi^{(z)} (z_{rs})^{\varpi} + \varphi^{(lang)} Z_{rs}^{(lang)} \right),$$

die sich bei den alternativen Werten für σ aus Aichele et al. (2014) und Hillberry et al. (2005) aus Tabelle 3.3 ergeben. Die beiden Parameter $\varphi^{(k)}$ ergeben sich hierbei als $\varphi^{(k)} = -\frac{\rho^{(k)}}{\sigma}$. Die Werte verdeutlichen den Trade-off zwischen einer hohen Substitutionselastizität und hohen Handelskostenfaktoren. Wie im Unterabschnitt 3.2.3.1 beschrieben, ist die letztere Elastizität so berechnet worden, dass die Variation der bilateralen Handelswerte vollständig durch unterschiedliche Importzölle und Frachtkostenraten erklärt wird. Die erstere Elastizität ist hingegen im Rahmen eines Regressionsmodells geschätzt worden, so dass nur ein Teil der Variation der bilateralen Handelswerte den Importzöllen und Frachtkostenraten zugeschrieben wird.²³ Die mit den Handelsvolumina gewichteten Durchschnitte der τ_{rs} Deutschlands zu seinen Handelspartnern, $\bar{\tau}$, betragen für die beiden Fälle 1.53 und 1.17. Anderson & van Wincoop (2004), S. 692 f., gelangen in ihrer wegweisenden Studie zu einem durchschnittlichen Wert für Industrieländer in Höhe von 1.74. Dieses würde dafür sprechen, für die Kalibrierung die Handelskostenfaktoren zu verwenden, die sich aus den erstgenannten Substitutionselastizitäten

²³Hierzu werden die Regressoren im Term (3.37) durch Zollsätze und bzw. oder Frachtkostenraten ergänzt, wodurch eine exogene Variation in den bilateralen Preisen erzeugt wird, so dass deren Koeffizient als Substitutionselastizität identifiziert werden kann. Aichele et al. (2014) und Hummels (2001) in der vergleichbaren dortigen Gleichung (18) beschränken sich auf den Fall $\varpi \rightarrow 0$, während Hummels (2001) in der dortigen Gleichung (17) diesen Parameter mitgeschätzt. Dieses hat den oben beschriebenen Vorteil, dass die Höhe der Handelskostenfaktoren mitgeschätzt werden kann. Zudem verzichten diese Studien auf die evtl. ungenaue Approximation $1 + x \approx \exp x$, zu Lasten des Nachteils, dass keine Null-Handelsströme berücksichtigt werden.

aus Aichele et al. (2014) ergeben. In unserem Modell ist die absolute Höhe der τ_{rs} jedoch nicht entscheidend, da ich diese in der Simulation nicht verändere. Die Handelskosten werden ausschließlich durch den Term $(\tau_{rs})^{-\sigma}$ abgebildet. Wie bei Hillberry et al. (2005) werden in meiner Simulation ausgehend vom Benchmark-Gleichgewicht die Preise so angepasst, dass beobachtbare Handelsströme endogen modelliert werden. Aus diesem Grund wähle ich deren Elastizitäten.

In diesem Fall ergeben sich gemäß (3.37) die Handelskostenfaktoren $\tau_{rs} = \exp\left(0.115(z_{rs})^{0.763} + 0.017Z_{rs}^{(lang)}\right)$. Sie bestehen demnach aus einem Zolläquivalent der distanzabhängigen Handelskosten, das $0.115(z_{rs})^{0.763}$ beträgt, wobei z_{rs} in Tsd. Land-km-Äquivalenten gemessen ist, und aus einem Zolläquivalent der Handelshemmnisse, die sich auf eine unterschiedliche Sprache zurückführen lassen, das 0.017 beträgt.

3.3.2.2 Schätzergebnisse der Gravitationsregression mit produktspezifischen Handelsströmen

Für das Simulationsmodell müssen für die 22 Produktkategorien $i \in \mathcal{I}$ der Tabelle 4.2 die Handelskostenfaktoren τ_{rs}^i zwischen deutschen Regionen und den übrigen Ländern der Welt, d. h. $r \in \mathcal{D}$ und $s \in \mathcal{A}$ oder $r \in \mathcal{A}$ und $s \in \mathcal{D}$, und diejenigen zwischen den deutschen Regionen, d. h. $r \in \mathcal{D}$ und $s \in \mathcal{D}$, berechnet werden. Die Menge der deutschen Regionen \mathcal{D} besteht aus den 401 Kreisen und kreisfreien Städten, welche jeweils durch die einwohnerstärkste Stadt verortet sind. Zwischen diesen und Deutschlands Handelspartnern berechne ich die Handelskostenfaktoren unter Verwendung der entsprechenden Elastizitäten gemäß

$$\tau_{rs}^i = \exp\left(\varphi_i^{(z)}(z_{rs})^\varpi + \varphi_i^{(lang)}Z_{rs}^{(lang)}\right),$$

welche als bevölkerungsgewichtete Mittel zu den 34 Regionen der restlichen Welt, \mathcal{A} , aggregiert werden. Bezüglich der 5 Dienstleistungs-Kategorien $i = 18, \dots, 22$ nehme ich an, dass deren Handelskostenterme $(\tau_{rs}^i)^{-\sigma_i}$ denjenigen entsprechen, die sich aus der Schätzung der totalen Handelsströme (3.37) ergeben.

Für die in Tabelle 3.3 gelisteten Produktkategorien sind die Schätzergebnisse in der Tabelle 3.5 zu finden. Bei den Vorzeichen der Koeffizienten der Dummy-

3 Kalibrierung der Modellparameter

Tabelle 3.5: Schätzergebnisse der produktspezifischen Handelsströme \mathbf{t}_{rs}^i des Jahres 2014 mit der PQML-Methode

i	$\varpi_i = 0.763$				ϖ_i	$\rho_i^{(z)}$	$\rho_i^{(lang)}$
	$\rho_i^{(z)}$	$\rho_i^{(lang)}$	$(\bar{\tau}^i)^{-\sigma_i}$	$\bar{\tau}^i$			
1	-2.739	-0.657	0.015	1.32	0.684	-3.073	-0.640
2+6+17	-4.331	-0.519	0.002	1.35	0.841	-3.905	-0.554
3	-2.745	-0.898	0.012	1.43	0.829	-2.520	-0.909
4	-1.848	-0.454	0.059	1.16	0.232	-6.143	-0.383
5	-2.405	-0.394	0.031	1.29	0.658	-2.826	-0.378
7	-2.259	-0.156	0.047	1.17	0.817	-2.104	-0.165
8	-1.159	-0.033	0.219	1.08	0.798	-1.105	-0.035
9+10	-2.493	-0.498	0.025	1.22	0.737	-2.587	-0.494
11+12	-2.632	0.254	0.044	1.12	1.191	-1.540	0.192
13 ^a	-1.180	-0.457	0.139	1.13			
14	-1.247	-0.553	0.116	1.10	0.980	-0.923	-0.566
15+16	-1.425	-0.170	0.136	1.14	0.616	-1.791	-0.163

^aKeine Konvergenz bei der Schätzung von ϖ_i

Variablen ist zu beachten, dass sie das Fehlen einer gemeinsamen Sprache abbildet. Alle Koeffizienten sind statistisch signifikant von null verschieden. Die Spalten, die mit $\varpi_i = 0.763$ überschrieben sind, enthalten die Schätzergebnisse, die sich bei diesem gegebenen Wert ergeben und anhand derer ich die τ_{rs}^i unseres Simulationsmodells kalibriere. In den letzten drei Spalten sind die Ergebnisse für den Fall, dass ich auch produktspezifische Parameter ϖ_i schätze. Diese verwende ich nicht, da die Schätzung nicht in allen Fällen konvergiert.

3.3.3 Schätzung der Koeffizienten der Gravitationsgleichung unter Annahme eines expliziten datengenerierenden Prozesses

Bröcker (1988) und Bröcker & Rohweder (1990) zeigen, dass die PQML-Methode zur Schätzung des Gravitationsmodells auf einem expliziten datengenerierenden Prozess basiert. Dieser bildet die Tatsache ab, dass der Wert eines Handelsstroms aus einer Summe einzelner Lieferwerte besteht. Der Trade-off zwischen der Anzahl und dem Wert der einzelnen Lieferungen hängt u. a. von einem Trade-off zwischen den Fixkosten ab, die pro Lieferung anfallen und sich z. B. auf administrative Handelsbarrieren aufgrund umständlicher Regularien oder Zollabwicklungen zurückführen lassen, und den Lagerkosten, die zwischen den Lieferungen anfallen, wie Kropf & Sauré (2014) und Hornok & Koren (2015a) zeigen. Hornok & Koren (2015a) leiten einen Wohlfahrtsverlust her, der sich durch diese Fixkosten ergibt. Kropf & Sauré (2014) leiten eine optimale Entscheidung in diesem Trade-off her, die exportierende Firmen für sich bezüglich der Anzahl und des Wertes der Lieferungen treffen. Sie leiten u. a. her, dass mit zunehmenden Fixkosten die Anzahl abnimmt und der Lieferungswert zunimmt, was Hornok & Koren (2015b) empirisch anhand von Exportdaten pro Lieferung, die in den USA und in Spanien zur Verfügung stehen, bestätigen können. Zudem nehmen in ihrem Modell Anzahl und Lieferungswert mit zunehmenden distanzabhängigen Handelskosten ab. Ich berücksichtige im Folgenden diese Eigenschaft der Granularität der Handelsströme, indem ich die über die Einzellieferungen aggregierten Handelsströme jeweils als eine Zufallsvariable auffasse, die zusammengesetzt ist aus einer Zufallsvariablen, die die Anzahl der Lieferungen abbildet, und einer Zufallsvariablen, die den Wert pro Lieferung abbildet.²⁴

²⁴Ein Handelsstrom, der sich aus einer Summe einzelner zufällig großer Lieferwerte zusammensetzt, kann auch als eine Summe zufällig großer Exportwerte einzelner Firmen aufgefasst werden, siehe Baranga (2015). Wie in dem Modell von Helpman et al. (2008) wird dieser von einer zufallsabhängigen Firmenproduktivität bestimmt. Baranga (2015) ersetzt die von den Autoren angenommene Pareto-Verteilung der Firmenproduktivitäten durch eine Exponential-Verteilung. Der Vorteil hierbei ist, dass die Anzahl der exportierenden Firmen und der Exportwert je exportierender Firma nicht wie bei Helpman et al. (2008) in einer zweistufigen Schätzung geschätzt werden müssen, sondern gemeinsam geschätzt werden

Die für die Effizienz der PQML-Methode benötigte korrekte Spezifikation der Varianzfunktion $\text{var}[\mathbf{T}_{rs}|\mathbf{Z}_{rs}] = \text{V}[\mu_{rs}] = \phi\mu_{rs}$ ergibt sich laut Bröcker (1988) und Bröcker & Rohweder (1990), wenn die Anzahl der Summanden jedes Handelsstroms Poisson-verteilt ist und die einzelnen Lieferungswerte voneinander unabhängig einer identischen stetigen Verteilung folgen. Insbesondere sind hierbei die Lieferungswerte nicht abhängig vom Handelsstrom, bzw. von dessen erklärenden Variablen. Wie Kropf & Sauré (2014) modellhaft zeigen, sollte man jedoch erwarten, dass der Lieferungswert tatsächlich mit zunehmender Distanz abnimmt. Daneben könnte man auch erwarten, dass der Lieferungswert mit zunehmendem Angebots- und Nachfragepotenzial der Handelspartner zunimmt.

In diesem Unterabschnitt stelle ich einen innovativen Ansatz für die Schätzung des Gravitationsmodells vor, der als Alternative zur PQML-Methode dienen kann. Die Innovation meines Schätzansatzes der Gravitationsgleichung besteht darin, dass die Lieferungswerte abhängig vom Handelsstrom, bzw. von dessen erklärenden Variablen, d. h. beobachtungsabhängig, sind.

3.3.3.1 Modellierung des Handelsstroms als bivariate Zufallsvariable

Der beobachtbare Handelsstrom von r nach s , $\mathbf{t}_{rs} \geq 0$, ist eine Realisation einer Zufallsvariablen. Neben der Information über den Wert des Handelsstroms liefert diese Realisation eine Information über die Anzahl der Lieferungen \mathbf{N}_{rs} , die diesem Handelsstrom zwischen r und s zugrunde liegt. Diese Information besteht darin, dass die Anzahl der Lieferungen gleich null ist, wenn $\mathbf{t}_{rs} = 0$, und positiv ist, wenn $\mathbf{t}_{rs} > 0$. Ein Handelsstrom wird dabei als eine Summe von Zufallsvariablen $\mathbf{U}_{\ell,rs}$, die den Wert einer Lieferung abbilden, aufgefasst, wobei die Anzahl der Summanden ebenfalls eine Zufallsvariable ist. Er kann formalisiert werden als

$$\mathbf{T}_{rs} = \begin{cases} \sum_{\ell=1}^{\mathbf{N}_{rs}} \mathbf{U}_{\ell,rs} & , \text{ für } \mathbf{N}_{rs} \geq 1, \\ 0 & , \text{ für } \mathbf{N}_{rs} = 0. \end{cases} \quad (3.39)$$

können. Santos Silva & Tenreyro (2015) zeigen, dass die zweistufige Schätzung sensitiv auf Abweichungen von der bei dieser Methode getroffenen Annahme der Homoskedastizität ist.

Der datengenerierende Prozess des Handelsstroms kann somit mit einer bivariaten Zufallsvariablen $\left(\sum_{\ell=1}^{\mathbf{N}_{rs}} \mathbf{U}_{\ell,rs}, \mathbf{N}_{rs}\right)$ modelliert werden. D. h., die Zufallsvariable $\left(\sum_{\ell=1}^{\mathbf{N}_{rs}} \mathbf{U}_{\ell,rs}, \mathbf{N}_{rs} \geq 1\right)$ entspricht dem Auftreten einer Summe von $\mathbf{N}_{rs} \geq 1$ Lieferwerten $\mathbf{U}_{\ell,rs} > 0$ von r nach s und die Zufallsvariable $\left(\sum_{\ell=1}^{\mathbf{N}_{rs}} \mathbf{U}_{\ell,rs}, \mathbf{N}_{rs} = 0\right)$ entspricht dem Auftreten von $\mathbf{T}_{rs} = 0$.

Bröcker (1988), S. 27, folgend sei \mathbf{n}_{rs} eine Realisation einer Poisson-verteilten Zufallsvariablen \mathbf{N}_{rs} mit der Wahrscheinlichkeitsverteilung $h(\mathbf{n}_{rs}) = \exp(-\lambda_{rs}) \frac{(\lambda_{rs})^{\mathbf{n}_{rs}}}{\mathbf{n}_{rs}!}$, wobei λ_{rs} ihr Erwartungswert und ihre Varianz ist.

Daneben seien die Lieferwerte $\mathbf{U}_{1,rs}, \dots, \mathbf{U}_{\mathbf{N}_{rs},rs}$ voneinander unabhängige und identisch verteilte positive Zufallsvariablen, die unabhängig von \mathbf{N}_{rs} verteilt sind. Gemäß Feller (1971) wird dieser datengenerierende Prozess als zusammengesetzter (compound) Poisson-Prozess bezeichnet.

Die Innovation meines Schätzansatzes der Gravitationsgleichung besteht darin, dass im Gegensatz zu Bröcker (1988) die Lieferwerte $\mathbf{U}_{\ell,rs}$ abhängig vom Handelsstrom, bzw. von dessen erklärenden Variablen, sind. Dieses lässt sich anhand der ersten beiden Kumulanten von \mathbf{T}_{rs} , $E[\mathbf{T}_{rs}]$ und $\text{var}[\mathbf{T}_{rs}]$, veranschaulichen. Gemäß des Satzes vom totalen Erwartungswert gilt

$$\begin{aligned} E[\mathbf{T}_{rs}] &= E[E[\mathbf{T}_{rs}|\mathbf{N}_{rs}]] = E[\mathbf{N}_{rs}E[\mathbf{U}_{rs}]] = E[\mathbf{N}_{rs}]E[\mathbf{U}_{rs}] \\ &= \lambda_{rs}E[\mathbf{U}_{rs}], \end{aligned} \tag{3.40}$$

und gemäß des Satzes von der totalen Varianz²⁵ gilt

$$\begin{aligned} \text{var}[\mathbf{T}_{rs}] &= E[\text{var}[\mathbf{T}_{rs}|\mathbf{N}_{rs}]] + \text{var}[E[\mathbf{T}_{rs}|\mathbf{N}_{rs}]] = E[\mathbf{N}_{rs} \text{var}[\mathbf{U}_{rs}] + E[\mathbf{U}_{rs}]^2 \text{var}[\mathbf{N}_{rs}]] \\ &= \lambda_{rs}E[\mathbf{U}_{rs}^2]. \end{aligned} \tag{3.41}$$

Da eine effiziente Schätzung der Regressionsgleichung mit der PQML-Methode die Annahme verlangt, dass das Verhältnis zwischen der Varianz und dem Erwartungswert (VMR) unabhängig von den Handelsströmen ist, darf $\frac{E[\mathbf{U}_{rs}^2]}{E[\mathbf{U}_{rs}]}$ nicht von den Handelsströmen abhängen. Dieses wäre der Fall, wenn die Verteilung des

²⁵In diesem Zusammenhang werden die beiden Sätze auch Formel von Wald und Blackwell-Girshick-Gleichung genannt.

Lieferwertes wie in Bröcker (1988) nicht beobachtungsabhängig ist.

Gegeben eine Realisation $\mathbf{n}_{rs} \geq 1$ von \mathbf{N}_{rs} , nehme ich an, dass die Höhe jedes Lieferwertes $\mathbf{U}_{1,rs}, \dots, \mathbf{U}_{\mathbf{n}_{rs},rs}$ eine Zufallsvariable ist, die einer Gamma-Verteilung folgt.²⁶ \mathbf{T}_{rs} wird dann z.B. von Withers & Nadarajah (2011) als Compound-Poisson-Gamma (CPG)-verteilte Zufallsvariable bezeichnet.²⁷

Durch die Wahl ihres Formparameters $\alpha > 0$ kann für den Fall $0 < \alpha \leq 1$ eine strikt fallende Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion (PDF) und für den Fall $\alpha > 1$ eine rechtsschiefe glockenförmige Funktion kreiert werden. Die Schiefe verschwindet mit $\alpha \rightarrow \infty$. Im Fall $\alpha = 1$ entspricht die Gamma-Verteilung der Exponential-Verteilung.²⁸

Der zweite Parameter der Gamma-Verteilung ist der Skalierungsparameter $\beta_{rs} > 0$. Indem dieser Parameter beobachtungsabhängig ist, sind die Momente $E[\mathbf{U}_{rs}] = \alpha\beta_{rs}$ und $E[\mathbf{U}_{rs}^2] = \alpha(\alpha + 1)(\beta_{rs})^2$ der Gamma-Verteilung ebenfalls beobachtungsabhängig und somit auch das VMR des Handelsstroms. Diese lauten folglich $E[\mathbf{T}_{rs}] = \mu_{rs} = \lambda_{rs}\alpha\beta_{rs}$ und $\text{var}[\mathbf{T}_{rs}] = \lambda_{rs}\alpha(\alpha + 1)(\beta_{rs})^2$.

Da die PDF der CPG-verteilten Zufallsvariablen \mathbf{T}_{rs} (3.39) eine unendliche Summe enthält, die für eine Parameterschätzung evaluiert werden muss,²⁹ be-

²⁶Aufgrund der Additivitätseigenschaft der Gamma-Verteilung folgt die Zufallsvariable $\sum_{\ell=1}^{\mathbf{n}_{rs}} \mathbf{U}_{\ell,rs}$, gegeben eine Realisation \mathbf{n}_{rs} , ebenfalls einer Gamma-Verteilung.

²⁷Feller (1968), S. 288, und Jørgensen (1987), S. 140, bezeichnen diese als Compound-Poisson-verteilt.

²⁸Dieser Fall wird für die stochastische Modellierung verschiedener Phänomene angewendet, die die Gemeinsamkeit haben, dass der betrachtete Wert einer Beobachtung als eine Summe heterogener Einzelwerte angesehen werden kann. Beispiele für diesen Fall sind die gesamte Niederschlagsmenge in einem längeren Zeitraum in Öztürk (1981), Thompson (1984) und Dunn (2004), die gesamte Fischfangmenge in Ancelet et al. (2010) und Foster & Bravington (2013) und die gesamte Schadenzahlung einer Versicherung in Peters et al. (2009). Barabesi et al. (2016) verwenden sie als empirische Verteilung von Handelsströmen über Länderpaare hinweg.

²⁹Formulierungen der PDF finden sich z. B. in Withers & Nadarajah (2011), S. 16, Jørgensen & Paes de Souza (1994), S. 75, und Dunn & Smyth (2005), S. 269. Die enthaltene unendliche Summe entspricht gemäß Tweedie (1984) Wright (1933)'s generalisierter Bessel-Funktion.

Dunn & Smyth (2005), S. 269 ff., zeigen, dass die Terme der zu evaluierenden unendlichen Summe ein globales Maximum bezüglich \mathbf{n}_{rs} besitzen, so dass die Summe eine berechenbare Obergrenze an Summanden hat, oberhalb der die Summanden numerisch null sind. Eine Anwendung hiervon im Rahmen einer Maximum-Likelihood-Schätzung findet sich in Foster & Bravington (2013). Es könnte allerdings das Problem auftreten, dass die unendlich vielen Summanden oberhalb der Grenze die Summe noch signifikant erhöhen, obwohl sie jeweils numerisch null sind.

trachten wir stattdessen im Folgenden die kumulantenerzeugende Funktion.

3.3.3.2 Die kumulantenerzeugende Funktion der Compound-Poisson-Gamma-verteilten Zufallsvariablen

Eine kumulantenerzeugende Funktion (CGF) einer Zufallsvariablen ist definiert als natürlicher Logarithmus der momenterzeugenden Funktion (MGF). Jede Wahrscheinlichkeitsverteilung ist durch die MGF, und somit auch durch die CGF, vollständig und eindeutig festgelegt, wenn eine MGF existiert, vgl. Mittelhammer (2013), S. 145. Sie wird berechnet als der Erwartungswert der Funktion $\exp(c\mathbf{U})$ der Zufallsvariablen \mathbf{U} , wobei c eine beliebige Konstante ist. Die MGF einer Gamma-verteilten Zufallsvariablen \mathbf{U}_ℓ lautet $M_{\mathbf{U}_\ell}(c) = \mathbb{E}[\exp(c\mathbf{U}_\ell)] = (1 - \beta c)^{-\alpha}$, wobei $c < \beta^{-1}$.

Die MGF einer Summe von unabhängig verteilten Zufallsvariablen ergibt sich als Produkt der momenterzeugenden Funktionen der einzelnen Zufallsvariablen, vgl. Mittelhammer (2013), S. 144. D. h., für eine gegebene Realisation $\mathbf{n}_{rs} \geq 1$ ist $M_{\sum_{\ell=1}^{\mathbf{n}_{rs}} \mathbf{U}_{\ell,rs}}(c) = (1 - \beta_{rs}c)^{-\mathbf{n}_{rs}\alpha}$. Diese MGF kann nun als eine Funktion der Zufallsvariablen \mathbf{N}_{rs} aufgefasst werden.

Die MGF unserer CPG-verteilten Zufallsvariablen \mathbf{T}_{rs} ergibt sich somit als Erwartungswert dieser Funktion einer Zufallsvariablen, die jeweils mit der Wahrscheinlichkeit $h(\mathbf{n}_{rs})$ realisiert wird. Withers & Nadarajah (2011), S. 19, folgend, lautet sie

$$\begin{aligned}
 M_{\mathbf{T}_{rs}}(c) &= \sum_{\mathbf{n}_{rs}=0}^{\infty} M_{\sum_{\ell=1}^{\mathbf{n}_{rs}} \mathbf{U}_{\ell,rs}}(c) h(\mathbf{n}_{rs}) \\
 &= \exp(-\lambda_{rs}) \sum_{\mathbf{n}_{rs}=0}^{\infty} \frac{(\lambda_{rs} (1 - \beta_{rs}c)^{-\alpha})^{\mathbf{n}_{rs}}}{\mathbf{n}_{rs}!} \\
 &= \exp(-\lambda_{rs}) \exp(\lambda_{rs} (1 - \beta_{rs}c)^{-\alpha}) \\
 &= \exp(\lambda_{rs} ((1 - \beta_{rs}c)^{-\alpha} - 1)). \tag{3.42}
 \end{aligned}$$

Ihre CGF lautet entsprechend

$$C_{\mathbf{T}_{rs}}(c) = \lambda_{rs} ((1 - \beta_{rs}c)^{-\alpha} - 1). \tag{3.43}$$

3.3.3.3 Die Compound-Poisson-Gamma-Verteilung als Mitglied in der Klasse der Tweedie-Verteilungen

Durch eine im Folgenden eingeführte Parameterrestriktion ist unsere CPG-Verteilung (3.43) Mitglied in der von Nelder & Wedderburn (1972) eingeführten Familie der GLM und somit auch in der von Jørgensen (1987) definierten Klasse der Exponential-Dispersion-Modelle (EDM). In dem Fall können die Regressionskoeffizienten des Gravitationsmodells laut Bonat & Kokonendji (2017), S. 2145, effizient mit der Quasi-Likelihood-Methode geschätzt werden, bei der nur die ersten beiden Kumulanten korrekt spezifiziert sein müssen.

Gemäß Jørgensen (1987), S. 129, ist ein EDM definiert durch eine CGF der Form

$$C_{\mathbf{T}_{rs}}(c) = \frac{1}{\varphi} (g(\theta_{rs} + \varphi c) - g(\theta_{rs})), \quad (3.44)$$

bei der φ als Dispersionsparameter, θ_{rs} als kanonischer Parameter und $g(\cdot)$ als Kumulantengenerator bezeichnet werden.

Wir nehmen an, dass der Zusammenhang zwischen der erwarteten Anzahl an Lieferungen, λ_{rs} , und dem Skalierungsparameter der Lieferungswerte, β_{rs} , restringiert ist gemäß

$$\lambda_{rs} = \psi (\beta_{rs})^\alpha, \quad (3.45)$$

mit $\psi > 0$. Definiert man zudem $\psi = \frac{1}{\alpha} \left(\frac{\alpha+1}{\varphi} \right)^{\alpha+1}$, so ist die CPG-Verteilung Mitglied der Klasse der EDM. Dieses Ergebnis lässt sich zeigen, indem $\beta_{rs} = \frac{\mu_{rs}}{\lambda_{rs}\alpha}$ in (3.45) eingesetzt wird und $\alpha = \frac{2-p}{p-1}$ reparameterisiert wird, so dass gemäß Jørgensen & Paes de Souza (1994), S. 72 ff., oder Venter (2007), S. 351,

$$\lambda_{rs} = \frac{(\mu_{rs})^{2-p}}{\varphi(2-p)} \quad (3.46)$$

und

$$\beta_{rs} = \varphi(p-1)(\mu_{rs})^{p-1}. \quad (3.47)$$

Einsetzen von (3.46) und (3.47) in (3.43) ergibt

$$\begin{aligned}
 C_{\mathbf{T}_{rs}}(c) &= \frac{1}{\varphi} \left(\frac{\left(\left(\frac{(\mu_{rs})^{1-p}}{1-p} + \varphi c \right) (1-p) \right)^{\frac{2-p}{1-p}}}{2-p} - \frac{(\mu_{rs})^{2-p}}{2-p} \right) \\
 &= \frac{1}{\varphi} \left(g \left(\frac{(\mu_{rs})^{1-p}}{1-p} + \varphi c \right) - g \left(\frac{(\mu_{rs})^{1-p}}{1-p} \right) \right), \quad (3.48)
 \end{aligned}$$

welche gemäß Tweedie (1984) oder Jørgensen (1987), S.132 f., der Form (3.44) entspricht.

Setzen wir schließlich (3.46) und (3.47) in die Kumulanten $E[\mathbf{T}_{rs}] = \mu_{rs} = \lambda_{rs}\alpha\beta_{rs}$ und $\text{var}[\mathbf{T}_{rs}] = \lambda_{rs}\alpha(\alpha+1)(\beta_{rs})^2$ ein, so erhalten wir $E[\mathbf{T}_{rs}] = \mu_{rs}$ und $\text{var}[\mathbf{T}_{rs}] = \varphi(\mu_{rs})^p$. Eine Verteilung mit diesen Kumulanten wird von Jørgensen (1987) als Tweedie-Verteilung bezeichnet. Da $\alpha > 0$, ist $1 < p < 2$. Unter der Annahme des Grenzfalles $p = 1$ wäre die PQML-Methode die effiziente Methode. Im folgenden Unterabschnitt stelle ich eine Methode vor, die von den Regressionskoeffizienten abhängigen μ_{rs} und die Parameter p und φ unter der Annahme jeweils Tweedie-verteilter Handelsströme effizient zu schätzen.

3.3.3.4 Spezifikation und Schätzergebnisse des Regressionsmodells

Unter der Annahme, dass die Handelsströme \mathbf{T}_{rs} Tweedie-verteilt sind, in Abhängigkeit von den Parametern μ_{rs} , p und φ , schätze ich im Folgenden erneut anhand der beobachteten Handelsströme \mathbf{t}_{rs} des Jahres 2014 die Regressionsgleichung des Gravitationsmodells (3.34), $\mathbf{T}_{rs} = \mu_{rs} + \varepsilon_{rs} = E[\mathbf{T}_{rs}|\mathbf{Z}_{rs}] + \varepsilon_{rs}$, wobei $\mu_{rs} = \exp(\mathbf{Z}_{rs}\rho)$ die CEF, \mathbf{Z}_{rs} ein $(1 \times K)$ -Zeilenvektor der Matrix \mathbf{Z} der exogenen Regressoren, ρ der Koeffizientenvektor und ε_{rs} ein Fehlerterm ist. \mathbf{Z} enthält neben der Regressionskonstanten und exporteur- und importeurspezifischen Dummy-Variablen die Dummy-Variable $Z_{rs}^{(lang)}$, die das Vorliegen von Sprachbarrieren abbildet, und einen Term $Z_{rs}^{(z)}$, der alle distanzabhängigen Handelshemmnisse abbildet. Bei Letzterem betrachten wir die beiden Fälle $Z_{rs}^{(z)} = (z_{rs})^{0.763}$ und $Z_{rs}^{(z)} = \ln(z_{rs})$. Insbesondere schätze ich zum einen, neben der Regressionskonstanten und den Koeffizienten der Dummy-Variablen, den Koeffizientenvektor

$\rho^{(Barr.)} = (\rho^{(z)}, \rho^{(lang)})^\top$ und zum anderen die Parameter p und φ der Varianzfunktion.

Gemäß Bonat & Kokonendji (2017), S. 2143 ff., können die Regressionskoeffizienten ρ effizient mit der Quasi-Likelihood (QL)-Methode geschätzt werden, bei der wir die hergeleitete Varianz der Tweedie-Verteilung, $\text{var}[\mathbf{T}_{rs}|\mathbf{Z}_{rs}] = v_{rs} = \varphi(\mu_{rs})^p$, berücksichtigen. In Anlehnung an die PQML-Methode bezeichne ich diese als Tweedie-Quasi-Maximum-Likelihood (TQML)-Methode. Die folgende Vorgehensweise folgt derjenigen von Bonat & Kokonendji (2017), S. 2143 ff.

Die sich aus der QL-Funktion ergebenden Schätzgleichungen, auch Quasi-Score-Funktionen genannt, lauten

$$\mathcal{U}_\rho = \sum_{rs} \frac{\partial \mu_{rs}}{\partial \rho} \frac{\mathbf{t}_{rs} - \mu_{rs}}{v_{rs}} = \frac{1}{\varphi} \sum_{rs} ((\mu_{rs})^{1-p} \mathbf{t}_{rs} - (\mu_{rs})^{2-p}) \mathbf{Z}_{rs}^\top = \mathbf{0}, \quad (3.49)$$

mit der Sensitivitätsmatrix \mathcal{S}_ρ , deren Elemente

$$\mathcal{S}_{\rho^{(jk)}} = \mathbb{E} \left[\frac{\partial \mathcal{U}_{\rho^{(j)}}}{\partial \rho^{(k)}} \right] = -\frac{1}{\varphi} \sum_{rs} (\mu_{rs})^{2-p} Z_{rs}^{(j)} Z_{rs}^{(k)} \quad (3.50)$$

betragen.

Die Parameter φ und p fasse ich in einem Vektor $\delta = (\varphi, p)^\top$ zusammen. Deren Schätzgleichungen lauten

$$\begin{aligned} \mathcal{U}_{\delta_1} &= -\sum_{rs} \frac{\partial v_{rs}^{-1}}{\partial \varphi} ((\mathbf{t}_{rs} - \mu_{rs})^2 - v_{rs}) = \sum_{rs} \left(\frac{(\mathbf{t}_{rs} - \mu_{rs})^2}{\varphi (\mu_{rs})^p} - 1 \right) = 0, \\ \mathcal{U}_{\delta_2} &= -\sum_{rs} \frac{\partial v_{rs}^{-1}}{\partial p} ((\mathbf{t}_{rs} - \mu_{rs})^2 - v_{rs}) = \sum_{rs} \left(\frac{(\mathbf{t}_{rs} - \mu_{rs})^2}{\varphi (\mu_{rs})^p} - 1 \right) \ln(\mu_{rs}) = 0, \end{aligned} \quad (3.51)$$

mit der Sensitivitätsmatrix

$$\mathcal{S}_\delta = \begin{pmatrix} -L & -\sum_{rs} \ln(\mu_{rs}) \\ -\sum_{rs} \ln(\mu_{rs}) & -\sum_{rs} (\ln(\mu_{rs}))^2 \end{pmatrix}, \quad (3.52)$$

wobei L die Anzahl der beobachteten Handelsströme ist. Die kreuzweisen Sensi-

tivitäten lauten

$$\begin{pmatrix} \mathcal{S}_{\varphi, \rho^{(k)}} \\ \mathcal{S}_{p, \rho^{(k)}} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mathbb{E} \left[\frac{\partial \mathcal{U}_{\delta_1}}{\partial \rho^{(k)}} \right] \\ \mathbb{E} \left[\frac{\partial \mathcal{U}_{\delta_2}}{\partial \rho^{(k)}} \right] \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -p \sum_{rs} Z_{rs}^{(k)} \\ -p \sum_{rs} \ln(\mu_{rs}) Z_{rs}^{(k)} \end{pmatrix} \quad (3.53)$$

und

$$\begin{pmatrix} \mathcal{S}_{\rho^{(j)}, \varphi} & \mathcal{S}_{\rho^{(j)}, p} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mathbb{E} \left[\frac{\partial \mathcal{U}_{\rho^{(j)}}}{\partial \varphi} \right] & \mathbb{E} \left[\frac{\partial \mathcal{U}_{\rho^{(j)}}}{\partial p} \right] \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & 0 \end{pmatrix}. \quad (3.54)$$

Gemäß Bonat & Kokonendji (2017), S. 2145, kann man sich beim Schätzalgorithmus, d. h. bei der Lösung des aus (3.49) und (3.51) bestehenden Gleichungssystems, die Eigenschaft (3.54) zunutze machen. Dieser iteriert über i gemäß

$$\begin{aligned} \rho_{[i+1]} &= \rho_{[i]} - \mathcal{S}_{\rho}^{-1} \mathcal{U}_{\rho}(\rho_{[i]}, \delta_{[i]}), \\ \delta_{[i+1]} &= \delta_{[i]} - \mathcal{S}_{\delta}^{-1} \mathcal{U}_{\delta}(\rho_{[i+1]}, \delta_{[i]}). \end{aligned} \quad (3.55)$$

In der Tabelle 3.6 sind die gemäß (3.55) gewonnenen Schätzergebnisse des Gra-

Tabelle 3.6: Schätzergebnisse des Gravitationsmodells mit Handelsströmen \mathbf{t}_{rs} des Jahres 2014 anhand der TQML- und der PQML-Methode für die beiden Fälle $Z_{rs}^{(z)} = (z_{rs})^{0.763}$ und $Z_{rs}^{(z)} = \ln(z_{rs})$

		alle Paare		europ. Partner	
		$(z_{rs})^{0.763}$	$\ln(z_{rs})$	$(z_{rs})^{0.763}$	$\ln(z_{rs})$
TQML	$\rho^{(z)}$	-2.227	-2.756	-2.778	-2.232
	$\rho^{(lang)}$	-1.050	-1.066	-0.968	-0.987
	φ	22.303	21.804	8.419	7.869
	p	1.746	1.763	1.711	1.726
PQML	$\rho^{(z)}$	-1.496	-2.000	-2.114	-1.318
	$\rho^{(lang)}$	-0.583	-0.420	-0.309	-0.275
	ϕ	455.912	420.397	291.139	313.187
	\tilde{p}	1.893	1.890	1.795	1.798
Beobachtungen		42642	42642	13572	13572

avitationsmodells $\mathbf{T}_{rs} = \mu_{rs} + \varepsilon_{rs} = \mathbb{E}[\mathbf{T}_{rs} | \mathbf{Z}_{rs}] + \varepsilon_{rs}$ dargestellt. Den anhand der TQML-Methode gewonnenen Ergebnissen im oberen Tabellenteil sind im unteren

Teil entsprechende Ergebnisse der PQML-Methode gegenübergestellt. Ich unterscheide dabei zwischen einer Schätzung mit allen 42642 Länderpaaren und einer Schätzung, bei der die nichteuropäischen Länderpaare nicht berücksichtigt werden. Die Ergebnisse der PQML-Methode, die im Rahmen der Kalibrierung der Handelskostenfaktoren im Unterabschnitt 3.3.2.1 geschätzt worden sind, sind in der vorletzten Spalte zu finden.

Das zentrale Ergebnis der TQML-Schätzung ist, dass der geschätzte Parameter $p \approx 1.7$ in allen Fällen gegen die Annahme $p = 1$ spricht, die bei der PQML-Methode getroffen wird.

Da für die Schätzgleichungen (3.51)

$$\begin{aligned} \mathcal{U}_{\delta_1} &\approx \sum_{rs} \ln \left(\frac{(\mathbf{t}_{rs} - \mu_{rs})^2}{\varphi (\mu_{rs})^p} \right) = 0, \\ \mathcal{U}_{\delta_2} &\approx \sum_{rs} \ln \left(\frac{(\mathbf{t}_{rs} - \mu_{rs})^2}{\varphi (\mu_{rs})^p} \right) \ln (\mu_{rs}) = 0 \end{aligned} \quad (3.56)$$

und folglich

$$\begin{aligned} L \ln (\varphi) + p \sum_{rs} \ln (\mu_{rs}) &= \sum_{rs} \ln ((\mathbf{t}_{rs} - \mu_{rs})^2), \\ \ln (\varphi) \sum_{rs} \ln (\mu_{rs}) + p \sum_{rs} (\ln (\mu_{rs}))^2 &= \sum_{rs} \ln (\mu_{rs}) \ln ((\mathbf{t}_{rs} - \mu_{rs})^2) \end{aligned} \quad (3.57)$$

gilt, entsprechen die Schätzgleichungen (3.51) für gegebenes $\hat{\mu}_{rs}$ näherungsweise den OLS-Schätzgleichungen für $\ln(\tilde{\varphi})$ und \tilde{p} der Regression

$$\ln ((\mathbf{t}_{rs} - \hat{\mu}_{rs})^2) = \ln(\tilde{\varphi}) + \tilde{p} \ln(\hat{\mu}_{rs}) + \nu_{rs}, \quad (3.58)$$

mit dem Fehlerterm ν_{rs} . Manning & Mullahy (2001), S. 471 f., folgend, stellt die OLS-Schätzung des Parameters \tilde{p} in (3.58) einen Test des für die Schätzung der $\hat{\mu}_{rs}$ angenommenen Parameters p dar. Die Monte-Carlo-Simulationsergebnisse von Head & Mayer (2014), S. 176 und S. 182, weisen darauf hin, dass ein zugrundegelegter Parameter $p = 1$ mit $\tilde{p} \approx 1.6$ einhergeht, so dass die Schätzung von (3.58) zwar nicht zur Schätzung des wahren p geeignet ist, allerdings für eine Entschei-

dung zwischen den Extremfällen $p = 1$ und $p = 2$ herangezogen werden kann. In der entsprechenden Zeile im unteren Teil der Tabelle 3.6 sind die anhand von (3.58) geschätzten Werte \tilde{p} der PQML-Schätzung zu finden. Diese liegen, wie das Schätzergebnis von Head & Mayer (2014), S. 183, zwischen den simulierten Parameter \tilde{p} der Extremfälle $p = 1$ und $p = 2$. Die Vermutung von Head & Mayer (2014), S. 183, dass dieses Ergebnis auf eine zugrundeliegende zusammengesetzte Verteilung zurückzuführen sein könnte, kann somit durch unsere konsistente Schätzung des Parameters $p \approx 1.7$ mit der TQML-Methode bestätigt werden.

Die TQML-Schätzung impliziert, dass der Einfluss sowohl der distanzabhängigen als auch der Sprachhemmnisse auf die Höhe der Handelsströme größer ist als derjenige, der mit der PQML-Methode geschätzt wird.

4 Daten für die Kalibrierung, die Simulation und den Test

In diesem Kapitel werden die Daten beschrieben, die zur Kalibrierung des Modells, zur Simulation der regionalen Arbeitsmarkteffekte und zur Schätzung des Ausmaßes, den diese auf die tatsächliche Arbeitsmarktentwicklung in Deutschland haben, verwendet werden. Das Modell wird so kalibriert, dass es einen Benchmark-Datensatz als Gleichgewichtslösung reproduziert. Dieser enthalte Daten der deutschen Volkswirtschaft des Referenzjahres 2010.

Die Menge der heimischen Regionen, \mathcal{D} , besteht aus den 401 Kreisen und kreisfreien Städten des Bundesgebiets.

Die Menge der ausländischen Regionen, \mathcal{A} , besteht aus allen übrigen Staaten der Welt, mit denen Deutschland eine Handelsbeziehung hat und die zweckmäßig nach geografischen und politischen Gesichtspunkten zu 34 ausländischen Regionen zusammengefasst werden. Siehe Tabelle 4.1 für eine Auflistung dieser Regionen.

Die Menge der Sektoren, \mathcal{I} , besteht aus den Wirtschaftszweigen der Klassifikation der WZ 2008 des Statistischen Bundesamtes, die zweckmäßig zu 22 Sektoren zusammengefasst werden. Die Gliederungsebene der zweistelligen Wirtschaftsabteilungen dieser Klassifikation wird in der deutschen Input-Output-Tabelle verwendet und ist identisch zu derjenigen der Statistischen Systematik der Wirtschaftszweige der Europäischen Gemeinschaft (NACE Rev. 2), vgl. Statistisches Bundesamt (Hrsg.) (2008). Ich fasse diese zu den Sektoren zusammen, um zum einen bestimmte negative Werte in den Wirtschaftszweigen der Input-Output-Tabelle, die in unserem Modell nicht erklärt werden, in den Werten aggregierter Sektoren zu integrieren, und um zum anderen die Wirtschaftszweige zu verfügbaren Daten zu den Handelsströmen ihrer Produkte zuzuordnen. Zudem soll da-

Tabelle 4.1: Liste der ausländischen Regionen, \mathcal{A}

1	Belgien, Luxemburg	18	Slowakei
2	Frankreich	19	Bulgarien, Rumänien, Kroatien
3	Italien	20	Schweiz
4	Niederlande	21	Norwegen, Europäisches Nordmeer
5	Dänemark	22	GUS, Ukraine, Georgien
6	Vereinigtes Königreich	23	USA
7	Irland	24	Kanada
8	Östliches Mittelmeer, Westbalkan	25	Mittelamerika
9	Iberische Halbinsel	26	Südamerika
10	Österreich	27	Maghreb-Staaten, Ägypten
11	Finnland	28	Subsahara-Afrika
12	Schweden	29	Vorderasien
13	Tschechien	30	Südasien
14	Ungarn	31	China mit Sonderverwaltungszone
15	Baltikum	32	Japan, Korea
16	Polen	33	Südostasien
17	Slowenien	34	Australien, Ozeanien

durch der Rechenaufwand gering gehalten werden. Die Dienstleistungssektoren sind so aggregiert, dass sie Kategorien der Erweiterten Klassifikation des Dienstleistungsverkehrs in der Zahlungsbilanz 2002 (EBOPS) 2002 und der EBOPS 2010 entsprechen.¹

In unserem Modell entspricht ein Produkt $j \in \mathcal{I}$ den Produkten, die im Sektor $j \in \mathcal{I}$ hergestellt werden. In der Güterklassifikation in Verbindung mit den Wirtschaftszweigen (CPA) 2008 werden laut Statistisches Bundesamt (Hrsg.) (2008), S. 49, die Produkte auf diese Weise den Wirtschaftszweigen der NACE zugeordnet.

Die im Modell betrachteten Sektoren mit den entsprechenden Produkten, $i \in \mathcal{I}$, sind in Tabelle 4.2 aufgelistet. Die letzten beiden Spalten enthalten Substitutionselastizitäten σ_i aus drei verschiedenen Quellen. Die Werte der vorletzten Spalte

¹Entsprechungstabellen, in denen die Dienstleistungen der Güterklassifikation in Verbindung mit den Wirtschaftszweigen 2008 (CPA 2008) den Kategorien der Erweiterten Klassifikation des Dienstleistungsverkehrs in der Zahlungsbilanz EBOPS 2010 zugeordnet werden, sind auf dem Klassifikationsserver RAMON von Eurostat zu finden. Die Kategorien der EBOPS 2010 entsprechen, bis auf kleinere Ausnahmen, die für unsere Sektoren \mathcal{I} vernachlässigbar sind, laut WTO (Hrsg.) (2010), S. 15, denjenigen der EBOPS 2002.

Tabelle 4.2: Die Sektoren, bzw. Produkte, $i \in \mathcal{I}$, des Modells

i	Sektor, bzw. Produkt	Wirtschafts- abteilungen der WZ 2008 ^a	σ_i^b	σ_i^c
1	Land-, Forstwirtschaft, Fischerei	01–03	2.86	15.07
2	Bergbau	05–09	20.07	24.25
3	Nahrungsmittel	10–12	3.14	12.34
4	Textilien, Bekleidung	13–15	4.69	19.27
5	Papier-, Holz-, sonstige Waren, Möbel	16–18, 31–32	4.38	13.75
6	Kokerei, Mineralöl	19	9.54	13.84
7	Chemische Erzeugnisse	20	11.21	19.77
8	Pharmazeutische Erzeugnisse	21	11.21	19.77
9	Gummi-, Kunststoffwaren	22	11.21	19.77
10	Glas-, Steinwaren	23	8.87	16.54
11	Metall	24	10.62	28.48
12	Metallwaren	25	5.73	23.81
13	Elektronik	26–27	4.32	15.92
14	Maschinenbau	28	7.19	22.38
15	Kraftwagen	29	1.48	13.74
16	Sonstige Fahrzeuge	30	1.48	18.08
17	Energie, Abfall	35–39	14.10	18.00
18	Bau, Handel, Verkehr	41–53 ^d	2.23	8.89
19	Gastgew., Verwaltung, Bildung, Gesundheit	55–56 ^e , 84–98 ^f	2.23	26.06
20	Information, Kommunikation	58–63 ^g	4.34	10.22
21	Finanzen, Versicherung	64–66 ^h	2.68	10.22
22	Technische, wirtschaftliche Dienstleistungen	33, 68–82 ⁱ	2.68	10.22

^aSiehe Statistisches Bundesamt (Hrsg.) (2008).

^bDie Werte der Sektoren 1–16 stammen aus Aichele et al. (2014) und die der restlichen Sektoren aus Broda & Weinstein (2006).

^cDie Werte stammen aus Hillberry et al. (2005).

^dEntspricht den Kategorien Transportation und Construction der EBOPS 2002.

^eEntspricht der Kategorie Travel der EBOPS 2002.

^fEntspricht den Kategorien Personal, cultural and recreational services und Government services, not included elsewhere, der EBOPS 2002.

^gEntspricht den Kategorien Computer and information services und Communication services der EBOPS 2002.

^hEntspricht den Kategorien Financial services und Insurance services der EBOPS 2002.

ⁱEntspricht der Kategorie Other business services der EBOPS 2002.

für die Sektoren 1 – 16 stammen aus Aichele et al. (2014), S. 15, und für die restlichen Sektoren aus Broda & Weinstein (2006).² Die Werte in der letzten Spalte stammen aus Hillberry et al. (2005), S. 980, und sind diejenigen, die ich für die Kalibrierung unseres Simulationsmodells verwende. Sie sind berechnet als Mittelwerte der entsprechenden in der Quelle enthaltenen Sektoren.

4.1 Daten der Input-Output-Tabelle

Die gemäß Tabelle 4.2 aggregierte Input-Output-Tabelle Deutschlands des Jahres 2010 aus Statistisches Bundesamt (Hrsg.) (2015) bildet das Grundgerüst des Benchmark-Datensatzes. Dieser entnehme ich die Daten A_j^i , B_j^f , E^i , T_{DA}^j und T_{AD}^j , vgl. Tabelle 3.1.

Die quadratische Vorleistungsmatrix enthält die Mengen der eingesetzten Güter aus inländischer Produktion und Importen in den Sektoren, bewertet zu Herstellungspreisen, A_j^i . Die Güter umfassen hierbei alle Waren und Dienstleistungen.

Die Matrix der Primärintputs enthält die Werte der eingesetzten Produktionsfaktoren in den Sektoren, B_j^f . Hierbei sind die Werte B_j^1 die Arbeitnehmerentgelte, die in den Sektoren erzielt werden, und die Werte B_j^2 diejenigen eines restlichen Produktionsfaktors. Dieser enthält die Nettobetriebsüberschüsse, die Abschreibungen und sonstige Produktionsabgaben abzüglich sonstiger Subventionen. Die genannten Produktionsfaktoren ergeben in der Summe die Bruttowertschöpfungen der Sektoren. In den restlichen Faktor integriere ich auch die Nettogütersteuern, d. h. die Gütersteuern abzüglich der -subventionen, die bei der Anschaffung der Vorleistungen anfallen und somit Teil des Produktionswertes sind, auch wenn

²Die Elastizitäten aus Aichele et al. (2014) sind für zusammengefasste Sektoren der GTAP 8, die unseren Sektoren entsprechen. Die Elastizität unseres Sektors 4 sei der Mittelwert der entsprechenden Sektoren Textiles und Leather. Die Elastizität unseres Sektors 5 sei der Mittelwert der entsprechenden drei Sektoren Wood, Paper und Manufactures nec. Die Elastizitäten unserer Sektoren 7, 8 und 9 seien die des zusammengefassten Sektors Chemicals. Die Elastizität unseres Sektors 11 sei der Mittelwert der entsprechenden Sektoren Ferrous metals und Metals nec. Die Elastizitäten unserer Sektoren 15 und 16 seien die des zusammengefassten Sektors Motor vehicles.

Die Elastizitäten aus Broda & Weinstein (2006) sind nicht für alle unserer Sektoren verfügbar und nur für einzelne Dienstleistungen innerhalb der Sektoren. Ich nehme an, dass die verfügbaren Werte für den jeweiligen gesamten Sektor und für ähnliche Sektoren gelten.

es sich bei diesen gemäß Kuhn (2010), S. 16, nicht um Primärinputs handelt.

Die Endnachfragematrix wird zu zwei Vektoren zusammengefasst.

Der Vektor der heimischen Endnachfrage enthält die Werte der Verwendung des Produktaufkommens als Endprodukt im Inland, E^i , insbesondere die Summe aus den Konsumausgaben privater Haushalte, Organisationen ohne Erwerbszweck und des Staates und den Werten der Anlageinvestitionen und der Vorratsveränderungen. Die auf den Endprodukten liegenden Nettogütersteuern betrachte ich hierbei nicht.

Der Vektor der Exportwerte enthält die produktspezifischen Elemente T_{DA}^j . Da das gesamte Aufkommen eines Produktes aus heimischer Produktion und Importen besteht, tritt bei einigen Produkten der Fall auf, dass der Exportwert größer als der heimische Produktionswert ist. Dieses kann daran liegen, dass importierte Endprodukte als Reexporte exportiert werden.³ Da dieses Phänomen in unserem Modell nicht abgebildet wird, betrachte ich nur die im Inland produzierten Exporte. Diese Werte sind in der oben genannten Quelle in einer separaten Input-Output-Tabelle ausgewiesen, die ausschließlich die inländische Produktion betrachtet.

Der Vektor der Importwerte enthält die produktspezifischen Elemente T_{AD}^j . Ich verringere dementsprechend ebenfalls die Importwerte um die Werte der im Ausland produzierten Exporte.

4.2 Regionale Daten

Die regionalen Produktionsstrukturen, $b_{i,r}^1$, berechne ich anhand der Anteile der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten, gemäß ihrem Arbeitsort, in den Regionen eines Sektors an allen sozialversicherungspflichtig Beschäftigten des Sektors im Jahr 2010, $l_{i,r}$, und den regionalen durchschnittlichen Arbeitnehmerentgelten pro Arbeitnehmer, im Folgenden regionale Löhne genannt, im Jahr $t = 2010$, $w_r = w_r^{(2010)}$.

Die Anteile $l_{i,r}$ stammen aus der Beschäftigungsstatistik der Bundesagentur für

³Im Elektroniksektor beträgt z. B. der Wert der im Ausland produzierten deutschen Exporte über 40 Mrd. Euro.

Arbeit.⁴

Die regionalen Löhne des Referenzjahres 2010, $w_r^{(2010)}$, entnehme ich einem Panel-Datensatz mit den Werten $w_r^{(t)}$ der Jahre $t = 1996, \dots, 2017$. Diese stammen aus den Veröffentlichungen Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder (Hrsg.) (2011, 2019a).⁵

Die regionalen Arbeitslosenquoten v_r , bezogen auf alle zivilen Erwerbspersonen, als Jahresdurchschnitt 2010, stammen aus der Veröffentlichung Bundesagentur für Arbeit (Hrsg.) (2011).

Den Anteil des regional umzuverteilenden Einkommens, ϕ , kalibriere ich gemäß (3.30) anhand des Verhältnisses von Ausgaben der Kreise und kreisfreien Städte, E_r , zur entsprechenden BWS, Y_r . Aufgrund fehlender Datenverfügbarkeit der Werte für Kreise und kreisfreie Städte, verteile ich die Ausgaben der Bundesländer mit den Anteilen der verfügbaren Einkommen der privaten Haushalte der Kreise und kreisfreien Städte an dem des entsprechenden Bundeslands. Hierbei nehme ich an, dass die Sparquoten in den Kreisen und kreisfreien Städten eines Bundeslands gleich sind. Die Ausgaben der Bundesländer ergeben sich als Summe der Konsumausgaben der privaten Haushalte, der privaten Organisationen ohne Erwerbszweck und des Staates und den Bruttoanlageinvestitionen mit Daten des Jahres 2010 aus der Veröffentlichung Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder (Hrsg.) (2019d). Die Daten zum verfügbaren Einkommen stammen aus der Veröffentlichung Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder (Hrsg.) (2019c). Die Daten der BWS der Kreise und kreisfreien Städte des Jahres 2010, Y_r , und der Zeitreihe der gesamtdeutschen Werte $Y^{(t)}$ der Jahre $t = 1995, \dots, 2017$, welche in der Simulation im Kapitel 5 verwendet werden, stammen aus der Veröffentlichung Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder (Hrsg.) (2019b).

Es ergibt sich mit den Daten von 2010 der Wert $\phi = 0.718$. Dieser ist der An-

⁴Zugang zu diesen Daten habe ich im Rahmen eines Gastforscherzugangs am Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung Nord in Kiel erhalten.

⁵Die beiden auf Kreisebene vorhandenen Zeitreihen mit den Daten $w_r^{(t)}$ der Jahre 2000 bis 2017 und 1996 bis 2009 werden zusammengeführt, indem die Daten vor dem Jahr 2000 gemäß durchgeführter Kreisgebietsreformen aggregiert werden und die Daten des Jahres 2000 des neueren Datensatzes mit den jährlichen Wachstumsraten der Daten vor 2000 zurückgerechnet werden.

teil des regional umzuverteilenden Einkommens der kreisfreien Stadt Wolfsburg. Die Anteile ν_r liegen zwischen 0 und 0.039 der kreisfreien Städte Wolfsburg und Berlin.⁶

4.3 Handelspartner- und güterspezifische Export- und Importentwicklungen

Die güterspezifischen Anteile der übrigen Länder der Welt am Wert der deutschen Exporte des Jahres $t = 2010$ lauten $\mathbf{t}_s^i = \frac{\mathbb{T}_{\mathcal{D}s}^{i,(2010)}}{\sum_s \mathbb{T}_{\mathcal{D}s}^{i,(2010)}}$, $s \in \mathcal{A}$, und diejenigen am Wert der deutschen Importe lauten $\mathbf{t}_{i,r} = \frac{\mathbb{T}_{r\mathcal{D}}^{i,(2010)}}{\sum_r \mathbb{T}_{r\mathcal{D}}^{i,(2010)}}$, $r \in \mathcal{A}$. Diese sind Querschnitte aus entsprechenden Panel-Datensätzen, welche die Relationen $\mathbf{t}_s^{i,(t)} = \frac{\mathbb{T}_{\mathcal{D}s}^{i,(t)}}{\sum_s \mathbb{T}_{\mathcal{D}s}^{i,(2010)}}$ und $\mathbf{t}_{i,r}^{(t)} = \frac{\mathbb{T}_{r\mathcal{D}}^{i,(t)}}{\sum_r \mathbb{T}_{r\mathcal{D}}^{i,(2010)}}$ der Jahre $t = 1995, \dots, 2017$ enthalten, wobei $\mathbf{t}_s^i = \mathbf{t}_s^{i,(2010)}$ und $\mathbf{t}_{i,r} = \mathbf{t}_{i,r}^{(2010)}$. Diese Relationen bilden die Entwicklungen der länderspezifischen Ex- und Importe über die Zeit ab und werden in der Simulation im Kapitel 5 verwendet.

Die Exportwerte von Gut i in das Land s im Jahr t , $\mathbb{T}_{\mathcal{D}s}^{i,(t)}$, und die Importwerte von Gut i aus Land r im Jahr t , $\mathbb{T}_{r\mathcal{D}}^{i,(t)}$, der Sektoren $i = 1, \dots, 17$ stammen aus der in Eurostat (Hrsg.) (2016) beschriebenen Datenbank Comext von Eurostat, dem Statistischen Amt der EU. Die der Dienstleistungssektoren $i = 18, \dots, 22$ stammen aus dem in Fortanier et al. (2017) beschriebenen Datensatz des ausbalancierten Dienstleistungshandels (BaTIS) der Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung (OECD) und der WTO.

Die Entwicklung der Importwerte von Gütern des Bergbau-Sektors, $i = 2$, für die Jahre $t \neq 2010$ berechne ich hierbei als güterpreisbereinigte Entwicklung. Wie in Abbildung 4.1 zu sehen ist, ist die tatsächliche Wertentwicklung der importierten Energie aus Rohöl und Erdgas, welche 88% des Wertes der Importe dieses Sektors ausmachen, in erster Linie auf deren Preisentwicklung zurückzuführen. Damit die Globalisierungseffekte, die sich aus der Importwertentwicklung dieses Sektors

⁶Wäre die Menge der Regionen \mathcal{D} die der Bundesländer, wäre $\phi = 0.282$ und die Anteile ν_r lägen zwischen 0 und 0.183 der Bundesländer Hamburg und Nordrhein-Westfalen.

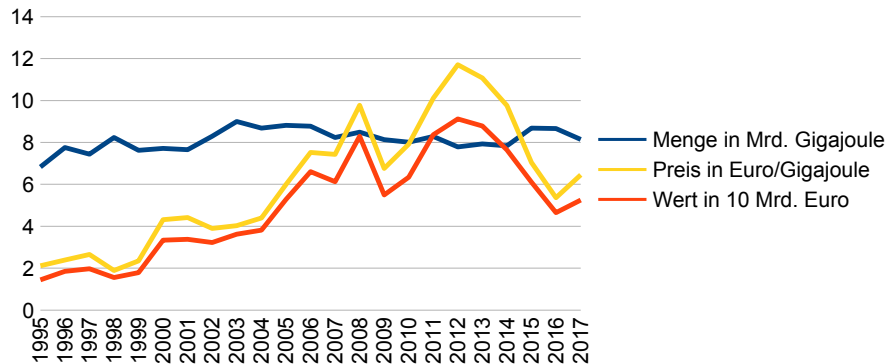


Abbildung 4.1: Entwicklung Deutschlands importierter Energie aus Rohöl und Erdgas, Daten vom Statistischen Bundesamt, Wiesbaden

ergeben, nicht überschätzt werden, blende ich diese Güterpreisentwicklung aus. Hierzu ersetze ich diese Preisentwicklung durch die Entwicklung des verketteten Bruttoinlandsprodukt (BIP)-Deflators, $\frac{P^{(t)}}{P^{(2010)}}$. Die daraus folgende Importwertentwicklung wird dann gemäß den tatsächlichen jährlichen Anteilen auf die Handelspartner verteilt, so dass die entsprechende Relation $t_{2,r}^{(t)} = \frac{T_{rD}^{2,(t)}}{\sum_r T_{rD}^{2,(t)}} \frac{P^{(t)} X_{2,D}^{(t)}}{P^{(2010)} X_{2,D}^{(2010)}}$ lautet, wobei $\frac{X_{2,D}^{(t)}}{X_{2,D}^{(2010)}}$ die Entwicklung der importierten Energiemenge aus Rohöl und Erdgas ist.⁷

⁷Die Daten zur Berechnung des verketteten BIP-Deflators stammen aus Statistisches Bundesamt (Hrsg.) (2020), S.14, und die zu den Rohöl- und Erdgasimporten vom Statistischen Bundesamt, siehe <https://www.destatis.de/DE/Themen/Wirtschaft/Aussenhandel/Tabellen/rohoel-jaehrlich.html> und <https://www.destatis.de/DE/Themen/Wirtschaft/Aussenhandel/Tabellen/erdgas-jaehrlich.html>.

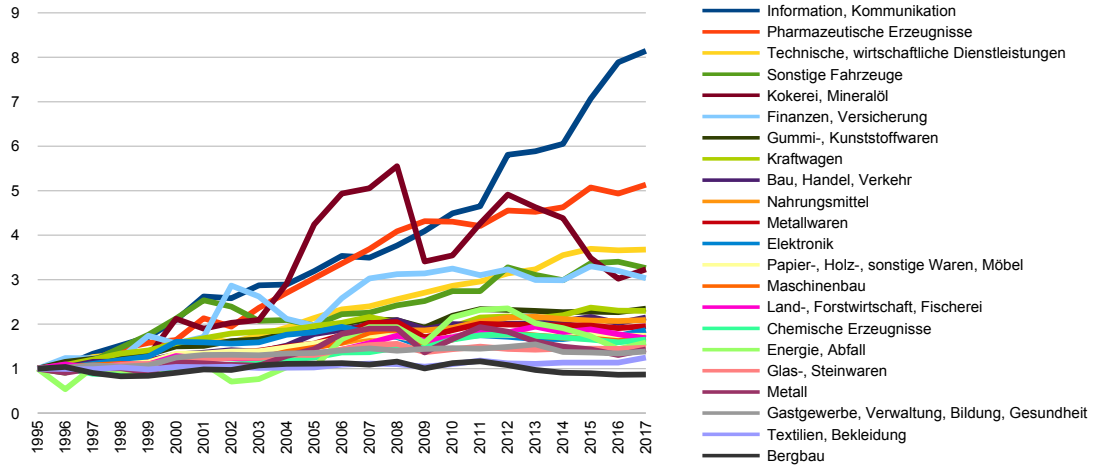
5 Simulation der regionalen Arbeitsmarkteffekte

In diesem Kapitel simuliere ich die jährlichen regionalen Arbeitsmarkteffekte der Globalisierung in Deutschland für den Zeitraum 1995 bis 2017 in dem im Kapitel 2 beschriebenen Gleichgewichtsmodell, das anhand der Daten aus Kapitel 4 kalibriert ist. Wie stark Regionen von der Globalisierung betroffen sind, hängt insbesondere zum einen von den sektoralen Strukturen der Regionen und zum anderen auch von der räumlichen Erreichbarkeit der Regionen ab.

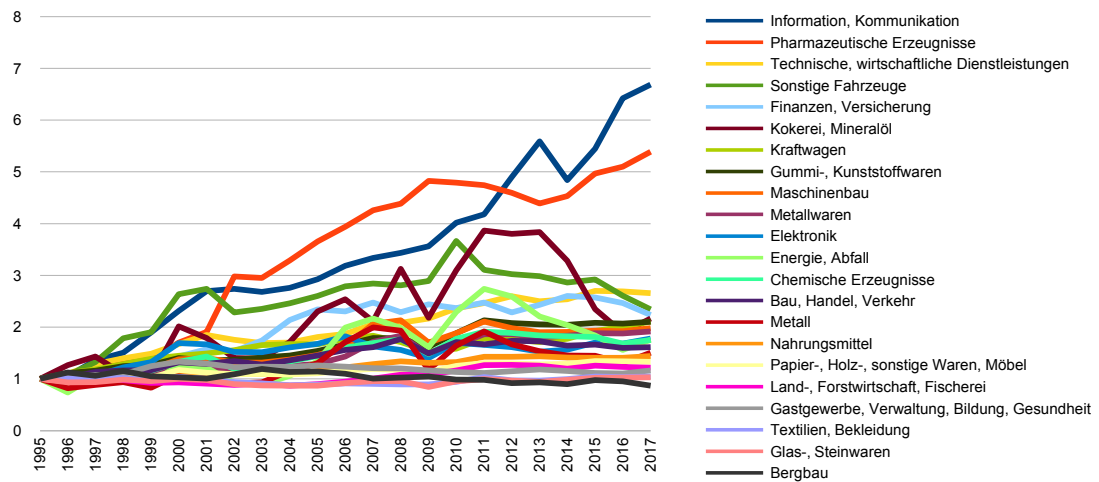
Das Ausmaß der Globalisierung in Deutschland, deren Effekte simuliert werden sollen, bilde ich mit den Werten $\mathbb{T}_{\mathcal{D}s}^{i,(t)} \frac{Y^{(2010)}}{Y^{(t)}}$ und $\mathbb{T}_{r\mathcal{D}}^{i,(t)} \frac{Y^{(2010)}}{Y^{(t)}}$ der Jahre $t = 1995, \dots, 2017$ ab. Die güterspezifischen Werte der deutschen Exporte in ein Land $s \in \mathcal{A}$ im Jahr t , $\mathbb{T}_{\mathcal{D}s}^{i,(t)}$, werden anhand der Entwicklung der deutschen BWS, $\frac{Y^{(2010)}}{Y^{(t)}}$, auf das Benchmark-Jahr 2010 hochgerechnet. Entsprechendes gilt für die güterspezifischen Werte der deutschen Importe aus einem Land $r \in \mathcal{A}$ im Jahr t , $\mathbb{T}_{r\mathcal{D}}^{i,(t)}$. Auf diese Weise wird die gesamtwirtschaftliche Entwicklung in dem Zeitraum ausgeblendet.

Die in den Abbildungen 5.1(a) und 5.1(b) dargestellten Entwicklungen der Export- und der Importwerte der betrachteten Produkte bezüglich des Jahres 1995 zeigen die unterschiedliche Betroffenheit der Sektoren. Hierzu sind die Werte $\mathbb{T}_{\mathcal{D}s}^{i,(t)} \frac{Y^{(1995)}}{Y^{(t)}}$ und $\mathbb{T}_{r\mathcal{D}}^{i,(t)} \frac{Y^{(1995)}}{Y^{(t)}}$ in Bezug gesetzt zu $\mathbb{T}_{\mathcal{D}s}^{i,(1995)}$ und $\mathbb{T}_{r\mathcal{D}}^{i,(1995)}$ und über die Handelspartner summiert. D. h., dargestellt sind die relativen Entwicklungen $\frac{\sum_s \mathbb{T}_{\mathcal{D}s}^{i,(t)} \frac{Y^{(1995)}}{Y^{(t)}}}{\sum_s \mathbb{T}_{\mathcal{D}s}^{i,(1995)} \frac{Y^{(1995)}}{Y^{(t)}}}$ und $\frac{\sum_r \mathbb{T}_{r\mathcal{D}}^{i,(t)} \frac{Y^{(1995)}}{Y^{(t)}}}{\sum_r \mathbb{T}_{r\mathcal{D}}^{i,(1995)} \frac{Y^{(1995)}}{Y^{(t)}}}$. Die Legendeneinträge sind hierbei entsprechend der Höhe der Zuwächse der jeweiligen Werte von 1995 bis 2017 geordnet. Die Entwicklung der Exportwerte übersteigt die der Importwerte am stärksten in den Sektoren Information und Kommunikation, Kokerei und Mineralöl und Tech-

5 Simulation der regionalen Arbeitsmarkteffekte



(a) Entwicklung der güterspezifischen Exportwerte



(b) Entwicklung der güterspezifischen Importwerte

Abbildung 5.1: Entwicklung der güterspezifischen Exportwerte und Importwerte bezüglich des Jahres 1995 im Verhältnis zur entsprechenden Entwicklung der BWS, $\frac{\sum_s T_{Ds}^{i,(t)}}{\sum_s T_{Ds}^{i,(1995)}} \frac{Y(1995)}{Y(t)}$ und $\frac{\sum_r T_{rD}^{i,(t)}}{\sum_r T_{rD}^{i,(1995)}} \frac{Y(1995)}{Y(t)}$

nische, wirtschaftliche Dienstleistungen und die der Importwerte übersteigt die der Exportwerte am stärksten in den Sektoren Maschinenbau, Pharmazeutische Erzeugnisse und Energie, Abfall. Wie stark die regionalen Arbeitsmärkte hiervon betroffen sind, hängt neben den sektoralen Strukturen der Regionen auch von den Vorleistungsverflechtungen der Produktionssektoren ab.

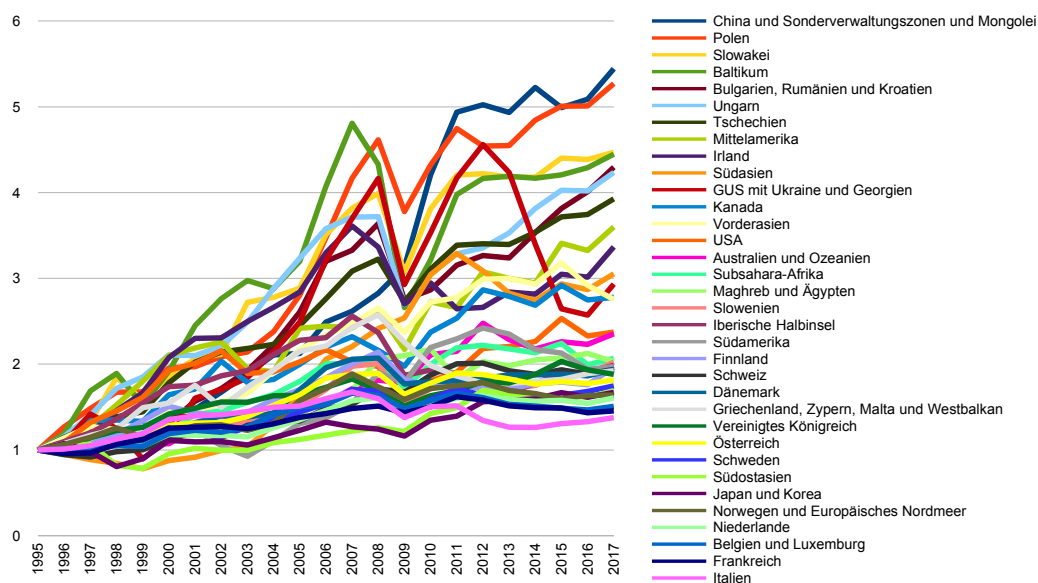
Die Abbildungen 5.2(a) und 5.2(b) zeigen die entsprechenden Entwicklungen der Exporte und der Importe, aufgegliedert nach den im Modell betrachteten Handelspartnern. D. h., dargestellt sind die relativen Entwicklungen $\frac{\sum_i \tau_{\mathcal{D}s}^{i,(t)} Y^{(1995)}}{\sum_i \tau_{\mathcal{D}s}^{i,(1995)} Y^{(t)}}$ und $\frac{\sum_i \tau_{r\mathcal{D}}^{i,(t)} Y^{(1995)}}{\sum_i \tau_{r\mathcal{D}}^{i,(1995)} Y^{(t)}}$. Es lässt sich erkennen, dass osteuropäische Handelspartner und Handelspartner aus Fernost die größten Zuwächse zu verzeichnen haben. Die Legendeneinträge sind wiederum entsprechend der Höhe der Zuwächse geordnet. Aufgrund der unterschiedlichen Handelskosten hängt das Ausmaß der Betroffenheit der deutschen Regionen insbesondere von ihrer Nähe zu diesen Handelspartnern ab.

Abschließend zeigt die Abbildung 5.3 die Entwicklung der gesamten Exportwerte und Importwerte bezüglich des Jahres 1995 im Verhältnis zur entsprechenden Entwicklung der BWS, d. h. $\frac{\sum_s \sum_i \tau_{\mathcal{D}s}^{i,(t)} Y^{(1995)}}{\sum_s \sum_i \tau_{\mathcal{D}s}^{i,(1995)} Y^{(t)}}$ und $\frac{\sum_s \sum_i \tau_{r\mathcal{D}}^{i,(t)} Y^{(1995)}}{\sum_s \sum_i \tau_{r\mathcal{D}}^{i,(1995)} Y^{(t)}}$.

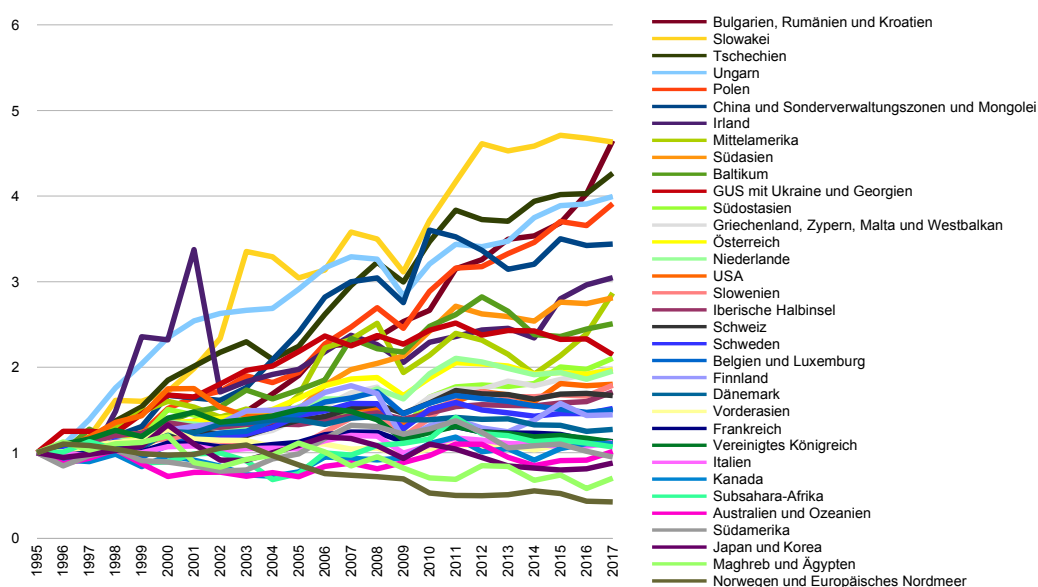
5.1 Implementierung der Ex- und Importschocks im Modell

Eine zentrale Annahme ist, dass die beschriebenen jährlichen Ex- und Importentwicklungen für die deutschen Regionen als modellexogen aufgefasst werden. In diesem Sinne bildet das Modell nur denjenigen Teil der regionalen Auswirkungen ab, den die Entwicklung dieser internationalen Handelsströme auf die nachgefragten und angebotenen Werte in den deutschen Regionen haben, und nicht die Auswirkungen, die die in Deutschland nachgefragten und angebotenen Werte auf die Handelsströme haben. Diese Annahme ist bei kleinen Volkswirtschaften gerechtfertigt, die vollkommen dem Export- und Importverhalten der Handelspartner ausgeliefert sind. Die jährlichen güterspezifischen Handelsströme zu und von den Handelspartnern können somit als mehr oder minder starke Nachfrage- oder

5 Simulation der regionalen Arbeitsmarkteffekte



(a) Entwicklung der handelspartnerspezifischen Exportwerte



(b) Entwicklung der handelspartnerspezifischen Importwerte

Abbildung 5.2: Entwicklung der handelspartnerspezifischen Exportwerte und Importwerte bezüglich des Jahres 1995 im Verhältnis zur entsprechenden Entwicklung der BWS, $\frac{\sum_i T_{D_s}^{i,(t)} Y(1995)}{\sum_i T_{D_s}^{i,(1995)} Y(t)}$ und

$$\frac{\sum_i T_{rD}^{i,(t)} Y(1995)}{\sum_i T_{rD}^{i,(1995)} Y(t)}$$

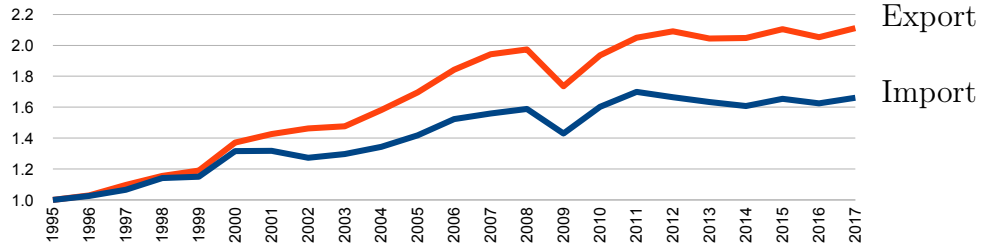


Abbildung 5.3: Entwicklung der gesamten Exportwerte und Importwerte bezüglich des Jahres 1995 im Verhältnis zur entsprechenden Entwicklung der BWS, $\frac{\sum_s \sum_i \Gamma_{D_s}^{i,(t)}}{\sum_s \sum_i \Gamma_{D_s}^{i,(1995)}} \frac{Y^{(1995)}}{Y^{(t)}}$ und $\frac{\sum_s \sum_i \Gamma_{rD}^{i,(t)}}{\sum_s \sum_i \Gamma_{rD}^{i,(1995)}} \frac{Y^{(1995)}}{Y^{(t)}}$

Angebotsschocks auf die regionalen Güter- und Arbeitsmärkte aufgefasst werden. Insbesondere haben diese Schocks aufgrund der regionalen Wirtschaftsstrukturen und der unterschiedlich hohen Transportkosten Auswirkungen auf die regionalen Güter- und Faktorpreise, die nachgefragten und angebotenen Gütermengen und die nachgefragten Faktormengen.

Die Ex- und Importschocks bestehen aus sich exogen ändernden Ex- und Importwerten und werden in dem anhand der Daten aus Kapitel 4 kalibrierten Modell implementiert. Unsere Globalisierungsmaße $\Gamma_{D_s}^{i,(t)} \frac{Y^{(2010)}}{Y^{(t)}}$ und $\Gamma_{rD}^{i,(t)} \frac{Y^{(2010)}}{Y^{(t)}}$ müssen dazu, äquivalent zur Vorgehensweise bei der Kalibrierung, auf das Niveau der entsprechenden Werte in der Input-Output-Tabelle, Γ_{DA}^i und Γ_{AD}^i , skaliert werden.¹

Das Simulationsmodell besteht aus dem System der Gleichungen der Tabelle 2.4 und wird zum einen durch die beiden Gleichungen

$$q_s^i Z_s^i = \frac{\Gamma_{D_s}^{i,(t)} \frac{Y^{(2010)}}{Y^{(t)}}}{\sum_s \Gamma_{D_s}^{i,(2010)}} \Gamma_{DA}^i \quad (5.1)$$

und

$$p_{i,r} X_{i,r} = \frac{\Gamma_{rD}^{i,(t)} \frac{Y^{(2010)}}{Y^{(t)}}}{\sum_r \Gamma_{rD}^{i,(2010)}} \Gamma_{AD}^i \quad (5.2)$$

¹Die Ungleichheit von $\sum_s \Gamma_{D_s}^{i,(2010)}$ und Γ_{DA}^i und von $\sum_r \Gamma_{rD}^{i,(2010)}$ und Γ_{AD}^i ergibt sich ausschließlich daraus, dass diese aus unterschiedlichen Datenquellen, nämlich den Außenhandelsstatistiken und der Input-Output-Tabelle, stammen.

ergänzt. Da diese Ex- und Importschocks lediglich das Produkt aus Preis und Menge betreffen, werden durch diese zusätzlichen Gleichungen die Schocks auf die Niveauparameter ζ_s^i und $\chi_{i,r}$ der Exportnachfrage- und Importangebotsfunktionen (2.9) und (2.19) identifiziert.

Gleichung (5.1) verlangt, dass die modellendogenen Exportwerte der Güter i in die Länder $s \in \mathcal{A}$, $q_s^i Z_s^i$, gleich den exogenen Exportwerten des Jahres t sind, welche anhand der Entwicklung der deutschen BWS auf das Benchmark-Jahr 2010 hochgerechnet sind. Die Freiheitsgrade dieser zusätzlichen Gleichung werden durch eine endogene Anpassung der ausländischen Exportnachfrageparameter ζ_s^i geschlossen, die somit die Exportnachfrageschocks abbilden, die in den sich jährlich exogen verändernden Exportwerten bestehen.

Gleichung (5.2) verlangt entsprechend, dass die modellendogenen Importwerte der Güter i aus den Ländern $r \in \mathcal{A}$, $p_{i,r} X_{i,r}$, gleich den exogenen Importwerten des betrachteten Jahres t sind, ebenfalls anhand der Entwicklung der deutschen BWS auf das Benchmark-Jahr 2010 hochgerechnet. Die Freiheitsgrade dieser zusätzlichen Gleichung werden durch eine endogene Anpassung der ausländischen Importangebotsparameter $\chi_{i,r}$ geschlossen. Diese Parameter bilden somit die Importangebotschocks ab, die in den sich jährlich exogen verändernden Importwerten bestehen.

Durch diese Verschiebungen der Exportnachfrage- und Importangebotswerte in Relation zur Bruttowertschöpfung passen sich die Güter- und Faktorpreise $p_{i,r}$ und w_r^f an. Das absolute Preisniveau, gemessen mit dem durchschnittlichen Konsumentenpreisindex, muss mit einer zusätzlichen Bedingung festgelegt werden. Im Benchmark-Gleichgewicht des Jahres $t = 2010$ wird der mit den Nutzenniveaus $U_s^{(2010)} = \frac{E_s^{(2010)}}{\pi_s^{(2010)}}$ gewichtete durchschnittliche Konsumentenpreisindex $\bar{\pi}$ gemäß (3.16) gleich eins gesetzt. Im Jahr t lautet die entsprechende Bedingung, dass der mit den Nutzenniveaus $U_s^{(2010)}$ gewichtete $\bar{\pi}$ ebenfalls gleich eins ist, d. h.,

$$\sum_{s \in \mathcal{D}} \pi_s U_s^{(2010)} = \sum_{s \in \mathcal{D}} U_s^{(2010)}. \quad (5.3)$$

5.1.1 Der Zusammenhang zwischen den Ex- und Importwerten und den Niveauparametern der Exportnachfrage und des Importangebots

Die Zusammenhänge zwischen dem Exportwert und dem Niveauparameter ζ_s^i der Exportnachfragefunktion und dem Importwert und dem Niveauparameter $\chi_{i,r}$ der Importangebotsfunktion sind in den Angebots-Nachfrage-Diagrammen der Abbildung 5.4 veranschaulicht.

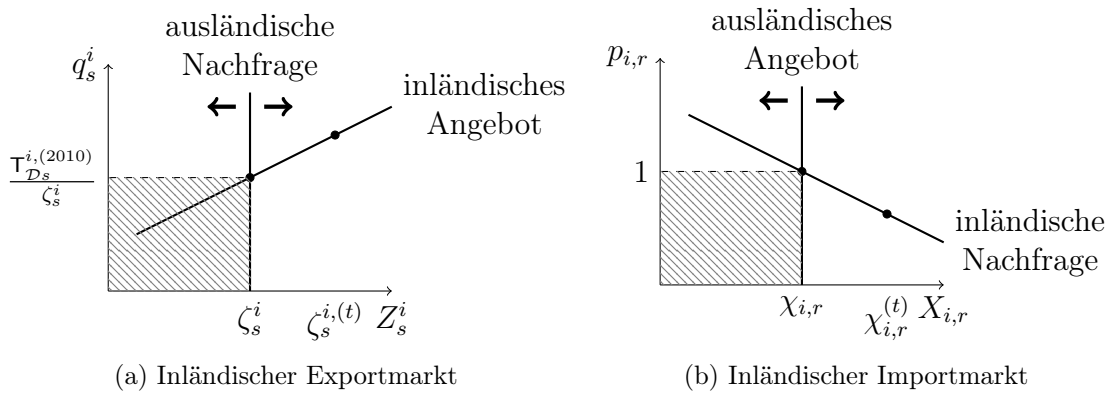


Abbildung 5.4: Inländischer Exportmarkt und inländischer Importmarkt, beispielhaft dargestellt für die Fälle $\lambda^i = 0$ und $\eta_i = 0$

Im Diagramm 5.4(a) ist schematisch der Markt inländischer Exportgüter dargestellt, bestehend aus der ausländischen Exportnachfragefunktion (2.9) und einer inländischen Exportangebotsfunktion. Eine inländische Exportangebotselastizität ist in unserem Modell nicht explizit parameterisiert, sondern, Hillberry & Hummels (2013), S. 1247, folgend, implizit durch die Kostenfunktion und die Nullgewinnbedingung (2.31) gegeben. Durch Verschiebungen der ausländischen Nachfrage zu verschiedenen Zeitpunkten t kann diese jedoch näherungsweise als $\frac{\partial \ln Z_s^{i,(t)}}{\partial \ln q_s^i}$ identifiziert werden. Ein Wert größer als null impliziert, dass die heimischen Preise $p_{i,r}$ in q_s^i steigen müssen, damit die Exportmenge steigt. Da die Elastizität der Transformation des inländischen Outputs $X_{i,r}$ in Güter mit verschiedenen Zielregionen, T_{rs}^i , entsprechend (2.20) unendlich hoch ist, spiegelt ein endlicher Wert der Exportangebotselastizität die Knappheit der Produktionsfaktoren, unabhän-

gig von der Zielregion, wider. Änderungen der exogenen Exportwerte werden im Modell durch Änderungen der Niveauparameter der ausländischen Exportnachfragefunktion abgebildet, was im Diagramm als Verschiebung dieser dargestellt ist. Im Diagramm ist der Fall einer vollkommen preisunelastischen Exportnachfrage, $\lambda^i = 0$, dargestellt, da in diesem Fall die Mengen Z_s^i den Parametern ζ_s^i entsprechen. Ausgehend vom Benchmark-Gleichgewicht entspricht ein Anstieg des als Rechteckfläche markierten Exportwertes einer Erhöhung des Parameters von ζ_s^i auf $\zeta_s^{i,(t)}$.

Im Diagramm 5.4(b) ist entsprechend der Markt inländischer Importgüter dargestellt, bestehend aus der ausländischen Importangebotsfunktion (2.19) und einer inländischen Importnachfragefunktion. Die Preiselastizität der Importnachfrage entspricht dem Ausdruck (2.18), $\frac{\partial T/T}{\partial p/p} < 0$. Damit gewährleistet ist, dass ein Anstieg des Importwertes mit einem Anstieg der Importmenge verbunden ist, muss die Preiselastizität kleiner als -1 sein, so dass eine prozentuale Preissenkung mit einem betragsmäßig größeren prozentualen Mengenanstieg verbunden ist. Dieses ist laut (2.18) genau dann der Fall, wenn $\sigma_i > 1 + \frac{\gamma_{i,r} \left(\frac{p_{i,r} \tau_{rs}^i}{q_s^i} \right)^{1-\sigma_i} \left(1 + \frac{\partial Z_s^i / Z_s^i}{\partial q_s^i / q_s^i} \right)}{1 - m_{rs}^i}$. Nehmen wir der Einfachheit halber wie im Fall der ursprünglichen Eisberg-Transportkostenannahme an, dass $m_{rs}^i = \gamma_{i,r} \left(\frac{p_{i,r} \tau_{rs}^i}{q_s^i} \right)^{1-\sigma_i}$, so lautet diese Bedingung $\sigma_i > 1 + \frac{\partial Z_s^i / Z_s^i}{\partial q_s^i / q_s^i} m_{rs}^i$. Da $\frac{\partial Z_s^i / Z_s^i}{\partial q_s^i / q_s^i} < 0$, ist bei unserer Wahl der Substitutionselastizitäten $\sigma_i \geq 8.89, \forall i$, die Bedingung auf jeden Fall erfüllt, da $m_{rs}^i < \frac{\sigma_i - 1}{\sigma_i} = 0.88, \forall i$.

Änderungen der exogenen Importwerte werden im Modell durch Änderungen der Niveauparameter der ausländischen Importangebotsfunktion, $\chi_{i,r}$, abgebildet, was im Diagramm als Verschiebung dieser dargestellt ist. Auch hier betrachte ich in der schematischen Darstellung den Fall eines vollkommen preisunelastischen Importangebots, $\eta_i = 0$. Im Benchmark-Gleichgewicht ist gemäß (3.6) und (3.17) $X_{i,r} = \mathbf{t}_{i,r} \mathbf{T}_{\mathcal{AD}}^i$. Die beobachteten Importwerte schlagen sich hierin in den Niveauparametern der inländischen Nachfragefunktionen, $\gamma_{i,r}$, $r \in \mathcal{A}$, nieder. Die Angebotsfunktion (2.19) bildet somit die relative Abweichung der importierten Menge $X_{i,r}$ vom Benchmark-Gleichgewicht ab. Ausgehend vom Benchmark-Gleichgewicht entspricht ein Anstieg des als Rechteckfläche markierten Importwertes einer Erhöhung des Parameters $\chi_{i,r}$ von $\mathbf{t}_{i,r} \mathbf{T}_{\mathcal{AD}}^i$ auf $\chi_{i,r}^{(t)}$.

5.1.2 Lösung des Simulations-Gleichungssystems

Die Effekte dieser Ex- und Importschocks auf alle modellendogenen Variablen werden simuliert, indem das mit den Gleichungen (5.1), (5.2) und (5.3) ergänzte kalibrierte Gleichungssystem der Tabelle 2.4 bezüglich dieser Variablen gelöst wird. Dieses Gleichungssystem lässt sich durch rekursives Einsetzen der Gleichungen zu einem System bestehend aus den $(2D + A)I + 2D$ Gleichungen des oberen Teils der Tabelle 2.4 und den $2AI + 1$ Gleichungen (5.1), (5.2) und (5.3) reduzieren. Dieses wird bezüglich der $2ID$ Variablen $p_{i,r}$, $r \in \mathcal{D}$, und $X_{i,r}$, $r \in \mathcal{D}$, den IA Variablen $p_{i,r}$, $r \in \mathcal{A}$, den $2D$ Variablen w_r^1 und w_r^2 und den $2IA$ Variablen ζ_s^i und $\chi_{i,r}$ gelöst.

Manche der heimischen Produktionsmengen $X_{i,r}$ sind im Benchmark-Gleichgewicht gleich null, da diese gemäß (3.8) anhand der regionalen sektorspezifischen Beschäftigungszahlen kalibriert worden sind. Diese Produktionsmengen bleiben in den Lösungen des Simulationsmodells gleich null. Um mit dem Problem umzugehen, das durch die Division durch diese Werte im Gleichungssystem entsteht, fassen wir grundsätzlich anstelle der absoluten Variablenwerte die relativen Abweichungen von den Benchmark-Werten als die endogenen Variablen auf. Ausgehend von einem Benchmark-Wert von null könnte diese endogene Variable willkürlich jeden beliebigen Wert annehmen, z. B. den Wert null. Die Gleichungen, in denen das Problem der Division durch eine Null auftritt, können somit ersetzt werden durch die Bedingungen, dass die jeweiligen endogenen Variablen, die durch diese Gleichungen bestimmt werden, gleich null sind.

Die Lösung des Gleichungssystems stellt dasjenige Marktgleichgewicht eines Jahres t dar, das sich ausschließlich anhand der jeweiligen jährlichen Ex- und Importwerte von dem Benchmark-Gleichgewicht des Jahres 2010 unterscheidet. Die als relative Änderungen im Vergleich zum Benchmark-Gleichgewicht aufgefassten endogenen Variablen spiegeln somit im Rahmen dieses Modells die Effekte der Globalisierung wider. Die auf diese Weise gewonnenen jährlichen regionalen Löhne werden im Folgenden als $w_r^{(t)}$ bezeichnet und dienen als Maß für die im Zentrum dieser Arbeit stehenden regionalen Arbeitsmarkteffekte der Globalisierung in Deutschland.

5.2 Simulationsergebnisse

Das Modell ist in dem Sinne beliebig skalierbar, dass die Menge der konsumierten und produzierten Güter, \mathcal{I} , die Menge der ausländischen Regionen, \mathcal{A} und die Menge der heimischen Regionen, \mathcal{D} , beliebig aggregiert und disaggregiert werden können. Während im Folgenden die Mengen \mathcal{I} und \mathcal{A} die im Kapitel 4 beschriebenen 22 Güter und 34 Länder enthalten, betrachte ich aus Darstellungsgründen für die Menge \mathcal{D} unterschiedliche Grade der Regionalisierung. Im Unterabschnitt 5.2.1 betrachte ich die Ergebnisse der zu den 16 Bundesländern zusammengefassten Kreise und kreisfreien Städte und im Unterabschnitt 5.2.2 die der zu 96 Raumordnungsregionen (ROR) zusammengefassten Kreise und kreisfreien Städte.²

Ich stelle die Simulationsergebnisse als Differenz in Prozentpunkten zwischen dem simulierten regionalen Lohn des Jahres t , $w_r^{(t)}$, relativ zu dem des Jahres 1995, und dem gesamtdeutschen Lohn $w^{(t)}$ relativ zu dem des Jahres 1995, auf, d. h. $\tilde{w}_r^{(t)} = 100 \left(\frac{w_r^{(t)}}{w_r^{(1995)}} - \frac{w^{(t)}}{w^{(1995)}} \right)$. Der simulierte gesamtdeutsche Lohn $w^{(t)}$ ist hierbei der beschäftigungsgewichtete Durchschnitt der regionalen Werte. Insbesondere stellt $\tilde{w}_r^{(2017)}$ die Abweichung der regionalen relativen Veränderung von 1995 bis 2017 von der entsprechenden gesamtdeutschen Veränderung in Prozentpunkten dar.

In den folgenden Abbildungen sind die Legendeneinträge jeweils gemäß der entsprechenden Ausprägungen von $\tilde{w}_r^{(2017)}$ sortiert.

5.2.1 Simulationsergebnisse für die deutschen Bundesländer

In Tabelle 5.1 sind die Löhne $\tilde{w}_r^{(2017)}$ aufgelistet, die sich aus der Simulation der Globalisierungseffekte in dem in den bisherigen Kapiteln beschriebenen kalibrierten Modell ergeben. Sie identifiziert somit die Globalisierungsgewinner des Zeitraums 1995 bis 2017. An dieser Stelle vergleichen wir zwei Modellvarianten, und zwar eine mit Berücksichtigung der Lohnkurve, d. h. einer vom endogenen Lohn abhängigen Arbeitslosenquote, und eine ohne Berücksichtigung dieser, d. h. mit ei-

²Die Lösung der Variante mit den 16 Bundesländern benötigt auf einem Desktop-Computer pro simuliertem Jahr durchschnittlich ca. 6 Minuten, die mit den 96 ROR ca. 50 Minuten.

Tabelle 5.1: Simulationsergebnisse der prozentualen Lohnentwicklung von 1995 bis 2017 in den Bundesländern, als absolute Abweichungen in Prozentpunkten dieser regionalen Werte von der gesamtdeutschen prozentualen Änderung von -0.19% bzw. -0.34% in den Modellen mit und ohne Lohnkurve, $\tilde{w}_r^{(2017)}$

Variante mit Lohnkurve		Variante ohne Lohnkurve	
r	$\tilde{w}_r^{(2017)}$	r	$\tilde{w}_r^{(2017)}$
Hamburg	0.13	Hamburg	0.18
Bremen	0.13	Saarland	0.16
Saarland	0.12	Bremen	0.15
Brandenburg	0.05	Baden-Württemberg	0.07
Baden-Württemberg	0.03	Bayern	0.05
Sachsen	0.02	Brandenburg	0.03
Niedersachsen	0.02	Niedersachsen	0.03
Bayern	0.01	Nordrhein-Westfalen	-0.01
Thüringen	0.01	Thüringen	-0.01
Sachsen-Anhalt	0.01	Sachsen	-0.02
Nordrhein-Westfalen	0.00	Sachsen-Anhalt	-0.04
Mecklenburg-Vorpommern	-0.02	Schleswig-Holstein	-0.06
Schleswig-Holstein	-0.04	Mecklenburg-Vorpommern	-0.10
Hessen	-0.09	Hessen	-0.10
Rheinland-Pfalz	-0.10	Rheinland-Pfalz	-0.11
Berlin	-0.15	Berlin	-0.29

ner exogenen Arbeitslosenquote. Im beschäftigungsgewichteten gesamtdeutschen Durchschnitt sind die Löhne aufgrund der Globalisierung in Deutschland in diesem Zeitraum real um $\frac{w^{(2017)}}{w^{(1995)}} - 1 = -0.19\%$ in der ersten Variante und um -0.34% in der zweiten Variante gewachsen. Aufgrund der gewählten Globalisierungsmaße $\frac{t_{i,r}^{(t)}}{\bar{Y}^{(t)}}$ und $\frac{t_s^{i,(t)}}{\bar{Y}^{(t)}}$ sind diese Löhne um die Entwicklung der gesamtdeutschen BWS bereinigt.

Die jährlichen Entwicklungen $\tilde{w}_r^{(t)}$, die in die Werte der Tabelle 5.1 münden, sind in den unteren Diagrammen der Abbildungen 5.5 und 5.6 dargestellt. Diese

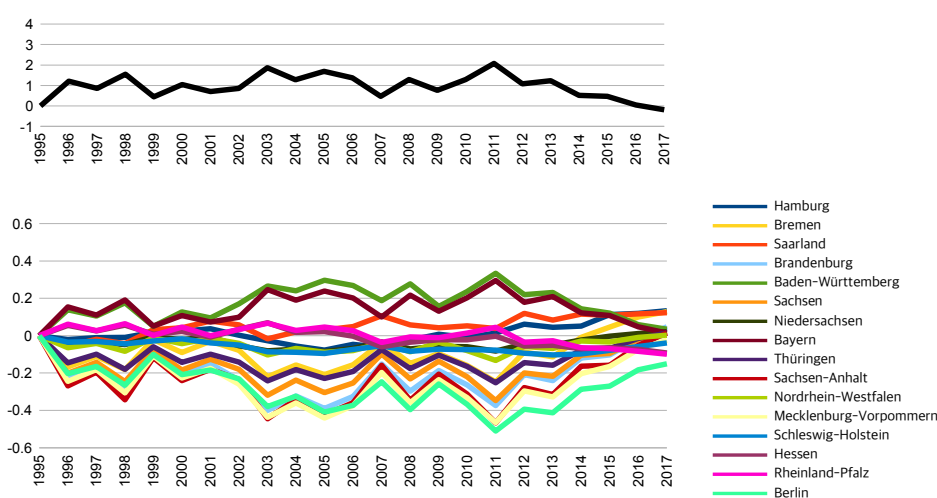


Abbildung 5.5: Simulationsergebnisse der prozentualen Lohnentwicklung von 1995 bis 2017 der Bundesländer in der Variante mit Lohnkurve, als absolute Abweichungen in Prozentpunkten, $\tilde{w}_r^{(t)}$ im unteren Diagramm, von der gesamtdeutschen prozentualen Änderung, $\tilde{w}^{(t)}$ im oberen Diagramm

Werte sind die in Prozentpunkten gemessenen absoluten Abweichungen von der prozentualen gesamtdeutschen Entwicklung $\tilde{w}^{(t)} = 100 \left(\frac{w^{(t)}}{w^{(1995)}} - 1 \right)$, die jeweils im oberen Diagramm dargestellt ist.

Die Simulationsergebnisse in der Variante mit Lohnkurve hängen in ihrem Verlauf naturgemäß relativ stark von den Benchmark-Arbeitslosenquoten ab, so dass im Folgenden die Variante ohne Lohnkurve unsere präferierte Variante ist.³

³Zudem folgt aus den Ausführungen im Unterabschnitt 3.2.4, dass die Lösbarkeit des Modells mit Berücksichtigung einer Lohnkurve von einer Parameterwahl abhängt, die gewährleistet,

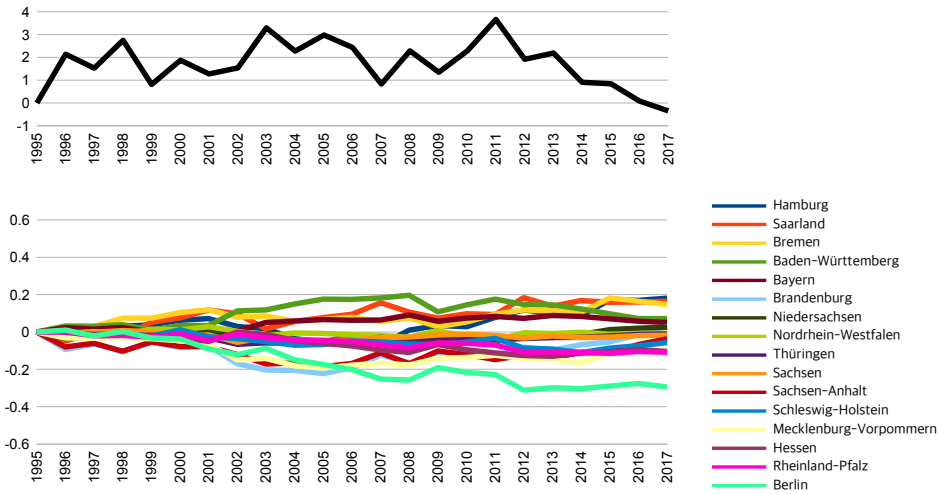


Abbildung 5.6: Simulationsergebnisse der prozentualen Lohnentwicklung von 1995 bis 2017 der Bundesländer in der Variante ohne Lohnkurve, als absolute Abweichungen in Prozentpunkten, $\tilde{w}_r^{(t)}$ im unteren Diagramm, von der gesamtdeutschen prozentualen Änderung, $\tilde{w}^{(t)}$ im oberen Diagramm

Betrachten wir die hypothetische Situation, dass die güter- und handelspartnerspezifischen Entwicklungen der Exportwerte über die Jahre im Verhältnis zu den güterspezifischen gesamten Exportwerten des Jahres 2010, $t_s^{i,(t)}$, bzgl. der Handelspartner und Güter gleich sind; insbesondere, dass diese Entwicklungen derjenigen der gesamtwirtschaftlichen Exportwerte entsprechen. Demzufolge wären diese Entwicklungen gleich $t_s^{i,(t)} = t_s^{i,(2010)} \frac{\sum_i T_{DA}^{i,(t)}}{\sum_i T_{DA}^{i,(2010)}}$, wobei hier $T_{DA}^{i,(t)} = \sum_s T_{Ds}^{i,(t)}$. Hierdurch bleibt die Verteilung der jährlichen gesamten Exportwerte auf die Güter und die Handelspartner gleich derjenigen des Benchmark-Datensatzes, so dass die Effekte güter- und handelspartnerspezifischer Exportentwicklungen ausgeschaltet werden. Entsprechendes lässt sich für die güter- und handelspartnerspezifischen Entwicklungen der Importwerte betrachten. Diese wären dann gleich $t_{i,r}^{(t)} = t_{i,r}^{(2010)} \frac{\sum_i T_{AD}^{i,(t)}}{\sum_i T_{AD}^{i,(2010)}}$, wobei hier $T_{AD}^{i,(t)} = \sum_r T_{rD}^{i,(t)}$. Hierdurch werden die Effekte güter- und handelspartnerspezifischer Importentwicklungen ausgeschaltet. Die entsprechenden Abbildungen 5.7 und 5.8, beide für den Fall der Variante ohne Lohnkurve, zeigen

dass die endogene Arbeitslosenquote $v_r < 1$ ist.

5 Simulation der regionalen Arbeitsmarkteffekte

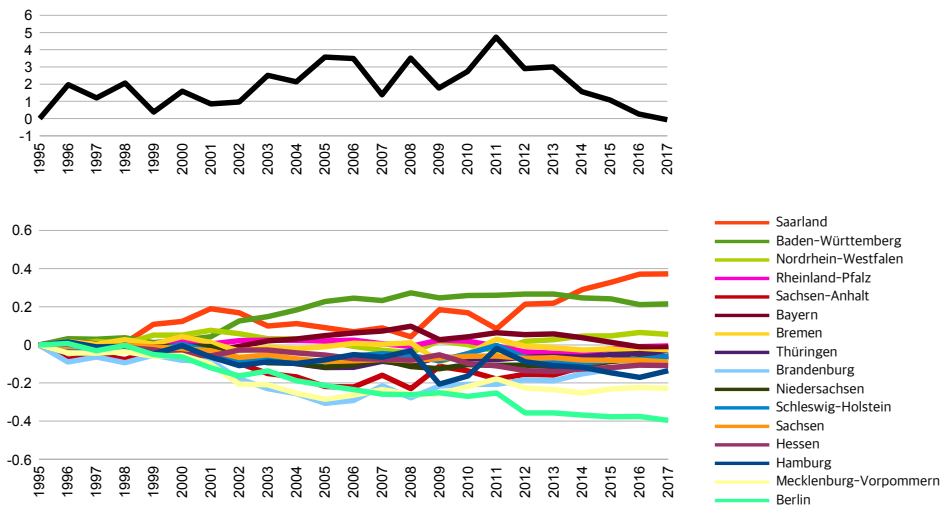


Abbildung 5.7: Simulationsergebnisse der prozentualen Lohnentwicklung von 1995 bis 2017 der Bundesländer als absolute Abweichung in Prozentpunkten, $\tilde{w}_r^{(t)}$ im unteren Diagramm, von der gesamtdeutschen prozentualen Änderung, $\tilde{w}^{(t)}$ im oberen Diagramm, ohne die Effekte güter- und handelspartnerspezifischer Exportentwicklungen

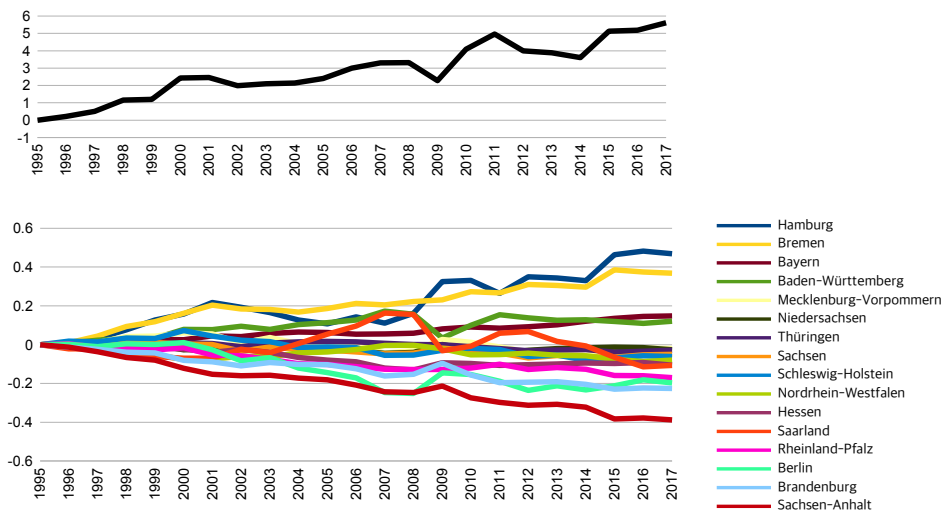


Abbildung 5.8: Simulationsergebnisse der prozentualen Lohnentwicklung von 1995 bis 2017 der Bundesländer als absolute Abweichung in Prozentpunkten, $\tilde{w}_r^{(t)}$ im unteren Diagramm, von der gesamtdeutschen prozentualen Änderung, $\tilde{w}^{(t)}$ im oberen Diagramm, ohne die Effekte güter- und handelspartnerspezifischer Importentwicklungen

die Simulationsergebnisse. Ein Vergleich der Abbildung 5.7 mit 5.6 zeigt, dass bei fehlender Berücksichtigung der güter- und handelspartnerspezifischen Exportentwicklungen in Abbildung 5.7 die gesamtwirtschaftliche Entwicklung ähnlich ist zu derjenigen bei Berücksichtigung dieser Effekte, d. h., dass insbesondere der Rückgang der Globalisierungsgewinne ab 2011 auf die Importentwicklungen zurückzuführen ist. Ohne die Berücksichtigung der güter- und handelspartnerspezifischen Importentwicklungen in Abbildung 5.8 stellen sich über die Zeit seit 1995 wachsende Globalisierungsgewinne aller Regionen dar.

Um den Effekt der Handelskosten auf die Simulationsergebnisse zu identifizieren, betrachten wir den hypothetischen Fall, dass es keine regionalen Handelskostenvorteile gibt, indem für alle Verbindungen $\tau_{rs}^i = \tau^i$ gilt. Hierbei ist τ^i der güterspezifische Mittelwert der τ_{rs}^i . Hierdurch werden die Effekte ausgeschaltet, die sich dadurch ergeben, dass die deutschen Regionen unterschiedlich hohe Handelskosten mit den in- und ausländischen Regionen aufweisen. Die verbleibenden regionalen Unterschiede in den Ergebnissen $\tilde{w}_r^{(t)}$ sind dann in erster Linie auf die regional unterschiedlichen Sektorstrukturen zurückzuführen. Die entsprechenden Diagramme der Abbildung 5.9 zeigen im Vergleich zur Abbildung 5.6, dass dieses bei unseren Simulationsergebnissen der Fall ist.

Um das Ausmaß regional unterschiedlicher Sektorstrukturen auf die Simulationsergebnisse zu analysieren, betrachten wir abschließend den hypothetischen Fall, dass die Anteile der Beschäftigten in den Regionen eines Sektors an allen Beschäftigten des Sektors, $l_{i,r}$, in allen Sektoren gleich den Anteilen der Beschäftigten in den Regionen an allen Beschäftigten der Gesamtwirtschaft sind, d. h. dass $l_{i,r} = l_r$. Dieses bedeutet sowohl, dass die regionale Verteilung jedes Sektors gleich ist, als auch, dass die sektorale Struktur in allen Regionen gleich ist. Demzufolge wären für jeden Sektor die Anteile der Lohneinkommen der Regionen an dem gesamten Lohneinkommen gleich $\mathbf{b}_{i,r}^1 = \frac{w_r l_r}{\sum_r w_r l_r}$, vgl. Gleichung (3.8). Hierdurch wird der Teil der regionalen Lohneffekte der Globalisierung, der sich aufgrund regional unterschiedlicher Sektorstrukturen ergibt, ausgeschaltet. Die verbleibenden regionalen Unterschiede in den Ergebnissen $\tilde{w}_r^{(t)}$ sind dann in erster Linie auf die regional unterschiedlichen Handelskosten zurückzuführen. Der Vergleich der entsprechenden Diagramme der Abbildung 5.10 mit denen der Abbildung 5.6

5 Simulation der regionalen Arbeitsmarkteffekte

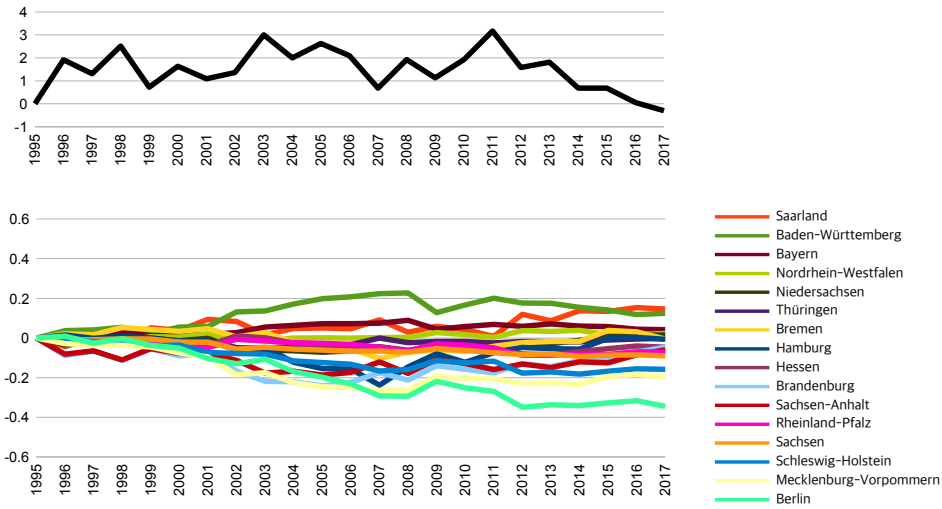


Abbildung 5.9: Simulationsergebnisse der prozentualen Lohnentwicklung von 1995 bis 2017 der Bundesländer als absolute Abweichungen in Prozentpunkten, $\tilde{w}_r^{(t)}$ im unteren Diagramm, von der gesamtdeutschen prozentualen Änderung, $\tilde{w}^{(t)}$ im oberen Diagramm, für den Fall regional identischer Handelskosten $\tau_{rs}^i = \tau^i$

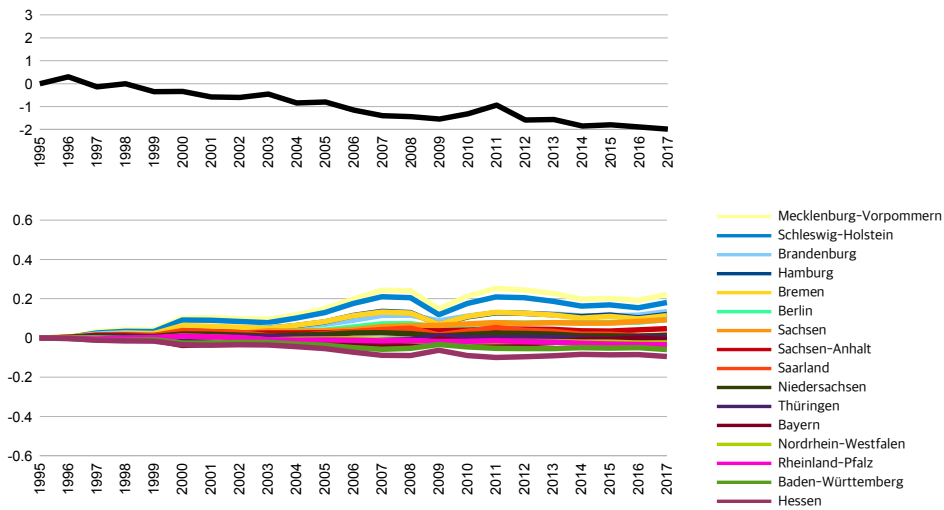


Abbildung 5.10: Simulationsergebnisse der prozentualen Lohnentwicklung von 1995 bis 2017 der Bundesländer als absolute Abweichungen in Prozentpunkten, $\tilde{w}_r^{(t)}$ im unteren Diagramm, von der gesamtdeutschen prozentualen Änderung, $\tilde{w}^{(t)}$ im oberen Diagramm, für den Fall regional identischer Sektorstrukturen, $l_{i,r} = l_r$

bestätigt, dass dieses bei unseren Simulationsergebnissen ebenfalls nicht zu einem unerheblichen Teil der Fall ist. Die regionalen Lohnentwicklungen nord- und ostdeutscher Bundesländer weichen, im Fall von Mecklenburg-Vorpommern mit bis zu 0.22 Prozentpunkten, nach oben und diejenigen süd- und westdeutscher Bundesländer, im Fall von Hessen mit bis zu -0.09 Prozentpunkten, nach unten von der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung ab, was somit in erster Linie auf die regional unterschiedlichen Handelskosten zurückgeführt werden kann.

5.2.2 Simulationsergebnisse für die deutschen Raumordnungsregionen

Die 401 deutschen Kreise und kreisfreien Städte werden vom Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR) zu 96 ROR zusammengefasst. Im Folgenden stelle ich die Simulationsergebnisse $w_r^{(t)}$ der Variante ohne Lohnkurve für diese Regionen dar.

In der Tabelle 5.2 sind die absoluten Abweichungen der Löhne, wiederum gemessen in Prozentpunkten, vom gesamtdeutschen Durchschnitt über den Zeitraum 1995 bis 2017, $\tilde{w}_r^{(2017)}$, aufgelistet, die somit die Globalisierungsgewinner und -verlierer dieses Zeitraums identifiziert. Im gesamtdeutschen Durchschnitt sind die Löhne aufgrund der Globalisierung in Deutschland in diesem Zeitraum real um $\frac{w^{(2017)}}{w^{(1995)}} = 0.04\%$ gewachsen.

Um identifizieren zu können, welchen Effekt regional unterschiedliche Handelskosten und welchen Effekt die sektorale Struktur der Region auf diese Ergebnisse haben, betrachte ich zuerst wiederum den Fall, dass es keine regionalen Handelskostenunterschiede gibt, d. h., $\tau_{rs}^i = \tau^i$. Die Ergebnisse sind in der zweiten Spalte der Tabelle 5.3 ausschnittsweise für die in diesem Fall am meisten profitierenden und am meisten verlierenden fünfzehn Regionen zu finden. Die regionalen Unterschiede sind folglich hier in erster Linie auf die Sektorstrukturen der Regionen zurückzuführen. Der Korrelationskoeffizient zwischen diesen und den Werten der Tabelle 5.2 beträgt 0.89.

Dann betrachte ich erneut den Fall, dass die Beschäftigten jedes Sektors in jedem Sektor in gleicher Weise auf die Regionen verteilt sind, so dass jede Region

Tabelle 5.2: Simulationsergebnisse der prozentualen Lohnentwicklung von 1995 bis 2017 in den ROR als absolute Abweichungen in Prozentpunkten dieser regionalen Werte von der gesamtdeutschen prozentualen Änderung von 0.04%, $\hat{w}_r^{(2017)}$

r	$\hat{w}_r^{(2017)}$	r	$\hat{w}_r^{(2017)}$	r	$\hat{w}_r^{(2017)}$
Landshut	0.53	Osnabrück	0.03	Oberes Elbtal/Osterzgebirge	-0.10
Ingolstadt	0.51	Südsachsen	0.03	Mittelrhein-Westerrwald	-0.11
Schwarzwald-Baar-Heuberg	0.40	Hamburg-Umland-Süd	0.03	Hochrhein-Bodensee	-0.11
Emsland	0.28	Schleswig-Holstein Süd	0.03	Starkenburq	-0.11
Donau-Ilter (BY)	0.28	Arnsberg	0.01	Oderland-Spree	-0.12
Braunschweig	0.28	Bayerischer Untermain	0.01	Aachen	-0.13
Hamburg	0.26	Uckermark-Barnim	0.01	Schleswig-Holstein Nord	-0.14
Donau-Wald	0.24	Westmittelfranken	0.00	Duisburg/Essen	-0.15
Stuttgart	0.23	Main-Rhön	0.00	Westfalz	-0.15
Bodensee-Oberschwaben	0.22	Mittlerer Oberrhein	0.00	Hildesheim	-0.15
Oberfalz-Nord	0.21	Ost-Friesland	-0.01	Dortmund	-0.15
Augsburg	0.17	Bielefeld	-0.01	Oberland	-0.16
Franken	0.16	Saar	-0.01	Berlin	-0.16
Donau-Ilter (BW)	0.16	Prignitz-Oberhavel	-0.01	Hannover	-0.16
Bremen	0.15	Emscher-Lippe	-0.02	Osthessen	-0.16
Siegen	0.14	Oldenburg	-0.03	Nordhessen	-0.17
Nordschwarzwald	0.13	Köln	-0.04	Westachsen	-0.18
Regensburg	0.13	Rheinpalz	-0.05	Göttingen	-0.18
Allgäu	0.12	Rhein-Main	-0.05	Altmark	-0.19
Oberlausitz-Niederschlesien	0.12	Westmecklenburg	-0.06	Magdeburg	-0.19
München	0.11	Nordthüringen	-0.06	Mittelthüringen	-0.19
Ostwürttemberg	0.10	Neckar-Alb	-0.06	Mittelhessen	-0.19
Südosoberbayern	0.10	Industrieregion Mittelfranken	-0.07	Schleswig-Holstein Ost	-0.19
Bremerhaven	0.08	Paderborn	-0.07	Vorpommern	-0.21
Bochum/Hagen	0.07	Südlicher Oberrhein	-0.07	Halle/S.	-0.21
Südthüringen	0.07	Ostthüringen	-0.07	Bonn	-0.24
Oberfranken-West	0.06	Havelland-Fläming	-0.07	Südheide	-0.24
Lausitz-Spreewald	0.06	Münster	-0.08	Oberfranken-Ost	-0.24
Düsseldorf	0.04	Würzburg	-0.08	Trier	-0.25
Bremen-Umland	0.04	Schleswig-Holstein Mitte	-0.08	Rheinessen-Nahe	-0.29
Schleswig-Holstein Süd-West	0.04	Unterer Neckar	-0.08	Mecklenburgische Seenplatte	-0.32
Lüneburg	0.04	Anhalt-Bitterfeld-Wittenberg	-0.08	Mittleres Mecklenburg/Rostock	-0.42

Tabelle 5.3: Simulationsergebnisse der prozentualen Lohnentwicklung von 1995 bis 2017 in den ROR als absolute Abweichungen in Prozentpunkten dieser regionalen Werte von der gesamtdeutschen prozentualen Änderung, $\tilde{w}_r^{(2017)}$, für die Fälle $\tau_{rs}^i = \tau^i$ und $l_{i,r} = l_r$ in der zweiten und vierten Spalte

r	$\tau_{rs}^i = \tau^i$	$\tilde{w}_r^{(2017)}$	r	$l_{i,r} = l_r$	$\tilde{w}_r^{(2017)}$
Ingolstadt		0.49	Südostoberbayern		0.24
Schwarzwald-Baar-Heuberg		0.37	Vorpommern		0.23
Landshut		0.33	Schleswig-Holstein Nord		0.20
Stuttgart		0.33	Mittl. Mecklenburg/Rostock		0.20
Franken		0.31	Donau-Wald		0.20
Braunschweig		0.29	Oberlausitz-Niederschlesien		0.20
Emsland		0.29	Mecklenburgische Seenplatte		0.19
Donau-Iller (BY)		0.25	Schleswig-Holstein Mitte		0.17
Siegen		0.25	Schleswig-Holstein Süd-West		0.17
Nordschwarzwald		0.22	Westmecklenburg		0.16
Bodensee-Oberschwaben		0.18	Uckermark-Barnim		0.15
Bayerischer Untermain		0.18	Bremerhaven		0.15
Augsburg		0.16	Landshut		0.15
Südthüringen		0.15	Schleswig-Holstein Ost		0.14
Oberpfalz-Nord		0.14	Oberland		0.14
⋮		⋮	⋮		⋮
Magdeburg		-0.19	Göttingen		-0.07
Oderland-Spree		-0.20	Main-Rhön		-0.08
Berlin		-0.20	Würzburg		-0.08
Altmark		-0.22	Franken		-0.08
Oberfranken-Ost		-0.22	Mittlerer Oberrhein		-0.09
Bonn		-0.24	Rheinpfalz		-0.09
Rheinessen-Nahe		-0.24	Rheinessen-Nahe		-0.09
Südheide		-0.24	Stuttgart		-0.09
Trier		-0.25	Mittelhessen		-0.10
Schleswig-Holstein Nord		-0.25	Nordhessen		-0.10
Vorpommern		-0.26	Bayerischer Untermain		-0.10
Schleswig-Holstein Ost		-0.29	Unterer Neckar		-0.10
Oberland		-0.29	Osthessen		-0.12
Mecklenburgische Seenplatte		-0.40	Starkenburger Land		-0.12
Mittl. Mecklenburg/Rostock		-0.50	Rhein-Main		-0.14

die gleiche Sektorstruktur wie der Gesamttraum hat, d. h. $l_{i,r} = l_r$. Die regionalen Unterschiede sind dann hauptsächlich auf die regional unterschiedlichen Handelskosten, d. h. auf die geografische Lage, zurückzuführen. Die Ergebnisse sind in der letzten Spalte der Tabelle 5.3 zu finden. Es sind hierbei in erster Linie deutsche Grenzregionen, die von der Globalisierung profitiert haben, wenn die Effekte um die regional unterschiedlichen Sektorstrukturen bereinigt worden sind. Die Werte sind zudem in der rechten Karte der Abbildung 5.11 dargestellt und den Werten der Tabelle 5.2 gegenübergestellt, welche in der linken Karte dargestellt sind.

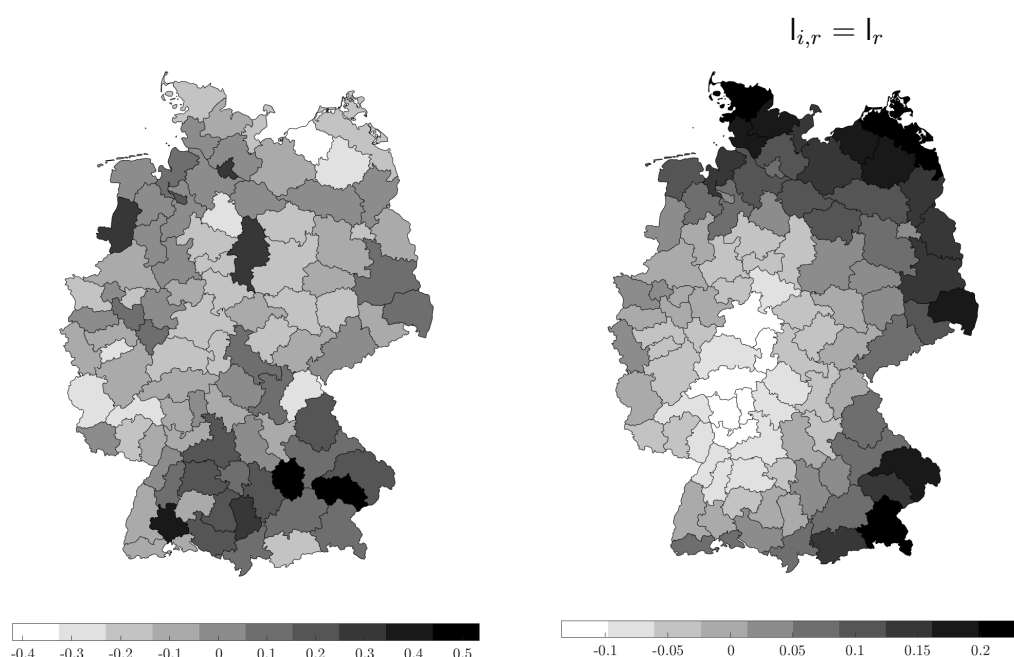


Abbildung 5.11: Simulationsergebnisse der prozentualen Lohnentwicklung von 1995 bis 2017 in den ROR als absolute Abweichungen in Prozentpunkten dieser regionalen Werte von der gesamtdeutschen prozentualen Änderung, $\tilde{w}_r^{(2017)}$, in der linken Karte und für den Fall $l_{i,r} = l_r$ in der rechten Karte

Fasst man die $w_r^{(t)}$ als beschäftigungsgewichtete Mittel für Nord-, West-, Süd- und Ostdeutschland zusammen,⁴ so ergibt sich die in Abbildung 5.12 dargestellte

⁴Die Regionen in Schleswig-Holstein, Hamburg, Niedersachsen und Bremen werden zu Nord, die in Nordrhein-Westfalen, Hessen, Rheinland-Pfalz und im Saarland zu West, die in

Entwicklung der entsprechenden $\tilde{w}_r^{(t)}$. Die entsprechende Entwicklung für den Fall $l_{i,r} = l_r$ ist in der Abbildung 5.13 dargestellt. Es lässt sich festhalten, dass Süd-

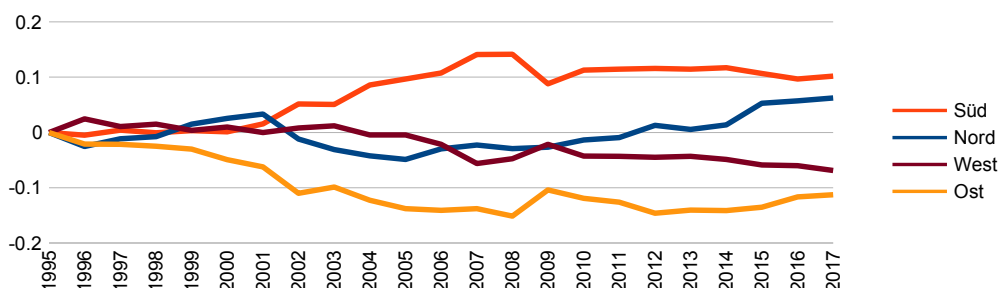


Abbildung 5.12: Simulationsergebnisse der prozentualen Lohnentwicklung von 1995 bis 2017 von Nord-, West-, Süd- und Ostdeutschland als absolute Abweichungen in Prozentpunkten von der gesamtdeutschen prozentualen Änderung, $\tilde{w}_r^{(t)}$

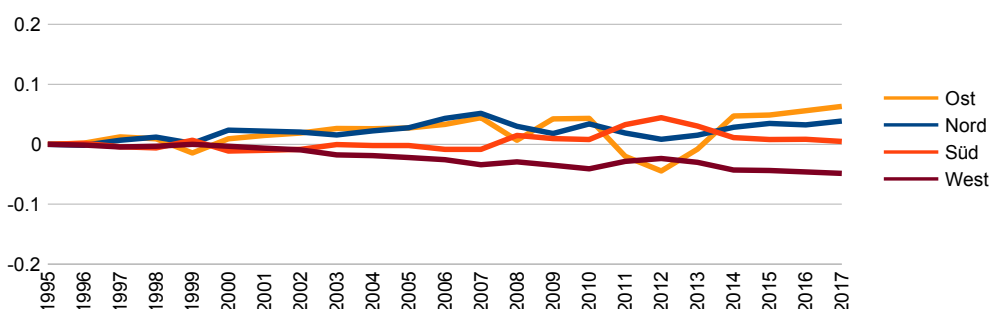


Abbildung 5.13: Simulationsergebnisse der prozentualen Lohnentwicklung von 1995 bis 2017 von Nord-, West-, Süd- und Ostdeutschland als absolute Abweichungen in Prozentpunkten von der gesamtdeutschen prozentualen Änderung, $\tilde{w}_r^{(t)}$, für den Fall $l_{i,r} = l_r$

und Norddeutschland die Globalisierungsgewinner sind. Ohne Berücksichtigung regionsspezifischer Sektorstrukturen sind hingegen Ost- und Norddeutschland die Gewinner, was somit auf deren handelskostengünstige Lage zurückgeführt werden kann.

Baden-Württemberg und Bayern zu Süd und die in Berlin, Brandenburg, Mecklenburg-Vorpommern, Sachsen, Sachsen-Anhalt und Thüringen zu Ost zusammengefasst.

Das BBSR typisiert die 96 ROR anhand der Einwohnerdichte und Bevölkerungsverteilung zu drei sogenannten siedlungsstrukturellen Regionstypen. Das obere Diagramm der Abbildung 5.14 stellt die Entwicklung der entsprechenden $\tilde{w}_r^{(t)}$ dar und das untere Diagramm wiederum die des Falls $l_{i,r} = l_r$.

Tabelle 5.4: Eigenschaften der siedlungsstrukturellen Regionstypen des BBSR

siedlungsstruktureller Regionstyp	Anzahl der Regionen	Fläche in Tsd. km ²	Einwohner in Mio.
Städtische Regionen	24	63.4	39.4
Regionen mit Verstärkeransätzen	36	130.8	25.9
Ländliche Regionen	36	163.4	17.5

Datenquelle: BBSR, in der Version 2017.

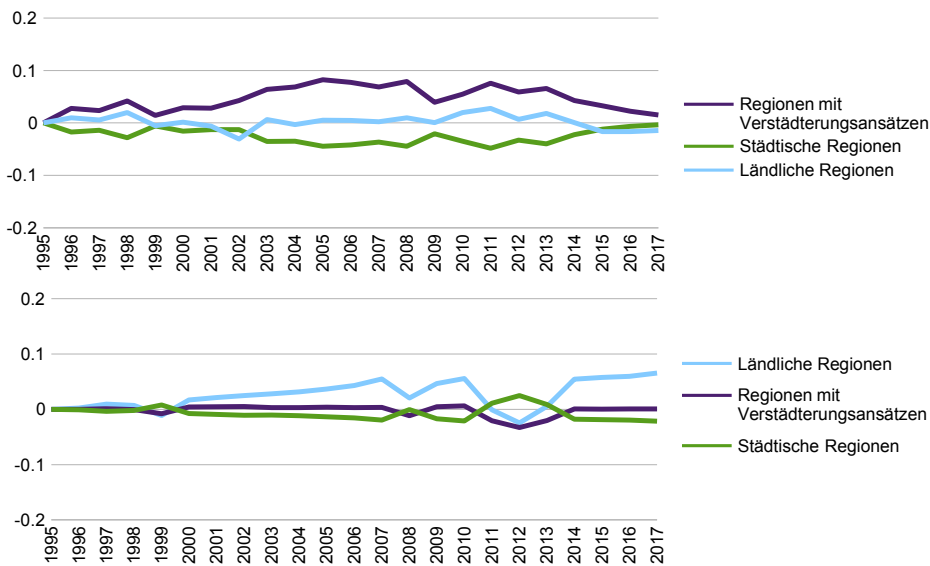


Abbildung 5.14: Simulationsergebnisse der prozentualen Lohnentwicklung von 1995 bis 2017 von Regionstypen als absolute Abweichungen in Prozentpunkten von der gesamtdeutschen prozentualen Änderung, $\tilde{w}_r^{(t)}$, im oberen Diagramm und für den Fall $l_{i,r} = l_r$ im unteren Diagramm

6 Test der simulierten regionalen Arbeitsmarkteffekte

Inwiefern sich die simulierten regionalen Lohneffekte der Globalisierung in Deutschland, $w_r^{(t)}$, in den tatsächlich beobachteten regionalen Löhnen $\mathbf{w}_r^{(t)}$ niederschlagen, ist Gegenstand dieses Kapitels. Die beobachteten Löhne $\mathbf{w}_r^{(t)}$, $t = 1996, \dots, 2017$, sind zum einen durch jährliche Niveaus, die alle Regionen gleichermaßen betreffen, bestimmt. Zudem sind die jeweiligen regionalen Niveaus der Löhne durch eine Vielzahl an regionsspezifischen Eigenschaften bestimmt, die über den Zeitraum konstant sind. Hierunter fällt auch die Tatsache, dass aufgrund der kalibrierten Werte $w_r^{(2010)} = \mathbf{w}_r^{(2010)}$ jede simulierte Zeitreihe $w_r^{(t)}$ auf das jeweilige Niveau $\mathbf{w}_r^{(2010)}$ normiert ist. In den folgenden Regressionen teste ich die Erklärungskraft unserer simulierten Löhne $w_r^{(t)}$, $t = 1996, \dots, 2017$, die über die Erklärung der über die Zeit konstanten regionalen Niveaus der beobachteten Löhne und über die Erklärung der die Regionen gleichermaßen betreffenden jährlichen Niveaus der beobachteten Löhne hinausgeht. Der Koeffizient β gibt an, inwiefern die um zeit-spezifische Effekte und regionsspezifische Effekte bereinigte Entwicklung der logarithmierten Löhne $\ln(w_r^{(t)})$ auf die logarithmierten simulierten Löhne $\ln(\mathbf{w}_r^{(t)})$ zurückgeführt werden kann, d. h., um wieviel Prozent der beobachtete Lohn im Durchschnitt steigt, wenn der simulierte Lohn um ein Prozent steigt, ceteris paribus.

Die jährlichen Niveaus, die alle Regionen gleichermaßen betreffen, lassen sich eliminieren, indem ich im Folgenden ausschließlich die um den Mittelwert jedes Jahres bereinigten Größen, d. h. die vom gesamtdeutschen Durchschnitt regional abweichenden Entwicklungen, berücksichtige, $y_r^{(t)} = \ln(w_r^{(t)}) - \frac{1}{R} \sum_r \ln(\mathbf{w}_r^{(t)})$

und $x_r^{(t)} = \ln(w_r^{(t)}) - \frac{1}{R} \sum_r \ln(w_r^{(t)})$.¹ Das Ziel ist es somit zu testen, inwiefern die Entwicklung der regionalen Variation der beobachteten Löhne auf diejenige der simulierten Löhne zurückgeführt werden kann. Auf die regionalen Niveaus, die über den Zeitraum konstant sind, ϱ_r , komme ich im Abschnitt 6.2 zurück.

Bezüglich anderer die beobachteten Löhne erklärenden regionspezifischen Eigenschaften, die neben unseren simulierten Löhnen über die Zeit nicht konstant sind, nehme ich an, dass diese mit den simulierten Löhnen über alle Zeitpunkte unkorreliert sind, so dass diese in einem Fehlerterm $\epsilon_r^{(t)}$ zusammengefasst werden können.² Die Regressionsgleichung lautet demnach

$$y_r^{(t)} = \varrho_r + \beta x_r^{(t)} + \epsilon_r^{(t)}. \quad (6.1)$$

6.1 Einheitswurzeltests der stochastischen Prozesse der beobachteten und simulierten Lohn-Zeitreihen

Einheitswurzeltests für Panel-Daten zeigen, dass unsere Variablen $y_r^{(t)}$ und $x_r^{(t)}$ nicht-stationär sind.³ In der Tabelle 6.1 sind die Ergebnisse der Tests von Im et al. (2003) und Hadri (2000) dargestellt. Der Test von Im et al. (2003) hat die Vorteile, dass er auf die Annahme $\phi_r = \phi$ verzichtet und die für verschiedene Stichprobengrößen simulierten kritischen Werte der Teststatistik auch in kleinen Stichproben mit begrenztem R und T gültig sind. Dieser Test basiert auf der

¹Alternativ zu dieser Mittelwertbereinigung können, mit äquivalenten Schätzergebnissen, diese zeitspezifischen Effekte auch durch einen Achsenabschnitt für das erste Jahr 1996 und Dummy-Variablen für die folgenden Jahre explizit abgebildet werden.

²Die Annahme der strikten Exogenität, $E[x_r^{(s)} \epsilon_r^{(t)}] = 0$, $s, t = 1996, \dots, 2017$, sei somit erfüllt.

³Ein stochastischer Prozess einer Zeitreihe wird als stationär bezeichnet, wenn der Erwartungswert, die Varianz und die Kovarianz zwischen zwei gleich weit zeitlich auseinanderliegenden Zufallsvariablen nicht vom Zeitpunkt t abhängen. Wenn die Nicht-Stationarität ausschließlich durch einen deterministischen linearen Trend getrieben ist, heißt der Prozess trendstationär. Im Folgenden bezeichne ich diesen ebenfalls als stationär. Breitung & Pesaran (2008) geben einen Überblick über Einheitswurzeltests für Panel-Daten, mit denen getestet werden kann, ob der stochastische Prozess einer Zeitreihe stationär ist.

Tabelle 6.1: Ergebnisse der Einheitswurzeltests der tatsächlichen und simulierten Löhne $y_r^{(t)}$ und $x_r^{(t)}$

	Im et al. (2003) ^a		Hadri (2000) ^b
	Teststatistik	kritischer Wert	Teststatistik
$y_r^{(t)}$	-2.173	(-2.310)	15.189
$x_r^{(t)}$	-2.038	(-2.310)	16.607

^aNullhypothese: alle Zeitreihen sind nicht-stationär, Alternativhypothese: einige Zeitreihen sind stationär, kritischer Wert zum Signifikanzniveau von 5% als interpolierter Wert der Tabelle 2 in Im et al. (2003) für fixes R und T .

^bNullhypothese: alle Zeitreihen sind stationär, Alternativhypothese: einige Zeitreihen sind nicht-stationär, asymptotisch normalverteilte Teststatistik robust gegen heteroskedastische und seriell korrelierte Fehlerterme.

Regression

$$\Delta y_r^{(t)} = \phi_r y_r^{(t-1)} + z_r^{(t)} \xi_r + \nu_r^{(t)}, \quad (6.2)$$

wobei $z_r^{(t)} = (1, t)$ einen zeitreihenspezifischen Achsenabschnitt und linearen Trend enthält, ξ_r der Vektor der entsprechenden Koeffizienten ist und $\nu_r^{(t)}$ ein normalverteilter Fehlerterm ist. Die Nullhypothese, dass alle Zeitreihen nicht-stationär sind, d. h. $\phi_r = 0$, wird zugunsten der Alternativhypothese, dass $\phi_r < 0$ für einige Zeitreihen gilt, nicht abgelehnt, da die Teststatistik nicht kleiner als der in Klammern gesetzte entsprechende kritische Wert bei einem Signifikanzniveau von 5% ist. Der Test von Hadri (2000) besitzt die beiden genannten Vorteile des Tests von Im et al. (2003) nicht. Die Ergebnisse sind trotzdem in der letzten Spalte der Tabelle 6.1 aufgeführt, da dieser im Gegensatz zum Test von Im et al. (2003) auf der Nullhypothese, dass alle Zeitreihen stationär sind, und auf der Alternativhypothese, dass einige Zeitreihen nicht-stationär sind, beruht. Auch dieser Test spricht aufgrund der hohen Werte der asymptotisch normalverteilten Teststatistiken dafür, dass zumindest einige Zeitreihen nicht-stationär sind.

6.2 Schätzung des Regressionsmodells ohne Berücksichtigung eines Anpassungsprozesses

Zur Eliminierung der regionsspezifischen Eigenschaften ϱ_r bietet sich nach Wooldridge (2010), S. 302 und 316, zum einen die Bereinigung der Ausprägungen aller Terme in (6.1) um den jeweiligen Mittelwert der jeweiligen Region an oder zum anderen die Bildung von Differenzen zweier zeitlich aufeinanderfolgender Ausprägungen der Terme der jeweiligen Region. In beiden Fällen wird für die Schätzung der Koeffizienten ausschließlich die Streuung der Ausprägungen innerhalb der jeweiligen Region über die Zeit verwendet. Da ich vermute, dass die Fehlerterme $\epsilon_r^{(t)}$ seriell autokorreliert sind, z. B. in der Form $\epsilon_r^{(t)} = \epsilon_r^{(t-1)} + \varepsilon_r^{(t)}$ mit einem idiosynkratischen stationären Fehlerterm $\varepsilon_r^{(t)}$, transformiere ich Gleichung (6.1) in die Form erster Differenzen,

$$\Delta y_r^{(t)} = \beta \Delta x_r^{(t)} + \varepsilon_r^{(t)}, \quad (6.3)$$

wobei $\Delta y_r^{(t)} = y_r^{(t)} - y_r^{(t-1)}$, $\Delta x_r^{(t)} = x_r^{(t)} - x_r^{(t-1)}$ und $\varepsilon_r^{(t)} = \epsilon_r^{(t)} - \epsilon_r^{(t-1)}$ und $t = 1997, \dots, 2017$. Diese Form der seriellen Korrelation impliziert, dass der zugrundeliegende stochastische Prozess von $\epsilon_r^{(t)}$ nicht-stationär ist und derjenige von $\varepsilon_r^{(t)}$ stationär ist. Durch die Differenzenbildung wird zudem das schwerwiegendere Problem einer möglichen Scheinregression zwischen zwei nicht-stationären stochastischen Prozessen umgangen.

Die Schätzung der Gleichung (6.1) mit der Erste-Differenzen (FD)-Methode ist gemäß Wooldridge (2010), S. 316 ff., aufgrund der Annahme der strikten Exogenität unverzerrt⁴ und unter der Annahme der seriellen Autokorrelation effizient.

Ein geschätzter Koeffizient $\beta > 0$ impliziert gemäß der Regressionsgleichung (6.1), dass eine Änderung von $x_r^{(t)}$ tendenziell mit einer Änderung von $y_r^{(t)}$ in die gleiche Richtung verbunden ist. Der Optimalfall $\beta = 1$ impliziert, dass diese Änderungen im Mittel gleich groß sind, wenn die Annahmen bezüglich des Fehlerterms erfüllt sind.

In der zweiten Spalte der Tabelle 6.2 sind die mit der FD-Schätzmethode erziel-

⁴Unter der schwächeren Annahme der kontemporären Unkorreliertheit, $E[\Delta x_r^{(t)} \varepsilon_r^{(t)}] = 0$, $t = 1997, \dots, 2017$, ist die Schätzung immerhin noch konsistent.

Tabelle 6.2: Ergebnisse der Schätzung der Regressionsgleichung (6.1) mit der FD-Methode

		$\tau_{rs}^i = \tau^i$	$l_{i,r} = l_r$
β	1.271 ^a	1.872	-9.217
Standardfehler	(0.384)	(0.389)	(1.388)
robuster Standardfehler	(0.438)	(0.457)	(1.379)
R^2 (innerhalb)	0.018	0.017	0.000
Anzahl der Beobachtungen	2016	2016	2016

^aDer Koeffizient β gibt an, um wieviel Prozent sich der beobachtete Lohn der Regionen durchschnittlich erhöht, wenn sich der simulierte Lohn um ein Prozent erhöht, wobei beide Löhne um Zeiteffekte, die alle Regionen gleichermaßen betreffen, bereinigt sind. Achsenabschnitte in den Regressionen sind spezifikationsbedingt gleich null. Die robusten Standardfehler sind robust gegen Verletzungen der getroffenen Annahme zur Form der seriellen Autokorrelation. Das Bestimmtheitsmaß R^2 (innerhalb) ist der quadrierte Korrelationskoeffizient zwischen $\beta \left(x_r^{(t)} - \frac{1}{T} \sum_t x_r^{(t)} \right)$ und $y_r^{(t)} - \frac{1}{T} \sum_t y_r^{(t)}$.

ten Ergebnisse der Regression (6.1) zusammengefasst. Ergänzt wird die Tabelle in den letzten beiden Spalten durch entsprechende Schätzergebnisse bei Verwendung der aus Abschnitt 5.2 bekannten Fälle $\tau_{rs}^i = \tau^i$ und $l_{i,r} = l_r$ der simulierten Löhne. Der Koeffizient $\beta = 1.271$ hat bei einem Standardfehler, der robust gegen die Annahme der seriellen Unkorreliertheit der $\varepsilon_r^{(t)}$ ist, eine t-Statistik von 2.903 und ist somit statistisch signifikant größer als null. Entsprechendes gilt auch für den Fall $\tau_{rs}^i = \tau^i$. Die Ergebnisse einer Simulation, die die regional unterschiedlichen Sektorstrukturen ausblendet, $l_{i,r} = l_r$, können hingegen nicht die beobachtete Lohnvariation erklären. Zudem ist im ersten Fall, der die regional unterschiedlichen Handelskosten und Sektorstrukturen berücksichtigt, der Koeffizient $\beta = 1.271$ nicht signifikant vom Optimalfall $\beta = 1$ verschieden.

Ob die Annahme der seriellen Unkorreliertheit der $\varepsilon_r^{(t)}$ erfüllt ist, lässt sich anhand der geschätzten Residuen testen. Regressionen der Residuen auf den jeweiligen Vorjahreswert liefern für unsere drei Fälle Koeffizienten in Höhe von 0.021, 0.030 und 0.016, die mit dem Standardfehler 0.023 jeweils statistisch insignifikant sind, so dass die getroffene Annahme zur Form der seriellen Autokorrelation als nahezu erfüllt angesehen werden kann. Die gegen Verletzungen dieser Annahme

robusten Standardfehler unterscheiden sich somit auch nicht sehr stark von den nicht-robusten.

Die Kraft des Modells, die Streuung der beobachteten Löhne $y_r^{(t)}$ innerhalb der jeweiligen Region über die Zeit zu erklären, in Höhe von $R^2 = 0.018$ ist allerdings gering.⁵

6.3 Schätzung des Regressionsmodells unter Berücksichtigung eines regionsunabhängigen Anpassungsprozesses

Eine alternative Annahme bezüglich der Form der seriellen Autokorrelation des Fehlerterms $\epsilon_r^{(t)}$ in der Regressionsgleichung (6.1) ist, dass ein Teil dieses Fehlers aus einer nicht erfolgten Anpassung des Wertes der abhängigen Variable der Vorperiode an den Gleichgewichtswert der aktuellen Periode besteht. Die Anpassung zu diesem Wert muss nicht im selben Jahr t vollzogen werden, sondern kann in den Folgejahren nachgeholt werden. Dieser Gleichgewichtswert sei der durch das Regressionsmodell beschriebene Zusammenhang $\bar{y}_r^{(t)} = \varrho_r + \beta x_r^{(t)}$. Zugrunde liegt die Vermutung, dass sich bei konstanten erklärenden Variablen langfristig dieser Gleichgewichtswert einstellen würde, wobei die tatsächlichen Beobachtungen jedoch durch partielle Anpassungen an jährlich neue Gleichgewichtswerte gekennzeichnet sind. D. h., $\epsilon_r^{(t)} = v_r^{(t)} - \lambda \left(\bar{y}_r^{(t)} - \bar{y}_r^{(t-1)} \right)$, wobei λ dieser Anteil der nicht erfolgten Anpassung an einen neuen Gleichgewichtswert ist und $v_r^{(t)}$ ein Fehlerterm ist, der weiterhin durch serielle Autokorrelation gekennzeichnet sei. In jedem

⁵Dieses R^2 (innerhalb) ist das partielle Bestimmtheitsmaß zwischen $\ln \left(w_r^{(t)} \right)$ und $\ln \left(\bar{w}_r^{(t)} \right)$, wenn dieser Zusammenhang bezüglich der regions- und zeitspezifischen Effekte mittelwertbereinigt worden ist.

Im Fall, dass die fixen Effekte explizit durch Dummy-Variablen berücksichtigt wären, ergibt sich dieses partielle Bestimmtheitsmaß, indem die Variablen, äquivalent zur Mittelwertbereinigung, durch Residuen jeweiliger Regressionen der beiden Variablen auf die Dummy-Variablen ersetzt werden. Bezeichnet man die jeweiligen Vektoren der Residuen mit w^* und \bar{w}^* , so ergibt sich z. B. gemäß Greene (2020), S. 78 ff., dieses partielle Bestimmtheitsmaß als $r^2 = 1 - \frac{w^{*\top} w^* - (\beta \bar{w}^*)^\top (\beta w^*)}{w^{*\top} w^*} = \frac{(w^{*\top} \bar{w}^*)^2}{(w^{*\top} w^*)(\bar{w}^{*\top} \bar{w}^*)}$.

Jahr besteht somit eine Überlagerung aus einem in der Vergangenheit in Gang gesetzten Anpassungsprozess und einer aktuellen Gleichgewichtsbeziehung. Ersetzt man den Fehlerterm $\epsilon_r^{(t)}$ in Gleichung (6.1) durch diese Spezifikation und subtrahiert auf beiden Seiten der Gleichung den Vorperiodenwert $y_r^{(t-1)}$, so erhält man gemäß Kennedy (2008), S. 169 f., das sogenannte partielle Anpassungsmodell

$$y_r^{(t)} - y_r^{(t-1)} = (1 - \lambda) \left(\overline{y_r^{(t)}} - y_r^{(t-1)} \right) + v_r^{(t)}. \quad (6.4)$$

Unser Regressionsmodell lautet somit

$$y_r^{(t)} = (1 - \lambda) (\varrho_r + \beta x_r^{(t)}) + \lambda y_r^{(t-1)} + v_r^{(t)}, \quad (6.5)$$

wobei $t = 1997, \dots, 2017$.

Die Schätzgleichung dieses Regressionsmodells erhalten wir wiederum durch Bildung erster Differenzen,

$$\Delta y_r^{(t)} = (1 - \lambda) \beta \Delta x_r^{(t)} + \lambda \Delta y_r^{(t-1)} + \Delta v_r^{(t)}, \quad (6.6)$$

wobei $t = 1998, \dots, 2017$.

Da der Fehlerterm $\Delta v_r^{(t)}$ mit dem Regressor $\Delta y_r^{(t-1)}$ korreliert ist⁶, schlagen Anderson & Hsiao (1982) vor, z. B. $y_r^{(t-2)}$, d. h. den Ausgangswert, als Instrumentvariable für $\Delta y_r^{(t-1)}$ zu nutzen. Die Instrumentvariable ist mit $\Delta y_r^{(t-1)}$ korreliert und übt nur über diese Einfluss auf die abhängige Variable aus, so dass durch die Instrumentvariable die für die Erklärung der abhängigen Variablen benötigte exogene Variation von $\Delta y_r^{(t-1)}$ gewonnen werden kann.⁷ Nach Arellano & Bond (1991) kann die Effizienz der Instrumentierung noch gesteigert werden, indem im Rahmen einer Schätzung mit der generalisierten Momentenmethode (GMM) alle vergangenen Werte der zu instrumentierenden Variable sowie die exogenen

⁶Dieses ergibt sich aus dem Zusammenhang zwischen Fehlerterm und abhängiger Variable in der nicht-differenzierten Gleichung (6.5) der Vorperiode $t - 1$.

⁷Hierzu muss gemäß Wooldridge (2010), S. 370 ff. die Annahme der strikten Exogenität des Vektors aller Regressoren in (6.5) dahingehend gelockert werden, dass für die zu instrumentierende Variable lediglich die Annahme sequentieller Exogenität gilt, $E \left[y_r^{(s-1)} v_r^{(t)} \right] = 0$, $s = 1997, \dots, t$, $t = 1997, \dots, 2017$, damit vergangene Werte dieser Variablen als deren Instrument verwendet werden können.

Regressoren der Gleichung (6.6) mit einer effizienten Gewichtung in die Instrumentierung eingehen.

In der zweiten Spalte der Tabelle 6.3 sind die mit der im Folgenden als Erste-

Tabelle 6.3: Ergebnisse der Schätzung der Regressionsgleichung (6.5) mit der FDIV-Methode gemäß Arellano & Bond (1991)

		$\tau_{rs}^i = \tau^i$	$l_{i,r} = l_r$
$(1 - \lambda)\beta$	-0.039 ^a	-0.020	0.362
Standardfehler	(0.429)	(0.424)	(1.273)
λ	0.970	0.970	0.969
Standardfehler	(0.015)	(0.015)	(0.017)
Anzahl der Beobachtungen	1920	1920	1920

^aDer Koeffizient β gibt an, um wieviel Prozent sich der beobachtete Lohn der Regionen langfristig im Durchschnitt erhöht, wenn sich der simulierte Lohn um ein Prozent erhöht, wobei beide Löhne um Zeiteffekte, die alle Regionen gleichermaßen betreffen, bereinigt sind. Achsenabschnitte in den Regressionen sind spezifikationsbedingt gleich null.

Die verwendeten Instrumente sind $y_r^{(1996)}, \dots, y_r^{(t-2)}$ und die exogenen Regressoren der Schätzgleichung (6.6), d. h., $\Delta x_r^{(t)}$.

Differenzen und Instrumentvariablen (FDIV)-Methode gemäß Arellano & Bond (1991) bezeichneten Methode erzielten Ergebnisse der Regression (6.5) zusammengefasst, wiederum ergänzt in den letzten beiden Spalten durch entsprechende Schätzergebnisse bei Verwendung der Fälle $\tau_{rs}^i = \tau^i$ und $l_{i,r} = l_r$ der simulierten Löhne. Die Schätzungen des Koeffizienten $(1 - \lambda)\beta$ sind mit sehr hohen Standardfehlern verbunden, so dass sie insignifikant von null verschieden sind. Die uns interessierenden langfristigen Koeffizienten β besitzen somit ebenfalls keine statistische Signifikanz.

Ein ähnliches Ergebnis tritt auf, wenn wir die Annahme der strikten Exogenität des Regressorenvektors zusätzlich dahingehend lockern, dass auch für die simulierten Löhne $x_r^{(t)}$ lediglich die Annahme sequentieller Exogenität gilt, $E[x_r^{(s)}v_r^{(t)}] = 0$, $s = 1997, \dots, t$, $t = 1997, \dots, 2017$. D. h., $v_r^{(t)}$ muss nur mit vergangenen und gegenwärtigen $x_r^{(t)}$ unkorreliert sein. Der Regressor wird in diesem Fall als prädeterniert bezeichnet, wobei gegenwärtige Fehlerterme zukünf-

tige Ausprägungen des Regressors beeinflussen können. In der Schätzgleichung (6.6) können, zusätzlich zu den oben genannten Instrumentvariablen, die Werte $x_r^{(1996)}, \dots, x_r^{(t-1)}$ als Instrumente für die prädeternierten simulierten Löhne $\Delta x_r^{(t)}$ herhalten.

Daneben kann diese Annahme durch die noch schwächere Annahme der Endogenität, $E[x_r^{(s)}v_r^{(t)}] = 0$, $s = 1997, \dots, t - 1$, $t = 1997, \dots, 2017$, ersetzt werden, bei der es erlaubt ist, dass gegenwärtige Fehlerterme zukünftige und gegenwärtige Ausprägungen des Regressors beeinflussen und nur mit vergangenen Ausprägungen des Regressors unkorreliert sind. Hier können zusätzlich die Werte $x_r^{(1996)}, \dots, x_r^{(t-2)}$ als Instrumente herhalten. In Tabelle 6.4 sind die mit der

Tabelle 6.4: Ergebnisse der Schätzung der Regressionsgleichung (6.5) unter den Annahmen prädeternierter und endogener simulierter Löhne mit der FDIV-Methode gemäß Arellano & Bond (1991)

	prädeternierte simulierte Löhne	endogene simu- lierte Löhne
$(1 - \lambda)\beta$	0.277 ^a	0.272
Standardfehler	(0.288)	(0.300)
λ	0.933	0.933
Standardfehler	(0.010)	(0.010)
Anzahl der Beobachtungen	1920	1920

^aDer Koeffizient β gibt an, um wieviel Prozent sich der beobachtete Lohn der Regionen langfristig im Durchschnitt erhöht, wenn sich der simulierte Lohn um ein Prozent erhöht, wobei beide Löhne um Zeiteffekte, die alle Regionen gleichermaßen betreffen, bereinigt sind. Achsenabschnitte in den Regressionen sind spezifikationsbedingt gleich null.

Die verwendeten Instrumente sind $y_r^{(1997)}, \dots, y_r^{(t-2)}$, im Fall prädeternierter simulierter Löhne ergänzt um $x_r^{(1996)}, \dots, x_r^{(t-1)}$ und im Fall endogener simulierter Löhne ergänzt um $x_r^{(1996)}, \dots, x_r^{(t-2)}$.

FDIV-Methode gemäß Arellano & Bond (1991) erzielten Ergebnisse der Regression (6.5) zusammengefasst, wobei in der mittleren Spalte der Fall prädeternierter simulierter Löhne und in der rechten Spalte der Fall endogener simulierter Löhne betrachtet wird. Hierdurch werden unsere Koeffizienten $(1 - \lambda)\beta$ positiv, sind aufgrund der hohen Standardfehler jedoch nicht signifikant größer als null.

Die uns interessierenden langfristigen Koeffizienten β betragen 4.119 und 4.047, haben somit allerdings ebenfalls keine statistische Signifikanz.⁸

6.4 Schätzung des Regressionsmodells unter Berücksichtigung eines regionsabhängigen Anpassungsprozesses

In unserem Regressionsmodell (6.5) ist der Parameter $(1 - \lambda)$ der Anteil der sofort erfolgten Anpassung an einen neuen Gleichgewichtswert, wie in (6.4) ersichtlich. Im Folgenden erlauben wir, dass diese Anpassungsgeschwindigkeit regionspezifisch ist,

$$y_r^{(t)} = (1 - \lambda_r) (\varrho_r + \beta x_r^{(t)}) + \lambda_r y_r^{(t-1)} + v_r^{(t)}. \quad (6.7)$$

Nach Subtraktion von $y_r^{(t-1)}$ auf beiden Seiten lässt sich dieses für jede Region r zu einem Fehlerkorrekturmodell (ECM) umformen,

$$\Delta y_r^{(t)} = - (1 - \lambda_r) (y_r^{(t-1)} - \varrho_r - \beta x_r^{(t)}) + v_r^{(t)}, \quad (6.8)$$

in dem der uns interessierende Parameter β für alle Regionen identisch ist, was von Pesaran et al. (1999), S. 624, als langfristige Homogenität bezeichnet wird. Das Modell entspricht somit dem Modell der Gleichung (6) in Pesaran et al. (1999), S. 624.

Der sogenannte Fehlerkorrekturterm $(y_r^{(t-1)} - \varrho_r - \beta x_r^{(t)})$ stellt eine Abweichung von der zu testenden langfristigen linearen Gleichgewichtsbeziehung zwischen $y_r^{(t)}$ und $x_r^{(t)}$ dar. Die in Tabelle 6.1 aufgeführten Ergebnisse der Einheitswurzeltests sprechen dafür, dass die den Zeitreihen der Variablen $y_r^{(t)}$ und $x_r^{(t)}$ zugrundeliegenden stochastischen Prozesse nicht-stationär sind. Damit keine Scheinregression vorliegt, muss der Fehlerkorrekturterm stationär sein, d. h. die Variablen müssen kointegriert sein. Dieses ist gemäß des Granger-Repräsentationstheorems aus Engle & Granger (1987) dann und nur dann der Fall, wenn $-(1 - \lambda_r) < 0$,

⁸Das gleiche Ergebnis gilt für die Fälle $\tau_{rs}^i = \tau^i$, bei dem β gleich 3.711 und 3.281, und $l_{i,r} = l_r$, bei dem β gleich 2.913 und 5.022.

d. h. $\lambda_r < 1$, so dass eine Anpassung an die Gleichgewichtsbeziehung tatsächlich geschieht.

Der Panel-Kointegrationstest von Kao (1999) basiert auf den geschätzten Residuen $\epsilon_r^{(t)}$ der Regressionsgleichung (6.1), die in diesem Zusammenhang als Kointegrationsbeziehung bezeichnet wird. In Regressionen $\epsilon_r^{(t)} = \rho\epsilon_r^{(t-1)} + \nu_r^{(t)}$, optional um eine optimale Anzahl an Lags der ersten Differenzen von $\epsilon_r^{(t)}$ erweitert, wird anhand von verschiedenen angepassten und modifizierten Dickey-Fuller-Statistiken der für alle Zeitreihen identische Koeffizient ρ auf Signifikanz ungleich 1 getestet. Die Tabelle 6.5 zeigt im oberen Teil die zugehörigen Testergebnisse der in Sta-

Tabelle 6.5: Ergebnisse der Kointegrationstests der tatsächlichen und simulierten Löhne $y_r^{(t)}$ und $x_r^{(t)}$

	Teststatistik ^a		
	$\tau_{rs}^i = \tau^i$	$l_{i,r} = l_r$	
Dickey-Fuller-Teststatistik gemäß Kao (1999)	4.13***	4.37***	4.06***
modifiziert	4.81***	4.96***	4.82***
erweitert	4.90***	5.15***	4.52***
nicht-angepasst	1.80**	1.99**	1.85**
nicht-angepasst, modifiziert	2.73***	2.89**	2.86***
Teststatistiken gemäß Pedroni (1999, 2004)			
Varianzverhältnis, modifiziert	-6.99***	-7.17***	-6.59***
Phillips-Perron, modifiziert	2.37***	3.84***	1.03
Phillips-Perron	0.96	2.86***	0.14
Dickey-Fuller, erweitert	-0.33	1.91**	-0.03
Varianzverhältnis gemäß Westerlund (2005)	1.79**	2.54***	0.36

^aDie Spezifikationen der Tests entsprechen den Default-Einstellungen der Implementation in StataCorp (Hrsg.) (2019), S. 70 ff. Nullhypothese: keine Kointegrationsbeziehung, Alternativhypothese: alle Zeitreihen sind kointegriert. ***/**/*: signifikant bei einem Niveau von 1%/5%/10%.

taCorp (Hrsg.) (2019), S. 70 ff., implementierten und beschriebenen Teststatistiken. Die Nullhypothese, dass $y_r^{(t)}$ und $x_r^{(t)}$ nicht kointegriert sind, wird zugunsten der Alternativhypothese, dass die regionalen Zeitreihen im Ganzen kointegriert sind, bei einem Signifikanzniveau von 5% in allen Fällen abgelehnt. In den Fällen

$\tau_{rs}^i = \tau^i$ und $l_{i,r} = l_r$ ergeben sich qualitativ die gleichen Ergebnisse. Die Werte der Teststatistiken im Fall $\tau_{rs}^i = \tau^i$ sind bemerkenswerterweise etwas größer, wenn auch nur in einer Größenordnung um 5%, als diejenigen des unrestringierten Modells, was dafür spricht, dass die Kointegrationsbeziehung im Fall $\tau_{rs}^i = \tau^i$ etwas stärker ausgeprägt ist.

Der Test von Pedroni (1999, 2004) basiert hingegen auf Residuen einer Kointegrationsbeziehung, die durch regionsspezifische β_r gekennzeichnet ist. Im mittleren Teil der Tabelle sind die nicht in jedem Fall die Nullhypothese ablehnenden Ergebnisse dieses Tests zu finden, dem Breitung & Pesaran (2008), S. 308, allerdings bei einem geringen T eine geringere Trennschärfe als dem von Kao (1999) bescheinigen. Die Ergebnisse, wie auch die Ergebnisse des Tests von Westerlund (2005) im unteren Teil der Tabelle, der ebenfalls auf Residuen einer Kointegrationsbeziehung mit regionsspezifischen β_r basiert, stehen im Einklang mit denen des Tests von Kao (1999).

Die Ergebnisse sprechen unter dem Strich dafür, dass eine Kointegrationsbeziehung zwischen $y_r^{(t)}$ und $x_r^{(t)}$ besteht, d. h. dass $\lambda_r < 1$.

Die Koeffizienten des Modells, insbesondere der uns interessierende Koeffizient β , können demnach im Rahmen des ECM (6.8) geschätzt werden. Pesaran et al. (1999), S. 624 f., schlagen vor, das Modell (6.8) aufgrund der Parameterrestriktion $\beta_r = \beta$ mit der Maximum-Likelihood-Methode zu schätzen, welche sie im Rahmen dieses Modells als gepoolte Mittelwert-Gruppen (PMG)-Methode bezeichnen.⁹

Anhand der Stata-Implementierung von Blackburne III & Frank (2007) erhalten wir die in Tabelle 6.6 dargestellten Ergebnisse. Der uns interessierende Koeffizient

⁹Hierzu muss laut Pesaran et al. (1999), S. 624, die Annahme getroffen werden, dass die Fehlerterme $v_r^{(t)}$ unabhängig voneinander verteilt sind und regionsspezifische Varianzen haben, die über die Zeit konstant sind. Pesaran et al. (1999), S. 626, zeigen, dass die Methode zur Schätzung von β superkonsistent ist, d. h. bei steigendem T übermäßig schnell zum wahren Wert konvergiert. Dieses liegt gemäß Kennedy (2008), S. 311, daran, dass der nicht-stationäre Fehlerterm stationär wird, wenn sich der Schätzwert bei steigendem T dem wahren Wert nähert, was mit einer übermäßig starken Reduktion der Varianz und der Residuenquadratsumme verbunden ist. Pesaran et al. (1999), S. 621 f., bezeichnen in ihren Anwendungen eine Stichprobe mit $R = 24$ und $T = 32$ als eine recht große Stichprobe und eine mit $R = 10$ und $T = 17$ als recht kleine Stichprobe, so dass unsere Stichprobe mit $R = 96$ und $T = 21$ ausreichend groß für die Anwendung ihrer Methode sein sollte, die ihre Validität bei großem R und großem T besitzt.

Tabelle 6.6: Ergebnisse der Schätzung der Regressionsgleichung (6.8) mit der PMG-Methode gemäß Pesaran et al. (1999)

	$\tau_{rs}^i = \tau^i$	$l_{i,r} = l_r$
β	7.545 ^a	8.243
Standardfehler	(0.790)	(2.838)
$-(1 - \lambda_r)$	-0.157	-0.134
Standardfehler	(0.016)	(0.017)
ϱ_r	-0.057	0.250
Standardfehler	(0.016)	(0.093)
Anzahl der Beobachtungen	2016	2016

^aDer Koeffizient β gibt an, um wieviel Prozent sich der beobachtete Lohn der Regionen langfristig im Durchschnitt erhöht, wenn sich der simulierte Lohn um ein Prozent erhöht, wobei beide Löhne um Zeiteffekte, die alle Regionen gleichermaßen betreffen, bereinigt sind.

$\beta = 7.545$ ist statistisch signifikant größer als null und der Anpassungsparameter $\lambda = 0.843$ ist signifikant kleiner als eins, was bereits die Kointegrationstests aufgrund des Granger-Repräsentationstheorems implizieren. Die Koeffizienten β sind in den drei Fällen ungefähr um den Faktor 6, bzw. den Faktor 4, größer als die ebenfalls signifikanten entsprechenden Werte der Schätzung mit der FD-Methode in Tabelle 6.2.

Der Test in diesem Kapitel bestätigt im Allgemeinen, dass die um Zeiteffekte, die alle Regionen gleichermaßen betreffen, bereinigten simulierten Löhne einen signifikanten Erklärungsbeitrag für die entsprechenden beobachteten Löhne leisten. Der geschätzte Koeffizientenwert liegt allerdings um ein Vielfaches höher als im Optimalfall, in dem eine prozentuale Änderung des tatsächlichen Lohnes im Mittel mit derselben prozentualen Änderung des simulierten Lohnes einhergehen würde und somit $\beta = 1$ gelten würde. Dieses liegt u. a. daran, dass die Streuungen der regionalen Werte der beobachteten Löhne jedes Jahres um ein Vielfaches höher sind als die der simulierten Löhne, was auch durch den geringen Wert des R^2 in Tabelle 6.2 angezeigt wird.

In den verschiedenen Spezifikationen ist der Koeffizient der Löhne aus dem Si-

mulationsmodell, in dem nicht zwischen regional unterschiedlichen Handelskosten unterschieden wird, größer, und damit auch stärker abweichend von 1, als derjenige der Löhne aus dem unrestringierten Modell. Dieses Ergebnis liefert eine Evidenz dafür, dass die Berücksichtigung der Handelskosten im Simulationsmodell simulierte Gleichgewichtslöhne hervorbringt, die sich im stärkeren Ausmaß in den beobachteten Löhnen niederschlagen, als wenn diese nicht berücksichtigt werden.

Die Ergebnisse zum Spezialfall $l_{i,r} = l_r$, in dem die regional unterschiedlichen Sektorstrukturen im Modell ausgeblendet werden, zeigen anhand der entsprechenden negativen Koeffizienten in den Tabellen 6.2 und 6.6, dass in dem Fall sich die auf unterschiedlichen Handelskosten basierenden Effekte nicht in den beobachteten Löhnen niederschlagen. Dieses steht im Einklang zu dem von Bröcker (1984), S. 218 f., herausgestellten Ergebnis, dass die regionalen Unterschiede der Integrationseffekte in erster Linie auf die Unterschiede der regionalen Sektorstrukturen zurückzuführen sind.

7 Schlussbetrachtung

Meine Analyse der regionalen Arbeitsmarkteffekte der Globalisierung in Deutschland zeigt, dass die Höhe der regionalen Handelskosten eine Rolle spielt, wenn auch nur eine Nebenrolle neben der regionalen Sektorstruktur, bei der Beantwortung der Frage, welche deutschen Regionen besonders von der Handelsintegration im Zeitraum 1995 bis 2017 profitiert haben. Ein Vergleich der Simulationsergebnisse in den Tabellen 5.2 und 5.3 im Kapitel 5 zeigt, dass besonders exponierte Regionen, wie z. B. Hamburg oder die Grenzregion Donau-Wald, aufgrund ihrer niedrigen Handelskosten zu den deutschen Handelspartnern in Übersee oder in Osteuropa, einen weitaus größeren Integrationsgewinn, relativ zu den anderen Regionen, aufweisen als es ihre Sektorstruktur vermuten ließe. Im Großen und Ganzen decken sich die regionalen Arbeitsmarkteffekte jedoch mit denjenigen, die sich im Fall ohne Berücksichtigung der Handelskosten ergeben, in Höhe eines Korrelationskoeffizienten von 0.89.

Dieses Ergebnis deckt sich mit den Ergebnissen meines Tests im Kapitel 6. Der Test beruht auf der kritischen Annahme der Exogenität der simulierten Löhne, die auf der Annahme der Exogenität der deutschen Im- und Exportwerte beruht. In einer weitergehenden Analyse bietet es sich an, der Vorgehensweise von Autor et al. (2013) und Dauth et al. (2014) zu folgen, und eine mögliche Endogenität mit Hilfe von Instrumentvariablen zu beseitigen, aus denen möglicherweise die für die Erklärung der beobachteten Löhne benötigte exogene Variation der simulierten Löhne gewonnen werden kann. Die Instrumentvariablen könnten auf diese Weise gebildet werden, indem in unserem Simulationsmodell die regionalen Integrationseffekte anhand der Im- und Exportwerte anderer vergleichbarer Industrieländer anstatt anhand der deutschen Werte simuliert werden.

Meine gewählten Regressionsmodelle im Kapitel 6 unterscheiden sich unterein-

ander in erster Linie dahingehend, ob und in welcher Form ein regionaler Anpassungsprozess der simulierten an die beobachteten Löhne berücksichtigt wird. Im Fokus steht hierbei der Koeffizient β . Dieser gibt an, um wieviel Prozent sich der beobachtete Lohn der Regionen durchschnittlich erhöht, wenn sich der simulierte Lohn um ein Prozent erhöht, wobei beide Löhne um Zeiteffekte, die alle Regionen gleichermaßen betreffen, bereinigt sind. Im Optimalfall ist dieser gleich 1. Aufgrund unseres spärlich konzipierten Regressionsmodells und vor dem Hintergrund, dass heimische Schocks eine große Rolle spielen, wie Partridge et al. (2017) für die USA herausstellen, ist es allerdings zu viel verlangt, dass dieser tatsächlich erreicht wird, da die Streuungen der regionalen Werte der beobachteten Löhne um ein Vielfaches höher sind als die der simulierten Löhne.

Ein geschätzter signifikant positiver Koeffizient impliziert, dass eine Änderung der genannten simulierten Löhne tendenziell mit einer Änderung der beobachteten Löhne in die gleiche Richtung verbunden ist. Dieses ist mein Testkriterium.

Eine Schätzung des Modells ohne Anpassungsprozess mit der FD-Methode ergibt den signifikant positiven Koeffizienten $\beta = 1.271$. Der ebenfalls signifikant positive Koeffizient $\beta = 1.872$ des Spezialfalls ohne regional unterschiedliche Handelskosten, $\tau_{rs}^i = \tau^i$, ist weiter von 1 entfernt als der des unrestringierten Modells. Zudem ist das Bestimmtheitsmaß für die Erklärung der Streuung innerhalb der Zeitreihen minimal kleiner.

Um eine mögliche unberücksichtigte Überlagerung dieses Zusammenhangs mit Anpassungen aus Vorperioden zu berücksichtigen, modelliere ich diese Anpassung explizit im Fehlerterm. Die Schätzung dieses somit dynamischen Panel-Modells mit regionsunabhängigem Anpassungsprozess mit der FDIV-Methode erbringt keine signifikanten Ergebnisse. Die Berücksichtigung regionsabhängiger Anpassungsprozesse und die Schätzung als ECM liefert hingegen Ergebnisse, die mit denen der FD-Methode harmonisieren. Zum einen lässt sich anhand entsprechender Tests eine Kointegrationsbeziehung zwischen den simulierten und den beobachteten Löhnen ermitteln. Zum anderen sind die Koeffizienten in den drei betrachteten Fällen ungefähr um den Faktor 6, bzw. den Faktor 4, größer als die Koeffizienten der FD-Methode.

Aus den Ergebnissen dieser favorisierten Methode schließe ich, dass sich unsere

anhand der Handelsintegration simulierten regionalen Löhne in den beobachteten regionalen Löhnen niederschlagen, die Nichtberücksichtigung regional unterschiedlicher Handelskosten zwar einen etwas größeren Koeffizientenwert benötigt, um die Streuung der regionalen Werte der beobachteten Löhne abzubilden, aber insgesamt die Integrationseffekte in erster Linie auf die Unterschiede der regionalen Sektorstrukturen zurückzuführen sind.

Literaturverzeichnis

- Aichele, R., Felbermayr, G. & Heiland, I. (2014), Going deep: the trade and welfare effects of TTIP, Working Paper 5150, CESifo.
- Ancelet, S., Etienne, M.-P., Benoît, H. & Parent, E. (2010), ‘Modelling spatial zero-inflated continuous data with an exponentially compound Poisson process’, *Environmental and Ecological Statistics* **17**(3), 347–376.
- Anderson, J. E. & van Wincoop, E. (2003), ‘Gravity with gravitas: a solution to the border puzzle’, *The American Economic Review* **93**(1), 170–192.
- Anderson, J. E. & van Wincoop, E. (2004), ‘Trade costs’, *Journal of Economic Literature* **42**(3), 691–751.
- Anderson, T. W. & Hsiao, C. (1982), ‘Formulation and estimation of dynamic models using panel data’, *Journal of Econometrics* **18**(1), 47–82.
- Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder (Hrsg.) (2011), *Arbeitnehmerentgelt in den kreisfreien Städten und Landkreisen Deutschlands 1996 bis 2009*, Reihe 2, Kreisergebnisse Band 2, Statistisches Landesamt Baden-Württemberg, Stuttgart.
- Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder (Hrsg.) (2019a), *Arbeitnehmerentgelt, Bruttolöhne und -gehälter in den kreisfreien Städten und Landkreisen der Bundesrepublik Deutschland 2000 bis 2017*, Reihe 2, Kreisergebnisse Band 2, Statistisches Landesamt Baden-Württemberg, Stuttgart.
- Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder (Hrsg.) (2019b), *Bruttoinlandsprodukt, Bruttowertschöpfung in den kreisfreien Städten und*

- Landkreisen der Bundesrepublik Deutschland 1992 und 1994 bis 2017*, Reihe 2, Kreisergebnisse Band 1, Statistisches Landesamt Baden-Württemberg, Stuttgart.
- Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder (Hrsg.) (2019c), *Einkommen der privaten Haushalte in den kreisfreien Städten und Landkreisen der Bundesrepublik Deutschland 1995 bis 2017*, Reihe 2, Kreisergebnisse Band 3, Statistisches Landesamt Baden-Württemberg, Stuttgart.
- Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder (Hrsg.) (2019d), *Entstehung, Verteilung und Verwendung des Bruttoinlandsprodukts in den Ländern der Bundesrepublik Deutschland 1991 bis 2018*, Reihe 1, Länderergebnisse Band 5, Statistisches Landesamt Baden-Württemberg, Stuttgart.
- Arellano, M. & Bond, S. (1991), ‘Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations’, *The Review of Economic Studies* **58**(2), 277–297.
- Arkolakis, C., Costinot, A. & Rodríguez-Clare, A. (2012), ‘New trade models, same old gains?’, *American Economic Review* **102**(1), 94–130.
- Armington, P. S. (1969), ‘A theory of demand for products distinguished by place of production’, *International Monetary Fund Staff Papers* **16**(1), 159–176.
- Arrow, K. J., Chenery, H. B., Minhas, B. S. & Solow, R. M. (1961), ‘Capital-labor substitution and economic efficiency’, *The Review of Economics and Statistics* **43**(3), 225–250.
- Atalay, E. (2017), ‘How important are sectoral shocks?’, *American Economic Journal: Macroeconomics* **9**(4), 254–280.
- Autor, D. H., Dorn, D. & Hanson, G. H. (2013), ‘The China syndrome: local labor market effects of import competition in the United States’, *The American Economic Review* **103**(6), 2121–2168.

- Baier, S. L. & Bergstrand, J. H. (2007), ‘Do free trade agreements actually increase members’ international trade?’, *Journal of International Economics* **71**(1), 72–95.
- Baltagi, B. H. & Blien, U. (1998), ‘The German wage curve: evidence from the IAB employment sample’, *Economics Letters* **61**(2), 135–142.
- Baltagi, B. H., Blien, U. & Wolf, K. (2009), ‘New evidence on the dynamic wage curve for Western Germany: 1980-2004’, *Labour Economics* **16**(1), 47–51.
- Barabesi, L., Cerasa, A., Perrotta, D. & Cerioli, A. (2016), ‘Modeling international trade data with the Tweedie distribution for anti-fraud and policy support’, *European Journal of Operational Research* **248**(3), 1031–1043.
- Baranga, T. (2015), A compound Poisson-gamma trade model, online veröffentlichtes Manuskript, University of California.
- Blackburne III, E. F. & Frank, M. W. (2007), ‘Estimation of nonstationary heterogeneous panels’, *The Stata Journal* **7**(2), 197–208.
- Blanchflower, D. G. & Oswald, A. J. (1990), ‘The wage curve’, *Scandinavian Journal of Economics* **92**(2), 215–235.
- Bonat, W. H. & Kokonendji, C. C. (2017), ‘Flexible Tweedie regression models for continuous data’, *Journal of Statistical Computation and Simulation* **87**(11), 2138–2152.
- Bosker, E. M. & Garretsen, H. (2010), Trade costs, market access, and economic geography: why the empirical specification of trade costs matters, in ‘The gravity model in international trade: advances and applications’, P. A. G. van Bergeijk & S. Brakman (Hrsg.), Cambridge University Press, 193-223.
- Breitung, J. & Pesaran, M. H. (2008), Unit roots and cointegration in panels, in ‘The econometrics of panel data’, L. Mátyás & P. Sevestre (Hrsg.), Springer, 3. Aufl., 279-322.

- Bröcker, J. (1984), *Interregionaler Handel und ökonomische Integration: empirische Modelle für westeuropäische Länder und Regionen*, Schriften des Instituts für Regionalforschung der Universität Kiel, Bd. 6, V. Florentz.
- Bröcker, J. (1988), 'Ökonometrische Handelsmodelle: Modellspezifikationen und Schätzverfahren', *Seminarberichte der Gesellschaft für Regionalforschung* **24**, 1–35.
- Bröcker, J. (1990), 'Räumliche Wirkungen der europäischen Integration', *Jahrbuch für Regionalwissenschaft* **11**, 43–63.
- Bröcker, J. (1995), 'Chamberlinian spatial computable general equilibrium modelling: a theoretical framework', *Economic Systems Research* **7**(2), 137–149.
- Bröcker, J. (1998a), 'How would an EU-membership of the Visegrád-countries affect Europe's economic geography?', *The Annals of Regional Science* **32**(1), 91–114.
- Bröcker, J. (1998b), 'Operational spatial computable general equilibrium modeling', *The Annals of Regional Science* **32**(3), 367–387.
- Bröcker, J., Korzhenevych, A. & Schürmann, C. (2010), 'Assessing spatial equity and efficiency impacts of transport infrastructure projects', *Transportation Research Part B: Methodological* **44**(7), 795–811.
- Bröcker, J. & Meier, H. (2010), Auswirkungen der Integration auf die regionale Entwicklung in Deutschland und Europa, in '20 Jahre Deutsche Einheit: von der Transformation zur europäischen Integration', IWH-Sonderheft Bd. 3/2010, Institut für Wirtschaftsforschung Halle, Halle (Saale), 235–250.
- Bröcker, J. & Rohweder, H. C. (1990), 'Barriers to international trade: methods of measurement and empirical evidence', *The Annals of Regional Science* **24**(4), 289–305.
- Broda, C., Limão, N. & Weinstein, D. E. (2008), 'Optimal tariffs and market power: the evidence', *The American Economic Review* **98**(5), 2032–2065.

- Broda, C. & Weinstein, D. E. (2006), 'Globalization and the gains from variety', *The Quarterly Journal of Economics* **121**(2), 541–585.
- Brühlhart, M., Carrère, C. & Trionfetti, F. (2012), 'How wages and employment adjust to trade liberalization: quasi-experimental evidence from Austria', *Journal of International Economics* **86**(1), 68–81.
- Brühlhart, M., Crozet, M. & Koenig, P. (2004), 'Enlargement and the EU periphery: the impact of changing market potential', *The World Economy* **27**(6), 853–875.
- Brühlhart, M. (2011), 'The spatial effects of trade openness: a survey', *Review of World Economics* **147**(1), 59–83.
- Buckley, P. H. (1992), 'A transportation-oriented interregional computable general equilibrium model of the United States', *The Annals of Regional Science* **26**(4), 331–348.
- Bundesagentur für Arbeit (Hrsg.) (2011), *Arbeitslosenquoten 2010*, Arbeitsmarkt in Zahlen - Arbeitsmarktstatistik, Statistik der Bundesagentur für Arbeit, Nürnberg.
- Caliendo, L. & Parro, F. (2015), 'Estimates of the trade and welfare effects of NAFTA', *Review of Economic Studies* **82**(1), 1–44.
- Chiquiar, D. (2008), 'Globalization, regional wage differentials and the Stolper-Samuelson theorem: evidence from Mexico', *Journal of International Economics* **74**(1), 70–93.
- Chirinko, R. S. (2008), ' σ : the long and the short of it', *Journal of Macroeconomics* **30**(2), 671–686.
- Chirinko, R. S., Fazzari, S. M. & Meyer, A. P. (2011), 'A new approach to estimating production function parameters: the elusive capital-labor substitution elasticity', *Journal of Business & Economic Statistics* **29**(4), 587–594.

- Coşar, A. K. & Fajgelbaum, P. D. (2016), ‘Internal geography, international trade, and regional specialization’, *American Economic Journal: Microeconomics* **8**(1), 24–56.
- Crozet, M. & Koenig Soubeyran, P. (2004), ‘EU enlargement and the internal geography of countries’, *Journal of Comparative Economics* **32**(2), 265–279.
- Dauth, W., Findeisen, S. & Suedekum, J. (2014), ‘The rise of the East and the Far East: German labor markets and trade integration’, *Journal of the European Economic Association* **12**(6), 1643–1675.
- Dawkins, C., Srinivasan, T. N. & Whalley, J. (2001), Calibration, in ‘Handbook of Econometrics’, Bd. 5, J. J. Heckman & E. E. Leamer (Hrsg.), Elsevier, 3653–3703.
- Dixon, P. B., Jerie, M. & Rimmer, M. T. (2018), *Trade theory in computable general equilibrium models: Armington, Krugman and Melitz*, Springer.
- Donaghy, K. P. (2009), CGE modeling in space: a survey, in ‘Handbook of Regional Growth and Development Theories’, R. Capello & P. Nijkamp (Hrsg.), Edward Elgar, 389–422.
- Dunn, P. K. (2004), ‘Occurrence and quantity of precipitation can be modelled simultaneously’, *International Journal of Climatology* **24**(10), 1231–1239.
- Dunn, P. K. & Smyth, G. K. (2005), ‘Series evaluation of Tweedie exponential dispersion model densities’, *Statistics and Computing* **15**(4), 267–280.
- Egger, P. H. & Staub, K. E. (2016), ‘GLM estimation of trade gravity models with fixed effects’, *Empirical Economics* **50**(1), 137–175.
- Engle, R. F. & Granger, C. W. J. (1987), ‘Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing’, *Econometrica* **55**(2), 251–276.
- Eurostat (Hrsg.) (2016), *User guide on European statistics on international trade in goods*, Publications Office of the European Union, Luxemburg.

- Evers, M., de Mooij, R. A. & van Vuuren, D. J. (2005), What explains the variation in estimates of labour supply elasticities?, Working Paper 1633, CESifo.
- Fally, T. (2015), ‘Structural gravity and fixed effects’, *Journal of International Economics* **97**(1), 76–85.
- Feenstra, R. C. (1994), ‘New product varieties and the measurement of international prices’, *The American Economic Review* **84**(1), 157–177.
- Feenstra, R. C., Luck, P., Obstfeld, M. & Russ, K. N. (2018), ‘In search of the Armington elasticity’, *The Review of Economics and Statistics* **100**(1), 135–150.
- Feller, W. (1968), *An introduction to probability theory and its applications*, Bd. 1, 3. Aufl., John Wiley & Sons.
- Feller, W. (1971), *An introduction to probability theory and its applications*, Bd. 2, 2. Aufl., John Wiley & Sons.
- Fortanier, F., Liberatore, A., Maurer, A., Pilgrim, G. & Thomson, L. (2017), *The OECD-WTO balanced trade in services database*, OECD und WTO, Paris und Genf.
- Foster, S. D. & Bravington, M. V. (2013), ‘A Poisson-gamma model for analysis of ecological non-negative continuous data’, *Environmental and Ecological Statistics* **20**(4), 533–552.
- Giesecke, J. A. & Madden, J. R. (2013), Regional computable general equilibrium modeling, in ‘Handbook of Computable General Equilibrium Modeling’, Bd. 1A, P. B. Dixon & D. W. Jorgenson (Hrsg.), Elsevier, 379-475.
- Gorman, W. M. (1953), ‘Community preference fields’, *Econometrica* **21**(1), 63–80.
- Gourieroux, C., Monfort, A. & Trognon, A. (1984), ‘Pseudo maximum likelihood methods: theory’, *Econometrica* **52**(3), 681–700.
- Greene, W. H. (2020), *Econometric analysis*, 8. Aufl., Pearson.

- Hackett, B. (2009), *Terminal handling charges during and after the liner conference era*, Publications Office of the European Union, Luxemburg.
- Hadri, K. (2000), ‘Testing for stationarity in heterogeneous panel data’, *The Econometrics Journal* **3**(2), 148–161.
- Hanson, G. H. (1998), ‘Regional adjustment to trade liberalization’, *Regional Science and Urban Economics* **28**(4), 419–444.
- Head, K. & Mayer, T. (2014), Gravity equations: workhorse, toolkit, and cookbook, in ‘Handbook of International Economics’, Bd. 4, G. Gopinath, E. Helpman & K. Rogoff (Hrsg.), Elsevier, 131-195.
- Helpman, E., Melitz, M. & Rubinstein, Y. (2008), ‘Estimating trade flows: trading partners and trading volumes’, *The Quarterly Journal of Economics* **123**(2), 441–487.
- Herrendorf, B., Herrington, C. & Valentinyi, A. (2015), ‘Sectoral technology and structural transformation’, *American Economic Journal: Macroeconomics* **7**(4), 104–133.
- Herrendorf, B., Rogerson, R. & Valentinyi, A. (2013), ‘Two perspectives on preferences and structural transformation’, *The American Economic Review* **103**(7), 2752–2789.
- Hillberry, R. H., Anderson, M. A., Balistreri, E. J. & Fox, A. K. (2005), ‘Taste parameters as model residuals: assessing the “fit” of an Armington trade model’, *Review of International Economics* **13**(5), 973–984.
- Hillberry, R. & Hummels, D. (2013), Trade elasticity parameters for a computable general equilibrium model, in ‘Handbook of Computable General Equilibrium Modeling’, Bd. 1B, P. B. Dixon & D. W. Jorgenson (Hrsg.), Elsevier, 1213-1269.
- Hornok, C. & Koren, M. (2015a), ‘Administrative barriers to trade’, *Journal of International Economics* **96**(Supplement 1), S110–S122.

- Hornok, C. & Koren, M. (2015b), ‘Per-shipment costs and the lumpiness of international trade’, *The Review of Economics and Statistics* **97**(2), 525–530.
- Hummels, D. (2001), Toward a geography of trade costs, online veröffentlichtes Manuskript, Purdue University.
- Hummels, D. (2007), ‘Transportation costs and international trade in the second era of globalization’, *Journal of Economic Perspectives* **21**(3), 131–154.
- Hummels, D. & Skiba, A. (2004), ‘Shipping the good apples out? an empirical confirmation of the Alchian-Allen conjecture’, *Journal of Political Economy* **112**(6), 1384–1402.
- Im, K. S., Pesaran, M. H. & Shin, Y. (2003), ‘Testing for unit roots in heterogeneous panels’, *Journal of Econometrics* **115**(1), 53–74.
- Isard, W. (1951), ‘Interregional and regional input-output analysis: a model of a space-economy’, *The Review of Economics and Statistics* **33**(4), 318–328.
- Jones, R. & Whalley, J. (1988), ‘Regional effects of taxes in Canada: an applied general equilibrium approach’, *Journal of Public Economics* **37**(1), 1–28.
- Jørgensen, B. (1987), ‘Exponential dispersion models’, *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)* **49**(2), 127–162.
- Jørgensen, B. & Paes de Souza, M. C. (1994), ‘Fitting Tweedie’s compound Poisson model to insurance claims data’, *Scandinavian Actuarial Journal* **1994**(1), 69–93.
- Kao, C. (1999), ‘Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data’, *Journal of Econometrics* **90**(1), 1–44.
- Kennedy, P. (2008), *A guide to econometrics*, 6. Aufl., Wiley-Blackwell.
- Kovak, B. K. (2013), ‘Regional effects of trade reform: what is the correct measure of liberalization?’, *The American Economic Review* **103**(5), 1960–1976.

- Kropf, A. & Sauré, P. (2014), ‘Fixed costs per shipment’, *Journal of International Economics* **92**(1), 166–184.
- Krugman, P. (1980), ‘Scale economies, product differential, and the pattern of trade’, *The American Economic Review* **70**(5), 950–959.
- Kuhn, A. (2010), *Input-Output-Rechnung im Überblick*, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.
- Limão, N. & Venables, A. J. (2001), ‘Infrastructure, geographical disadvantage, transport costs, and trade’, *The World Bank Economic Review* **15**(3), 451–479.
- Lösch, A. (1944), *Die räumliche Ordnung der Wirtschaft*, 2. Aufl., Fischer.
- Manning, W. G. & Mullahy, J. (2001), ‘Estimating log models: to transform or not to transform?’, *Journal of Health Economics* **20**(4), 461–494.
- Mas-Colell, A., Whinston, M. D. & Green, J. R. (1995), *Microeconomic theory*, Oxford University Press.
- Mayer, T. & Zignago, S. (2011), Notes on CEPII’s distances measures: the GeoDist database, Working Paper 2011-25, Centre d’Études Prospectives et d’Informations Internationales.
- McCann, P. (2005), ‘Transport costs and new economic geography’, *Journal of Economic Geography* **5**(3), 305–318.
- McCullagh, P. & Nelder, J. A. (1989), *Generalized linear models*, 2. Aufl., Monographs on Statistics and Applied Probability, Chapman and Hall.
- Melitz, M. J. (2003), ‘The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity’, *Econometrica* **71**(6), 1695–1725.
- Mittelhammer, R. C. (2013), *Mathematical statistics for economics and business*, 2. Aufl., Springer.
- Nelder, J. A. & Wedderburn, R. W. M. (1972), ‘Generalized linear models’, *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)* **135**(3), 370–384.

- Niebuhr, A. & Stiller, S. (2004), 'Integration effects in border regions: a survey of economic theory and empirical studies', *Review of Regional Research* **24**(1), 3–21.
- Oberfield, E. & Raval, D. (2014), Micro data and macro technology, Working paper 20452, National Bureau of Economic Research.
- Öztürk, A. (1981), 'On the study of a probability distribution for precipitation totals', *Journal of Applied Meteorology* **20**(12), 1499–1505.
- Partridge, M. D. & Rickman, D. S. (1998), 'Regional computable general equilibrium modeling: a survey and critical appraisal', *International Regional Science Review* **21**(3), 205–248.
- Partridge, M. D., Rickman, D. S., Olfert, M. R. & Tan, Y. (2017), 'International trade and local labor markets: do foreign and domestic shocks affect regions differently?', *Journal of Economic Geography* **17**(2), 375–409.
- Pedroni, P. (1999), 'Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **61**(S1), 653–670.
- Pedroni, P. (2004), 'Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the ppp hypothesis', *Econometric Theory* **20**(3), 597–625.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. P. (1999), 'Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels', *Journal of the American Statistical Association* **94**(446), 621–634.
- Peters, G. W., Shevchenko, P. V. & Wüthrich, M. V. (2009), 'Model uncertainty in claims reserving within Tweedie's compound Poisson models', *Astin Bulletin* **39**(1), 1–33.
- Rauch, J. E. (1991), 'Comparative advantage, geographic advantage and the volume of trade', *The Economic Journal* **101**(408), 1230–1244.

- Romalis, J. (2007), 'NAFTA's and CUSFTA's impact on international trade', *The Review of Economics and Statistics* **89**(3), 416–435.
- Rotemberg, J. J. & Woodford, M. (1996), 'Imperfect competition and the effects of energy price increases on economic activity', *Journal of Money, Credit and Banking* **28**(4), 549–577.
- Samuelson, P. A. (1954), 'The transfer problem and transport costs, II: analysis of effects of trade impediments', *The Economic Journal* **64**(254), 264–289.
- Santos Silva, J. M. C. & Tenreyro, S. (2006), 'The log of gravity', *The Review of Economics and Statistics* **88**(4), 641–658.
- Santos Silva, J. M. C. & Tenreyro, S. (2011), 'Further simulation evidence on the performance of the Poisson pseudo-maximum likelihood estimator', *Economics Letters* **112**(2), 220–222.
- Santos Silva, J. M. C. & Tenreyro, S. (2015), 'Trading partners and trading volumes: implementing the Helpman-Melitz-Rubinstein model empirically', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **77**(1), 93–105.
- Sato, K. (1967), 'A two-level constant-elasticity-of-substitution production function', *Review of Economic Studies* **34**(2), 201–218.
- Shephard, R. W. (1953), *Cost and production functions*, Princeton University Press.
- Shoven, J. B. & Whalley, J. (1972), 'A general equilibrium calculation of the effects of differential taxation of income from capital in the U.S.', *Journal of Public Economics* **1**(3/4), 281–321.
- StataCorp (Hrsg.) (2019), *Stata longitudinal-data/panel-data reference manual, release 16*, Stata Press, College Station, Texas.
- Statistisches Bundesamt (Hrsg.) (2008), *Klassifikation der Wirtschaftszweige 2008*, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.

- Statistisches Bundesamt (Hrsg.) (2015), *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen: Input-Output-Rechnungen 2010 (Revision 2014)*, Fachserie 18, Reihe 2, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (Hrsg.) (2020), *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen: Inlandsproduktberechnungen, Lange Reihen ab 1970*, Fachserie 18, Reihe 1.5, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.
- Stolper, W. F. & Samuelson, P. A. (1941), ‘Protection and real wages’, *The Review of Economic Studies* **9**(1), 58–73.
- Tavasszy, L., Minderhoud, M., Perrin, J.-F. & Notteboom, T. (2011), ‘A strategic network choice model for global container flows: specification, estimation and application’, *Journal of Transport Geography* **19**(6), 1163–1172.
- Thompson, C. S. (1984), ‘Homogeneity analysis of rainfall series: an application of the use of a realistic rainfall model’, *Journal of Climatology* **4**(6), 609–619.
- Tinbergen, J. (1962), *Shaping the world economy: suggestions for an international economic policy*, Twentieth Century Fund, New York City.
- Topalova, P. (2010), ‘Factor immobility and regional impacts of trade liberalization: evidence on poverty from India’, *American Economic Journal: Applied Economics* **2**(4), 1–41.
- Tweedie, M. C. K. (1984), An index which distinguishes between some important exponential families, in ‘Statistics: Applications and New Directions’, J. K. Ghosh & J. Roy (Hrsg.), Indian Statistical Institute, 579–604.
- Venter, G. G. (2007), ‘Generalized linear models beyond the exponential family with loss reserve applications’, *ASTIN Bulletin* **37**(2), 345–364.
- Wedderburn, R. W. M. (1974), ‘Quasi-likelihood functions, generalized linear models, and the Gauss-Newton method’, *Biometrika* **61**(3), 439–447.
- Westerlund, J. (2005), ‘New simple tests for panel cointegration’, *Econometric Reviews* **24**(3), 297–316.

- Whalley, J. (1985), *Trade liberalization among major world trading areas*, The MIT Press.
- Whalley, J. & Trela, I. (1986), *Regional aspects of confederation*, University of Toronto Press.
- Wigle, R. M. (1992), 'Transportation costs in regional models of foreign trade: an application to Canada-U.S. trade', *Journal of Regional Science* **32**(2), 185–207.
- Withers, C. S. & Nadarajah, S. (2011), 'On the compound Poisson-gamma distribution', *Kybernetika* **47**(1), 15–37.
- Wooldridge, J. M. (2010), *Econometric analysis of cross section and panel data*, 2. Aufl., The MIT Press.
- Wright, E. M. (1933), 'On the coefficients of power series having exponential singularities', *Journal of the London Mathematical Society* **8**(1), 71–79.
- WTO (Hrsg.) (2010), *Measuring trade in services*, World Trade Organization, Genf.
- Young, A. T. (2013), 'U. S. elasticities of substitution and factor augmentation at the industry level', *Macroeconomic Dynamics* **17**(4), 861–897.
- Zhai, F. (2008), 'Armington meets Melitz: introducing firm heterogeneity in a global CGE model of trade', *Journal of Economic Integration* **23**(3), 575–604.

Erklärung zum selbstständigen Verfassen der Arbeit

Ich erkläre hiermit, dass ich meine Doktorarbeit „Regionale Arbeitsmarkteffekte der Globalisierung in Deutschland“ selbstständig und ohne fremde Hilfe angefertigt habe und dass ich alle von anderen Autoren wörtlich übernommenen Stellen, wie auch die sich an die Gedanken anderer Autoren eng anlehrenden Ausführungen meiner Arbeit, besonders gekennzeichnet und die Quellen nach den mir angegebenen Richtlinien zitiert habe.
