

Universität Paderborn

**Professor Dr. Thomas Gries**

Internationale Wachstums- und Konjunkturtheorie

**Professor Dr. Manfred Kraft**

Ökonometrie und Statistik

## **Migration in China: Eine Ursachen- / Wirkungsanalyse**

**– Wie die wandernde Bevölkerung Chinas Wirtschafts- und  
Gesellschaftssystem nachhaltig beeinflusst und die Regierung vor  
herausfordernde Aufgaben stellt. –**

**Dissertation**  
zur Erlangung eines Doktors  
der Wirtschaftswissenschaften

vorgelegt von  
**Manuel Simon**

am 20. Juni 2012

## **Abstract**

Chinas enormes Wirtschaftswachstum der letzten drei Jahrzehnte hat zu großen Ungleichgewichten sowohl zwischen verschiedenen Provinzen als auch zwischen Stadt und Land geführt. Aufgrund dieser Entwicklung haben viele Menschen die meist ländlichen Gebiete Zentral- und Westchinas verlassen und sind auf der Suche nach besseren Lebensbedingungen in den wirtschaftlich erfolgreicheren Ost-Provinzen. Diese werden zunehmend vor große wirtschafts- und sozialpolitische Herausforderungen gestellt. Der hohe Anteil günstiger Arbeitskräfte hat viele ausländische Investoren ins Land gelockt und die vor allem in den Küstenregionen beheimatete Exportwirtschaft zum Wachstumsmotor werden lassen. Die Migranten selbst haben durch die Zurverfügungstellung ihrer Arbeitskraft entscheidenden Anteil daran. Die Aussicht auf Beschäftigung und bessere Einkommensmöglichkeiten zieht jedoch immer mehr Migranten in die städtischen Gebiete. Diese werden eher von den sich ergebenden Chancen der Stadt angezogen als vom potenziellen Risiko urbaner Armut abgeschreckt. Die somit weiter ansteigende Urbanisierung führt zu erheblichen Agglomerationskosten, welche eventuell zu einem Ausgangspunkt sozialer Unruhen werden können. Denn die Migration scheint zu Druck auf dem Arbeitsmarkt zu führen, insbesondere in solchen Sektoren, wo Migranten in Konkurrenz zu den bereits ansässigen lokalen Arbeitskräften treten. Sicherlich gibt es nicht ‚die eine‘ Lösung, um diese Herausforderungen zu meistern. Es erscheint jedoch erstrebenswert, die Anreize zur Migration – besonders in die Ost-Provinzen – zu verringern, indem entsprechende Wachstumsimpulse in den Zentral- und West-Provinzen geschaffen werden. Darüber hinaus sollte ländliche Armut durch den Auf- bzw. Ausbau entsprechender Sozialsysteme zurückgedrängt werden.

## **Danksagung**

Mit Fertigstellung der Dissertation möchte ich die Gelegenheit nutzen, mich bei denjenigen zu bedanken, die mich während des Promotionsstudiums begleitet und unterstützt haben.

Mein besonderer Dank gilt Herrn Professor Dr. Thomas Gries, der während der Promotion die wissenschaftliche Betreuung meiner Arbeit übernommen hat und durch kritische und konstruktive Diskussionen die Weiterentwicklung stets gefördert hat. In gleichem Maße bedanke ich mich bei Herrn Professor Dr. Manfred Kraft, der mich besonders im statistisch methodischen Bereich tatkräftig unterstützt hat.

Des Weiteren sage ich Herrn Dr. Daniel Meierrieks herzlichen Dank, der mit viel Engagement die operative Durchführung der statistischen Analysen während der Erstellung der Dissertation begleitet hat.

Für die bereitwillige Mitwirkung an der Disputation und entsprechende Anregungen im Nachgang bedanke ich mich sehr bei Herrn Professor Dr. Yuanhua Feng und Herrn Professor Dr. Stefan Betz.

Meiner Familie und meinen Freunden möchte ich ebenfalls sehr danken, denn sie sind im Promotionsprozess eine wichtige moralische Stütze gewesen.

## Inhaltsverzeichnis

<b>INHALTSVERZEICHNIS.....</b>	I
<b>TABELLENVERZEICHNIS .....</b>	III
<b>ABBILDUNGSVERZEICHNIS .....</b>	IV
<b>ABKÜRZUNGSVERZEICHNIS.....</b>	V
<b>1. EINLEITUNG.....</b>	1
1.1 ZIELSETZUNG UND UMFANG.....	1
1.2 STRUKTUR DER ARBEIT .....	2
<b>2. ERKLÄRUNGSGRÖßen INTER-PROVINZIELLER MIGRATION IN CHINA....</b>	5
2.1 STILISIERTE FAKTEN PROVINZIELLER MIGRATION 1985-2000.....	5
2.2 STAND DER FORSCHUNG .....	9
2.2.1 Determinanten der klassischen Migrationshypothese.....	10
2.2.2 Determinanten der Neuen Ökonomischen Geographie und des Gravitationsmodells ..	11
2.2.3 Determinanten der Neuen Ökonomie der Arbeitsmigration .....	12
2.3 ÖKONOMETRISCHES MODELL .....	14
2.4 DATENSATZ UND INFERENCENMETHODEN .....	18
2.5 DETERMINANTEN INTER-PROVINZIELLER MIGRATION .....	22
2.5.1 Empirische Ergebnisse – Modell 1a .....	22
2.5.2 Empirische Ergebnisse – Modell 1b .....	33
2.5.3 Empirische Ergebnisse – Modell 2 .....	36
2.6 ZWISCHENFAZIT .....	40
<b>3. KAUSALITÄTSANALYSE PROVINZIELLER MIGRATION IN CHINA .....</b>	42
3.1 STILISIERTE FAKTEN PROVINZIELLER MIGRATION 1997-2008.....	43
3.2 STAND DER FORSCHUNG .....	44
3.3 DATENSATZ UND INFERENCENMETHODEN .....	46
3.3.1 Datensatzbeschreibung .....	46
3.3.2 Granger-Kausalitätsverfahren .....	52
3.4 EMPIRISCHE ERGEBNISSE .....	54
3.4.1 Stationarität.....	54
3.4.1.1 Levin-Lin-Chu-Test .....	55
3.4.1.2 Im-Pesaran-Shin-Test.....	56
3.4.1.3 Fisher-Verfahren.....	57
3.4.2 Kointegration.....	58
3.4.3 Kausalitätsanalyse.....	59
3.4.3.1 Migration und Urbanisierung.....	64
3.4.3.2 Migration und Arbeitslosigkeit.....	65
3.4.3.3 Migration und Einkommen .....	66
3.4.4 Robustheitsanalyse .....	68

3.5 ZWISCHENFAZIT .....	71
<b>4. EINFLUSS INTERNATIONALER HANDELSBEZIEHUNGEN AUF PROVINZIELLE MIGRATION IN CHINA.....</b>	<b>73</b>
4.1 STAND DER FORSCHUNG .....	74
4.2 DATENSATZ UND INFERENCENMETHODEN .....	76
4.3 EMPIRISCHE ERGEBNISSE .....	82
4.3.1 Stationarität und Kointegration .....	82
4.3.2 Kausalitätsanalyse.....	83
4.3.2.1 FDI und Exporte.....	94
4.3.2.2 Exporte und GDP.....	95
4.3.2.3 FDI und GDP .....	96
4.3.2.4 FDI, Exporte sowie Importe USA, EU-15 und Japan .....	96
4.3.2.5 FDI, Exporte, GDP und Migration .....	97
4.3.3 Robustheitsanalyse .....	98
4.4 ZWISCHENFAZIT .....	100
<b>5. POLITISCHE IMPLIKATIONEN UND ZUSAMMENFASSUNG.....</b>	<b>102</b>
5.1 POLITISCHE IMPLIKATIONEN .....	102
5.2 GESAMTZUSAMMENFASSUNG .....	107
<b>LITERATURVERZEICHNIS .....</b>	<b>113</b>
<b>ANHANG.....</b>	<b>130</b>

## Tabellenverzeichnis

Tabelle 1 – Inter- und intra-provinzielle Migration sowie Einwohner mit abweichendem Registrierungsstatus je Provinz – 1990 (Angaben in Tausend) .....	7
Tabelle 2 – Inter- und intra-provinzielle Migration sowie Einwohner mit abweichendem Registrierungsstatus je Provinz – 2000 (Angaben in Tausend) .....	8
Tabelle 3 – Zusammenfassung der deskriptiven Statistik zur inter-provinziellen Migration – Modell 1 .....	21
Tabelle 4 – Korrelationsmatrix zur inter-provinziellen Migration – Modell 1 .....	22
Tabelle 5 – Ergebnisse der linearen Regression – Modell 1a (OLS) .....	23
Tabelle 6 – Partielle Multikollinearität der linearen Regression – Modell 1a (OLS) .....	23
Tabelle 7 – Ergebnisse der linearen Regression – Modell 1a (WLS).....	29
Tabelle 8 – Partielle Multikollinearität der linearen Regression – Modell 1a (WLS).....	29
Tabelle 9 – Ergebnisse der linearen Regression – Modell 1a (Dummy-Variablen-Modell) ....	31
Tabelle 10 – Partielle Multikollinearität der linearen Regression – Modell 1a (Dummy-Variablen-Modell) .....	32
Tabelle 11 – Ergebnisse der linearen Regression mit Differenzniveaus – Modell 1b .....	35
Tabelle 12 – Partielle Multikollinearität der linearen Regression – Modell 1b .....	35
Tabelle 13 – Ergebnisse der linearen Regression mit Differenzniveaus und angepasstem Standardfehler – Modell 1b .....	36
Tabelle 14 – Zusammenfassung der deskriptiven Statistik zur inter-provinziellen Migration – Modell 2 .....	38
Tabelle 15 – Ergebnisse der linearen Regression – Modell 2.....	39
Tabelle 16 – Partielle Multikollinearität der linearen Regression – Modell 2 .....	39
Tabelle 17 – Deskriptive Datenzusammenfassung (1997-2008).....	48
Tabelle 18 – Ergebnisse der Einheitswurzeltests .....	58
Tabelle 19 – $F_1$ - und $F_2$ -Teststatistiken .....	62
Tabelle 20 – $F_{3a}$ -Teststatistiken .....	63
Tabelle 21 – Provinzspezifische Regressionskonstanten (inkl. Signifikanzniveaus) .....	64
Tabelle 22 – Ergebnisse des PVAR-Modells nach Love und Zicchino.....	70
Tabelle 23 – Varianzzerlegung des PVAR-Modells nach Love und Zicchino .....	70
Tabelle 24 – Deskriptive Datenzusammenfassung (1997-2008).....	78
Tabelle 25 – Ergebnisse der Einheitswurzeltests .....	82
Tabelle 26 – $F_1$ - und $F_2$ -Teststatistiken .....	86
Tabelle 27 – $F_{3a}$ -Teststatistiken .....	88
Tabelle 28 – Provinzspezifische Regressionskonstanten (inkl. Signifikanzniveaus) .....	90
Tabelle 29 – Ergebnisse des PVAR-Modells nach Love und Zicchino.....	99
Tabelle 30 – Varianzzerlegung des PVAR-Modells nach Love und Zicchino .....	100

## Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1 – Inter-provinzielle Netto-Migrationsrate (NMR) im Verhältnis zur provinziellen Gesamtbevölkerung im Jahr 2000 .....	9
Abbildung 2 – Residualplots der linearen Regression – Modell 1a (WLS) .....	27
Abbildung 3 – Residuen der linearen Regression – Modell 1a (WLS) .....	28
Abbildung 4 – Durchschnittliche inter- und intra-provinzielle Migrationsrate (MR) im Verhältnis zur provinziellen Gesamtbevölkerung 1997-2008.....	44
Abbildung 5 – Provinzielle Wachstumsrate der Urbanisierung (UR) im Zeitraum 1997-2008.	49
Abbildung 6 – Durchschnittliche provinzielle Arbeitslosenrate (AR) im Zeitraum 1997-2008..	50
Abbildung 7 – Provinzielle Wachstumsrate des Einkommens (EK) im Zeitraum 1997-2008 ..	51
Abbildung 8 – Granger-Kausalitätsanalyse für TSCS-Daten .....	60
Abbildung 9 – Provinzielle Wachstumsrate der FDI im Zeitraum 1997-2008 .....	79
Abbildung 10 – Provinzielle Wachstumsrate der Exporte (EX) im Zeitraum 1997-2008....	80
Abbildung 11 – Provinzielle Wachstumsrate des GDP im Zeitraum 1997-2008.....	81

## Abkürzungsverzeichnis

Abb.	Abbildung
ADF	Augmented Dickey-Fuller-Test
AR	Arbeitslosenrate
bspw.	beispielsweise
bzw.	beziehungsweise
CASS	Chinese Academy of Social Sciences
diesbzgl.	diesbezüglich
DL	Durchschnittslohn
EK	Einkommen
et al.	und andere
EU	Europäische Union
EX	Exporte
FDI	Foreign Direct Investment (ausländische Direktinvestitionen)
GDP	Growth Domestic Product (Bruttoinlandsprodukt)
GMM	Generalized Methods of Moments (verallgemeinerte Momentenmethode)
GpK	GDP pro Kopf
IM	Importe
MR	Migrationsrate
NBS	National Bureau of Statistics, China
NEG	New Economic Geography (Neue Ökonomische Geographie)
NELM	New Economics of Labour Migration (Neue Ökonomie der Arbeitsmigration)
NMR	Netto-Migrationsrate
OLS	Ordinary Least Squares (normales Verfahren der kleinsten Quadrate)
PP	Phillips-Perron-Test
PVAR	panel-vektorautoregressiv
RMB	Renminbi (chinesische Währung)
RSS	Residual Sum of Squares (Summe der quadrierten Residuen)
SB	Städtisch Beschäftigte
Tab.	Tabelle
TOL	Toleranz
TSCS	Time Series Cross-Section
u.a.	unter anderem

UNDP	United Nations Development Programme
UR	Urbanisierung
USA	United States of America
USD	US-Dollar
vgl.	vergleiche
VIF	Varianzinflationsfaktor
WLS	Weighted Least Squares (gewichtetes Verfahren der kleinsten Quadrate)
z.B.	zum Beispiel

# 1. Einleitung

## 1.1 Zielsetzung und Umfang

Seit seiner Öffnungspolitik im Jahr 1978 hat China einen enormen ökonomischen und gesellschaftlichen Wandel erfahren. Dies hat seit nunmehr drei Jahrzehnten zu erheblichem wirtschaftlichem Wachstum im Land geführt. Jedoch haben nicht alle Provinzen und Regionen gleichermaßen von dieser Entwicklung profitiert. Während die östlichen Provinzen hohe Wachstumsraten aufweisen, haben sich die westlichen und zentralen Provinzen weniger schnell entwickelt. Die positiven Impulse in den östlichen Regionen, besonders in den urbanen Zentren, haben zu erheblicher Ungleichheit zwischen den Provinzen geführt (Zhao & Tong, 2000; Benjamin, Brandt, Giles, & Wang, 2007; Sicular, Yue, Gustaffson, & Li, 2007). Dieses provinzielle Ungleichgewicht hat viele Migranten bewegt, ihre Heimatregionen zu verlassen (Knight & Song, 1999; Ma, 1999; Chen & Coulson, 2002; Wang & Cai, 2006; Knight, 2008). Doch obwohl das chinesische Haushaltsregistrierungssystems, *hukou*, gelockert wurde, haben ländliche Migranten in den städtischen Gebieten Nachteile, wie die Nutzung öffentlicher Einrichtungen oder die Inanspruchnahme von Sozialversicherungsleistungen, hinzunehmen. Diese Benachteiligung soll die Privilegien registrierter urbaner Bürger schützen (Zhu, 2007; Logan, Fang, & Zhang, 2009). Die meisten Migranten kommen auf der Suche nach besseren Einkommensmöglichkeiten ohne ihre Familien in die Städte. Sie sind in der Regel besser ausgebildet als der ‚durchschnittliche‘ ländliche Bürger (Sicular et al., 2007). Viele beabsichtigen nur kurze Zeit zu bleiben und zurückzukehren, wenn sie ausreichende Ersparnisse angesammelt haben. Sobald sie sich jedoch mit den lokalen Gegebenheiten vertraut gemacht haben, planen viele Migranten einen permanenten Aufenthalt (Park, Wang, & Cai, 2006).

Die Auswirkungen von Migration sind vielfältig. Auf der einen Seite wird argumentiert, dass Migration erheblich zur Urbanisierung und Modernisierung in China beigetragen hat (Chan & Hu, 2003; Sicular et al., 2007; Wang, Wang, & Wu, 2009). Auf der anderen Seite scheint Migration aber auch zu Konflikten zu führen, da neue Migranten in den Städten mit den urbanen Bürgern um Arbeitsplätze konkurrieren (Giles, Park, & Zhang, 2005; Wang & Cai, 2006). Steigende urbane Arbeitslosigkeit hat zu einem neuen Phänomen in China geführt, nämlich 'urbaner Armut' (Xue & Wei, 2003; Yueh, 2004; Li, 2006; Knight & Li, 2006; Solinger, 2006; Ravallion & Chen, 2007; Wong, Li, & Song, 2007). Besonders für Migranten ist diese neue Situation aufgrund der für sie immer noch bestehenden Nachteile in den städtischen Regionen nicht zu unterschätzen.

Folgt man der einleitenden Diskussion, so wird ersichtlich, dass Binnenmigration in China nachhaltigen Einfluss auf das Gesellschafts- und Wirtschaftssystem des Landes hat. Die chinesische inter- und intra-provinzielle Migration kann sowohl Chancen (z.B. wirtschaftliches Wachstum) als auch Risiken (z.B. Armut oder soziale Konflikte) mit sich bringen. Deshalb besteht ein besonderes Interesse an den die Migration antreibenden Bestimmungsgrößen sowie daran, wie die Migration selbst die unmittelbar mit ihr verbundenen Determinanten – wie z.B. Urbanisierung, Beschäftigung oder Einkommen – beeinflusst. Dies wird nachfolgend detaillierter untersucht, um zum einen zukünftige Migrationstendenzen abzuleiten und zum anderen politische Handlungsempfehlungen geben zu können.

Als theoretisches Fundament dienen drei Erklärungsansätze, die hier zunächst kurz dargestellt werden:

- 1) Die klassische Migrationshypothese von Harris und Todaro (1970), die den ländlichen Migranten als risikoneutralen Akteur betrachtet, der primär durch die Einkommenslücke zwischen Stadt und Land zum Wandern angetrieben wird.
- 2) Die Neue Ökonomische Geographie (New Economic Geography (NEG); Krugman, 1991), welche die wirtschaftliche Überlegenheit des städtischen Zentrums zum ländlichen Umland als Migrationsmotivator sieht. Hiermit verbunden ist auch das Gravitationsmodell, welches in diesem Zusammenhang ebenfalls diskutiert wird.
- 3) Die Neue Ökonomie der Arbeitsmigration (New Economics of Labour Migration (NELM); Stark, 1991), welche die Einkommensdiversifizierung des gesamten Haushaltes, welcher risikoavers ist, als zentrales Element der Migrationsentscheidung betrachtet.

## 1.2 Struktur der Arbeit

Im Rahmen des Promotionsstudiums wurden die Bestimmungsgrößen inter- und intra-provinzieller Migration in China unter drei verschiedenen Fragestellungen analysiert. Die Ergebnisse dieser Untersuchungen mündeten in drei Aufsätze, die zur Veröffentlichung in themenspezifischen wissenschaftlichen Journals eingereicht wurden. Die drei Aufsätze bauen inhaltlich aufeinander auf und werden nachstehend kapitelweise präsentiert.

Die erste Untersuchung – dargestellt im zweiten Kapitel – beginnt mit der Veranschaulichung des Ausmaßes der chinesischen Migrationsbewegung anhand von Zahlenmaterial und Grafiken. Schließlich soll mittels einer multiplen linearen

Regressionsanalyse und der Nutzung von Querschnittsdaten herausgefunden werden, welche Variablen bestimmenden Einfluss auf die Migrationsentscheidung haben. Die bereits eingangs kurz beschriebenen theoretischen Modelle sind die Basis für die Auswahl geeigneter Variablen. Die theoretischen Ansätze werden, obwohl sie für diese Arbeit als Ganzes Gültigkeit haben, nur im zweiten Kapitel in einem eigenen Abschnitt vorgestellt und nicht in einem separaten Kapitel beschrieben. Somit wird die ursprüngliche Aufsatzstruktur beibehalten. Die Variablen für den klassischen Ansatz sind der Durchschnittslohn, die Arbeitslosenrate und die Entfernung zwischen Provinzen. Für die Neue Ökonomische Geographie bzw. das Gravitationsmodell ist es der Urbanisierungsgrad sowie für die Neue Ökonomie der Arbeitsmigration sind es Armutsindikatoren und der Gini-Koeffizient als Ungleichheitsmaß.

Die zuvor genannte Regressionsanalyse erlaubt nur eine einseitige Richtung der Interpretation. Jedoch sind aufgrund der Interdependenz der Migrationsvariablen verschiedene Interpretationsrichtungen möglich. Deshalb werden in der zweiten Untersuchung – im dritten Kapitel – die klassischen Migrationsvariablen Arbeitslosigkeit und Einkommen sowie die Urbanisierung mittels einer Kausalitätsanalyse unter Anwendung von Paneldaten eingehender geprüft. Die im zweiten Kapitel genutzten Armuts- und Ungleichheitsvariablen werden aufgrund fehlender Zeitreihen nicht integriert. Anhand der Kausalitätsanalyse sollen genauere Aussagen zu den Wechselwirkungen der Migrationsvariablen erreicht werden, um zu erfahren, was letztlich die Migration antreibt und wie sie selbst andere Determinanten beeinflusst. Da die stilisierten Fakten der Migration für alle drei Analysen recht identisch sind, werden sie in dieser und der noch folgenden dritten Analyse kürzer dargestellt, um Wiederholungen zu vermeiden.

Im Laufe der zweiten Analyse wird sich zeigen, dass steigende Urbanisierung besonders zu positiven Migrationsströmen in den wirtschaftlich starken Osten Chinas führt. Das enorme Wirtschaftswachstum, welches vor allem mit den einfließenden ausländischen Direktinvestitionen und der hohen Exportorientierung der chinesischen Wirtschaft zusammenhängt, scheint im Rahmen der zunehmenden Urbanisierung somit auch Migration entscheidend zu begünstigen. Deshalb prüft die dritte Untersuchung – im vierten Kapitel – erneut im Rahmen einer Kausalitätsanalyse mit Paneldaten, inwieweit ausländische Direktinvestitionen, chinesische Exporte, die Importe der wichtigsten chinesischen Handelspartner (USA, EU-15 und Japan) sowie das Bruttoinlandsprodukt die Migration innerhalb des Landes antreiben bzw. welchen Einfluss Migration auf die vorgenannten Variablen hat.

Abschließend werden im fünften Kapitel politische Implikationen aufgezeigt und die Ergebnisse der vorliegenden Arbeit zusammengefasst.

## 2. Erklärungsgrößen inter-provinzieller Migration in China

Während viele makroökonomische Migrationsstudien auf inter-provinziellen Einkommensdifferenzen, der Neuen Ökonomischen Geographie bzw. dem Gravitationsmodell basieren, finden sich vergleichsweise wenige Studien zur Neuen Ökonomie der Arbeitsmigration. In der nachfolgenden Untersuchung wird deshalb neben den erstgenannten Erklärungsansätzen ein besonderer Schwerpunkt auf die Neue Ökonomie der Arbeitsmigration gelegt, um zu untersuchen, wie sich im Rahmen einer multiplen linearen Regressionsanalyse verschiedene Bestimmungsgrößen auf die inter-provinzielle Migration in China auswirken.

Deshalb sind neben den traditionellen Migrationsvariablen und Urbanisierung für alle chinesischen Provinzen Armut- und Ungleichheitsindikatoren – als Determinanten aggregierter inter-provinzieller Migration – definiert worden, um die Forschung in diesem Bereich zu ergänzen. Zusätzlich soll herausgefunden werden, inwieweit aggregierte Armut und der Grad der Ungleichheit Push- oder Pull-Faktoren inter-provinzieller Migration sind.

Im ersten und zweiten Teil des vorliegenden Kapitels werden stilisierte Fakten provinzieller Migration, die theoretischen Modelle und die Forschungsergebnisse zur Wanderungsbewegung in China vorgestellt. Im dritten und vierten Abschnitt folgen die Beschreibung des ökonometrischen Modells sowie des verwendeten Datensatzes. Die Determinanten inter-provinzieller Migration werden im fünften Teil präsentiert und der sechste Abschnitt schließt mit der Zusammenfassung der Ergebnisse.

### 2.1 Stilisierte Fakten provinzieller Migration 1985-2000

Das wirtschaftliche und soziale Ungleichgewicht zwischen den chinesischen Provinzen hat die Migrationszahlen seit dem Ende der späten 1980er rasch ansteigen lassen (Ma, 1999; Wang & Cai, 2006). Es wird erwartet, dass die inter-provinziellen Differenzen noch weiter steigen und somit Migration zunehmen wird (Zhang & Song, 2003). Ein Vergleich der Migrationszahlen aus dem jeweiligen *Population Census 1990* bzw. *2000*<sup>1</sup> zeigt zunächst, dass die inter- und intra-provinzielle Migration im Verhältnis zur jeweiligen Bevölkerungszahl in den meisten Provinzen gesunken ist (vgl. Tab. 1 und 2, Spalte 5 und 7). Jedoch spiegeln diese Zahlen nicht das wahre Bild wider. Denn die Anzahl der Migranten, die an einem Ort abweichend vom ursprünglichen Registrierungsstatus lebt

---

<sup>1</sup> Die Daten aus dem jeweiligen Population Census stellen momentan das umfangreichste Datenmaterial zur Migration in China dar. Die Veröffentlichung von Daten eines aktuelleren Population Census kann nicht vor 2012/2013 erwartet werden.

('nicht offiziell registrierte Migranten'), hat sich erheblich verändert (vgl. Tab. 1 und 2, Spalte 9). Die Bevölkerungszahl mit einem abweichenden Registrierungsstatus in den östlichen Provinzen hat sich zwischen 1990 und 2000 verdreifacht (vgl. Tab. 1 und 2, Spalte 8). Von den 12 östlichen Provinzen weisen bezüglich inter-provinzieller Migration im Jahr 2000 alleine 10 positive Netto-Migrationsraten auf. Die meisten der zentralen und westlichen Provinzen hingegen haben negative Werte. Mit einer Netto-Migrationsrate von 1,30 % (1.106.307 Migranten) ist Guangdong, gefolgt von Beijing (1,26 %) und Shanghai (1,22 %), die Provinz, welche die meisten Einwanderer verzeichnet (vgl. Tab. 2, Spalte 5). Der hohe Zuwachs an Migranten in den östlichen Provinzen im Zeitraum 1995-2000 wird durch Abb. 1 zusätzlich graphisch veranschaulicht.

**Tabelle 1 – Inter- und intra-provinzielle Migration sowie Einwohner mit abweichendem Registrierungsstatus je Provinz – 1990 (Angaben in Tausend)**

	Bevölkerung (1990)	Inter-provinzielle Migration (1985-1990)				Intra-provinzielle Migration (1985-1990)		Einwohner mit abweichendem Registrierungsstatus (1990)	
		Zuwanderung (1)	Abwanderung (2)	Netto (3)	Rate (%) <sup>b</sup> (5)	Anzahl (6)	Rate (%) <sup>b</sup> (7)	Anzahl (8)	Rate (%) <sup>b</sup> (9)
<b>Ost (Ø)</b>	39.005	517	354	163	1,03	799	1,84	883	2,63
Beijing	10.819	681	132	549	5,08	84	0,78	517	4,78
Tianjin	8.785	245	72	173	1,97	35	0,40	182	2,07
Hebei	61.083	521	646	-125	-0,20	813	1,33	727	1,19
Liaoning	39.460	542	295	247	0,63	883	2,24	821	2,08
Shanghai	13.342	671	133	538	4,03	173	1,30	542	4,06
Jiangsu	67.057	793	620	172	0,26	1.189	1,77	1.303	1,94
Zhejiang	41.446	338	632	-295	-0,71	800	1,93	723	1,74
Fujian	30.048	253	238	14	0,05	723	2,41	795	2,65
Shandong	84.392	610	535	76	0,09	1.190	1,41	835	0,99
Guangdong	62.830	1.261	250	1.010	1,61	2.671	4,25	3.315	5,28
Guangxi	42.245	143	589	-446	-1,06	888	2,10	617	1,46
Hainan	6.558	150	106	44	0,68	143	2,18	220	3,35
<i>Total</i>	468.065	6.207	4.249	1.958	0,42	9.592	2,05	10.597	2,26
<b>Zentral (Ø)</b>	44.905	324	420	-96	-0,22	900	2,16	787	2,01
Shanxi	28.759	307	218	89	0,31	627	2,18	760	2,64
Inner Mongolia	21.457	254	303	-49	-0,23	578	2,69	612	2,85
Jilin	24.660	238	356	-118	-0,48	611	2,48	509	2,06
Heilongjiang	35.216	368	607	-240	-0,68	1.056	3,00	1.257	3,57
Anhui	56.181	338	533	-195	-0,35	870	1,55	767	1,37
Jiangxi	37.710	225	294	-68	-0,18	734	1,95	588	1,56
Henan	85.534	478	590	-111	-0,13	1.239	1,45	919	1,07
Hubei	53.971	432	346	85	0,16	1.088	2,02	934	1,73
Hunan	60.658	272	529	-256	-0,42	1.298	2,14	738	1,22
<i>Total</i>	404.146	2.913	3.776	-863	-0,21	8.101	2,00	7.084	1,75
<b>West (Ø)<sup>a</sup></b>	31.988	248	373	-126	-0,03	667	2,27	481	2,11
Sichuan	107.218	472	1.316	-844	-0,79	2.345	2,19	1.208	1,13
Guizhou	32.391	191	313	-122	-0,38	465	1,43	457	1,41
Yunnan	36.973	254	277	-23	-0,06	732	1,98	541	1,46
Shaanxi	32.682	315	362	-47	-0,15	706	2,16	465	1,42
Gansu	22.371	200	281	-81	-0,36	449	2,01	317	1,42
Qinghai	4.457	116	102	14	0,31	151	3,39	183	4,11
Ningxia	4.655	92	57	35	0,76	123	2,64	98	2,11
Xinjiang	15.157	342	277	64	0,42	361	2,38	576	3,80
<i>Total</i>	255.904	1.982	2.986	-1.004	-0,39	5.332	2,08	3.845	1,50
<b>Ø</b>	38.901	383	380	3	0,35	794	2,06	690	2,30

**Anmerkungen:**

<sup>a)</sup> Tibet ist in der Aufstellung aufgrund fehlender Daten nicht enthalten.

<sup>b)</sup> Da bei den Einwohnern mit einem abweichenden Registrierungsstatus alle Altersgruppen enthalten sind und nicht wie bei der inter- und intra-provinziellen Migration nur die Bevölkerung, die fünf Jahre und älter ist, berücksichtigt wird, wurde bei der Berechnung der jeweiligen Raten im Rahmen der Vergleichbarkeit jeweils die gesamte Provinzbevölkerung im Jahr 1990 zu Grunde gelegt.

Quelle: National Bureau of Statistics of China (NBS, 1993). *Tabulation on the 1990 Population Census of the People's Republic of China*. Beijing: China Statistics Press. Volume 4, Table 11-1; Fan, C. C. (1996). Economic opportunities and internal migration. A case study of Guangdong province, China. *Professional Geographer*, 48(1), S. 34.

**Tabelle 2 – Inter- und intra-provinzielle Migration sowie Einwohner mit abweichendem Registrierungsstatus je Provinz – 2000 (Angaben in Tausend)**

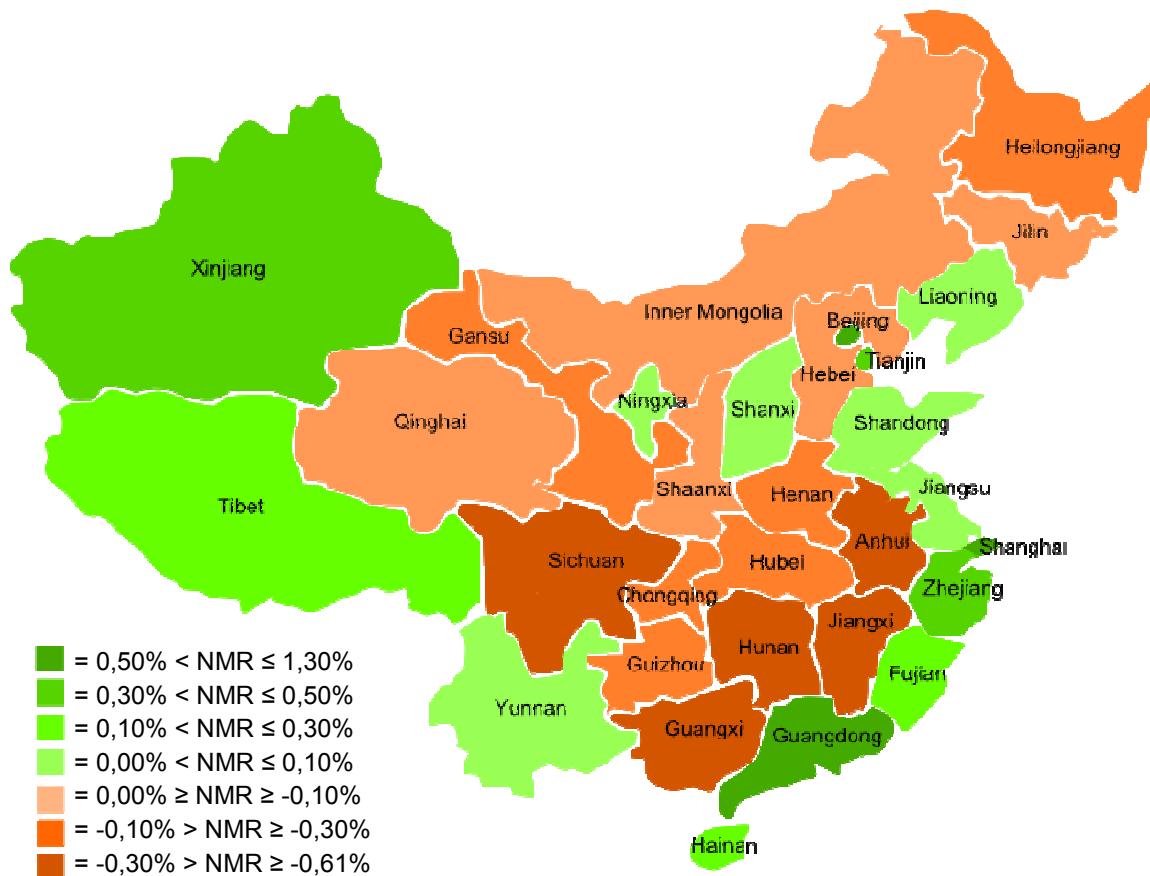
	Bevölkerung (2000)	Inter-provinzielle Migration (1995-2000)				Intra-provinzielle Migration (1995-2000)		Einwohner mit abweichendem Registrierungsstatus (2000)	
		Zuwanderung (1)	Abwanderung (2)	Netto (3)	Rate (%) <sup>a</sup> (5)	Anzahl (6)	Rate (%) <sup>a</sup> (7)	Anzahl (8)	Rate (%) <sup>a</sup> (9)
<b>Ost (Ø)</b>	44.001	208	65	143	0,39	369	0,95	2.799	7,61
Beijing	13.569	189	17	172	1,26	157	1,16	2.463	18,15
Tianjin	9.849	49	10	39	0,39	145	1,48	735	7,46
Hebei	66.684	77	87	-10	-0,02	384	0,58	930	1,40
Liaoning	41.824	75	38	37	0,09	389	0,93	1.045	2,50
Shanghai	16.408	217	16	200	1,22	295	1,80	3.135	19,11
Jiangsu	73.044	191	124	67	0,09	567	0,78	2.537	3,47
Zhejiang	45.931	271	97	174	0,38	440	0,96	3.689	8,03
Fujian	34.098	135	62	72	0,21	304	0,89	2.145	6,29
Shandong	89.972	90	88	3	0,00	611	0,68	1.033	1,15
Guangdong	85.225	1150	44	1.106	1,30	818	0,96	15.065	17,68
Guangxi	43.855	29	184	-155	-0,35	274	0,63	428	0,98
Hainan	7.559	22	13	9	0,12	45	0,60	382	5,05
<i>Total</i>	528.017	2.495	781	1.714	0,32	4.429	0,84	33.588	6,36
<b>Zentral (Ø)</b>	48.028	36	173	-137	-0,25	302	0,69	425	1,08
Shanxi	32.471	38	33	5	0,02	209	0,65	667	2,06
Inner Mongolia	23.323	33	44	-12	-0,05	253	1,09	548	2,35
Jilin	26.802	25	53	-28	-0,10	212	0,79	309	1,15
Heilongjiang	36.238	30	94	-64	-0,18	307	0,85	387	1,07
Anhui	59.000	31	289	-258	-0,44	315	0,53	230	0,39
Jiangxi	40.398	24	268	-244	-0,61	242	0,60	253	0,63
Henan	91.237	47	231	-184	-0,20	433	0,48	476	0,52
Hubei	59.509	61	221	-160	-0,27	397	0,67	610	1,02
Hunan	63.274	36	326	-290	-0,46	346	0,55	349	0,55
<i>Total</i>	432.252	325	1.560	-1.235	-0,29	2.716	0,63	3.829	0,89
<b>West (Ø)</b>	28.234	41	90	-49	-0,05	175	0,63	500	2,59
Chongqing	30.513	45	123	-78	-0,26	186	0,61	403	1,32
Sichuan	82.348	59	440	-381	-0,46	530	0,64	536	0,65
Guizhou	35.248	26	123	-97	-0,28	180	0,51	409	1,16
Yunnan	42.360	73	40	33	0,08	263	0,62	1.164	2,75
Tibet	2.616	7	4	4	0,14	7	0,26	109	4,15
Shaanxi	35.365	42	72	-30	-0,08	203	0,57	426	1,20
Gansu	25.124	20	56	-36	-0,14	151	0,60	228	0,91
Qinghai	4.823	8	12	-5	-0,10	38	0,78	124	2,58
Ningxia	5.486	13	9	4	0,08	51	0,93	192	3,50
Xinjiang	18.460	114	22	93	0,50	136	0,73	1.411	7,64
<i>Total</i>	282.343	408	900	-492	-0,17	1.746	0,62	5.002	1,77
<b>Ø</b>	40.084	104	105	0	0,06	287	0,77	1.368	4,09

Anmerkung:

<sup>a</sup> Da bei den Einwohnern mit einem abweichenden Registrierungsstatus alle Altersgruppen enthalten sind und nicht wie bei der inter- und intra-provinziellen Migration nur die Bevölkerung, die fünf Jahre und älter ist, berücksichtigt wird, wurde bei der Berechnung der jeweiligen Raten im Rahmen der Vergleichbarkeit jeweils die gesamte Provinzbevölkerung im Jahr 2000 zu Grunde gelegt.

Quelle: National Bureau of Statistics of China (NBS, 2002). *Tabulation on the 2000 Population Census of the People's Republic of China*. Beijing: China Statistics Press. Volume 1, Table 7-2; Volume 3, Table 7-4.

**Abbildung 1 – Inter-provinzielle Netto-Migrationsrate (NMR) im Verhältnis zur provinziellen Gesamtbevölkerung im Jahr 2000**



#### Anmerkungen:

- Die Karte zeigt die inter-provinzielle Netto-Migrationsrate im Verhältnis zur provinziellen Gesamtbevölkerung im Jahr 2000. Der illustrierte Datensatz ist auch die Berechnungsgrundlage für das spätere Regressionsmodell in diesem Kapitel.
- Die Datenskalierung ist bewusst nicht symmetrisch vorgenommen worden, um auf Grundlage der vorliegenden Daten sinnvoll abgrenzbare Cluster darzustellen.

Quelle: *Tabulation on the 2000 Population Census of the People's Republic of China*, NBS China; eigene Darstellung

## 2.2 Stand der Forschung

Eines der zentralen Elemente der folgenden Untersuchung ist, wie eingangs erläutert, der Einfluss von Armuts- und Ungleichheitsindikatoren auf die Migration. In diesem Zusammenhang ist die aufkommende urbane Armut für die Migrationsentscheidung von Bedeutung. Während Park et al. (2006) wenig urbane Armut unter Migranten beobachten, argumentieren Autoren wie Liu und Wu (2006), dass urbane Armut sehr wohl ein Problem darstellt und im Wesentlichen als ein Produkt des 'Wechsels', nämlich des wirtschaftspolitischen Umfelds und in der Folge der staatlichen Sozialpolitik, verstanden

werden kann. Wandern Migranten also weiterhin in urbane Zentren ein, wenn sie dort mit steigender Armut konfrontiert werden? Neben Armut ist aber auch die wachsende Ungleichheit insbesondere zwischen Land und Stadt eine der Herausforderungen in China (vgl. z.B. Sicular et al., 2007). Inwieweit beeinflussen diese Ungleichheiten Migrationsströme? Lokale Einkommensdifferenziale mögen Migranten einerseits Chancen eröffnen, andererseits deuten sie aber auch auf steigendes Risiko hin. Dies mag in der Folge zu weniger Migration in Richtung risikobehafteter Orte führen.

An diesem Punkt können die oben aufgeworfenen Fragen noch nicht abschließend beantwortet werden. Es zeichnet sich jedoch ein Zusammenhang zwischen wirtschaftlichen und sozialen Gegebenheiten in den verschiedenen Provinzen sowie der Migration ab (vgl. einleitende Ausführungen). Die drei für die folgende Analyse relevanten Ansätze, die bereits im ersten Kapitel kurz erläutert wurden, werden nun detaillierter vorgestellt.

### **2.2.1 Determinanten der klassischen Migrationshypothese**

Die Migrationshypothese, die am häufigsten diskutiert wird, geht zurück auf Harris und Todaro (1970). Gemäß diesem traditionellen Ansatz hängt die grundsätzliche Motivation von Migranten, in die modernen Zentren zu wandern, von der Einkommenslücke zwischen Stadt und Land ab. Potenzielle Migranten vergleichen ihren aktuellen Lohn mit dem erwarteten Einkommen in der Zielregion. Sofern letzteres höher ist, werden die Migranten, die als risikoneutral betrachtet werden, wandern.<sup>2</sup> Auch in China ist die Einkommenslücke ein entscheidender Motivator zur Migration (Seeborg, Jin, & Zhu, 2000; Lin, Wang, & Zhao, 2004; ten Raa & Pan, 2005). Zhu (2002a) argumentiert, dass die überschüssigen ländlichen Arbeitskräfte lange Zeit durch den chinesischen Staat künstlich im Hinterland gehalten wurden und das Verhältnis zwischen kultiviertem Land und dem Anteil an Arbeitskräften immer schlechter wurde. Diese Entwicklung hat dazu geführt, dass die ländlichen Einkommen niedrig geblieben sind und die Einkommensungleichheit zwischen Stadt und Land gewachsen ist. Aus dieser Sicht spielt die Einkommenslücke eine entscheidende Rolle in der Motivation zu migrieren (Zhu, 2002a, 2002b).

Zhang und Song (2003) legen dar, dass die inter- und intra-provinzielle Land-Stadt-Wanderung in China hauptsächlich durch die wirtschaftliche Entwicklung (gemessen als Wachstumsrate des realen Einkommens) und das Einkommensdifferential zwischen Stadt und Land beeinflusst worden ist. Geographische Distanzen sind ein Hindernis für

---

<sup>2</sup> Strukturelle Veränderungen (z.B. wirtschaftliche Reformen) oder segmentierte Arbeitsmärkte erscheinen allerdings ebenfalls wichtig, um Migrationsverhalten zu erklären (Liang & White, 1997; Zhao, 1999; Wu & Yao, 2003).

inter-provinzielle Migration. Die Größe der urbanen Bevölkerung hingegen (Agglomerationsökonomik) wird durch Migration positiv beeinflusst. Zhang und Song (2003) führen des Weiteren an, dass der nationale Migrationsstrom von 1978-1999 ein Ergebnis von Chinas rascher wirtschaftlicher Entwicklung gewesen ist und nicht umgekehrt. Doch die Kosten der Migration und Urbanisierung scheinen zu steigen. Denn trotz eines Wachstums des Bruttoinlandsproduktes auf dem Level der 1980er Jahre beobachteten Zhang und Song (2003) für die 1990er rückläufige Migrationsströme.

Poncet (2006) veranschaulicht ebenfalls, dass die Mobilitätskosten der Migration in China hoch sind. Insbesondere die Kosten der inter-provinziellen Migration sind höher als die der intra-provinziellen. Die aggregierten Migrationskosten sind allerdings mit der Lockerung der Migrationsbeschränkungen zwischen den beiden Beobachtungsperioden 1985-1990 und 1990-1995 gesunken. Jedoch ist die Sensitivität gegenüber ökonomischen Aspekten, wie Einkommen und Arbeitslosigkeit, bezüglich der Migrationsentscheidung im Laufe der Zeit wesentlich gestiegen. Unvollständige Informationen über Einkommens- und Arbeitsperspektiven sowie Transaktionskosten beeinflussen die Entscheidung, in ein urbanes Zentrum zu migrieren, negativ (Poncet, 2006). Zhao (1999) fasst zusammen, dass ein wichtiges Hindernis der Migration in China die fehlende (soziale) Sicherheit während der Wanderung und in der urbanen Zielregion selbst ist (z.B. Diskriminierung durch die Polizei und eingeschränkter Zugang zum städtischen Bildungswesen). Des Weiteren ist auch unter psychologischen Gesichtspunkten die vorübergehende Trennung von der Familie zu beachten. Letztlich entstehen viele der Probleme, die Migranten haben, dadurch, dass ihnen das Recht einen urbanen Registrierungsstatus zu erhalten, versagt wird. Somit haben sie bspw. keinen Zugang zum städtischen Sozial- und Bildungssystem.

## **2.2.2 Determinanten der Neuen Ökonomischen Geographie und des Gravitationsmodells**

Das zweite Migrationskonzept geht davon aus, dass Urbanisierung selbst erhebliche Migrationsströme verursacht. Die Neue Ökonomische Geographie (Krugman, 1991) betrachtet die Interaktion zwischen Skaleneffekten und Transportkosten als Anreiz für Unternehmer und Arbeiter, sich anzusiedeln. Unternehmen neigen dazu, Fabriken dort entstehen zu lassen, wo die Nachfrage am höchsten ist, um Transportkosten zu minimieren. Folglich ist die Nachfrage auf größeren Märkten höher, da ein entscheidender Anteil der Nachfrage durch die Arbeitsbevölkerung generiert wird. Dieser Prozess wird dadurch verstärkt, dass es für den Arbeiter interessanter ist, in einem größeren Markt ansässig zu sein, da sich hier bspw. bessere Beschäftigungsmöglichkeiten bieten. Somit übt das Ballungszentrum eine entscheidende Anziehungskraft auf die Peripherie aus.

Diese Überlegungen schlagen sich auch im Gravitationsmodell, welches Migration von der Population am Ursprungs- und Zielort und der Distanz zwischen den beiden abhängig macht, nieder.<sup>3</sup> Es wird erwartet, dass Migration mit der Größe der Population am Ursprungs- und Zielort wächst und mit steigender Distanz fällt. Der positive Zusammenhang zwischen zwei Regionen kann dadurch erklärt werden, dass Zielorte mit einer großen Anzahl Einwohner als sehr attraktiv angesehen werden, da sie Beschäftigungsmöglichkeiten und bessere Lebensbedingungen bieten (Rodrigue, Comtois, & Slack, 2009).

Fan (2005) zeigt auf, dass Gravitationsvariablen, wie z.B. Bevölkerungsgröße und Entfernung, wichtig sind, um inter-provinzielle Migrationsmuster in China zu erklären. Darüber hinaus spiegeln sie die Rolle von regionalen wirtschaftlichen Unterschieden und der bereits ansässigen Migranten wider. Regionale wirtschaftliche Unterschiede veranlassen Menschen, die Heimat zu verlassen und in eine spezifische Zielregion zu migrieren. Die Zahl der bereits ansässigen Migranten führt zu weiteren Migrationsströmen in die entsprechende Region. Gemäß Fan (2005) wird hierdurch auch die Wichtigkeit sozialer Netzwerke unterstrichen. Die Ursprungspopulation ist allerdings stärker in der Vorhersage von Migrationsströmen als die Zielpopulation. Von daher sind bevölkerungsreiche Provinzen stärkere Quellen für Migranten anderer Regionen (Fan, 2005; Shen, 1999). Ferner ist Distanz im Laufe der Zeit weniger wichtig geworden. Diese Entwicklung kann auf bessere Transportmöglichkeiten, verbesserte Informationsquellen (z.B. bereits ansässige Verwandte und Bekannte in den städtischen Gebieten) und eine höhere Motivation für Migrationen in weiter entfernte Regionen zurückgeführt werden (Fan, 2005).

### **2.2.3 Determinanten der Neuen Ökonomie der Arbeitsmigration**

Während die traditionellen Modelle betonen, dass die Entscheidung, zu migrieren, alleine von dem individuellen ökonomischen Agenten abhängt, klassifiziert die Neue Ökonomie der Arbeitsmigration (Stark, 1991) Migration als ein Instrument, welches Haushalte anwenden, um Marktversagen auszugleichen. Die Entsendung eines Familienmitgliedes ist somit eine Investition des Haushaltes, die sich durch spätere Transferzahlungen wieder auszahlen soll. Da im Gegensatz zum Harris-Todaro-Modell die Individuen risikoavers sind, wird erwartet, dass weniger Menschen in die urbanen Zentren wandern (Ray, 2006). Somit ist Migration nicht primär eine Antwort auf regionale Lohnunterschiede oder solche zwischen Stadt und Land. Der ganze Haushalt und nicht nur ein Individuum

---

<sup>3</sup> Diese Überlegung basiert auf der Idee, dass die Frequenz und Interaktion zwischen zwei Orten ähnlich ist zu den Gravitationskräften zwischen zwei Massen, entsprechend Newtons Gravitationsgesetz (Zipf, 1946).

ist in die Entscheidung, zu migrieren, eingebunden. Aufgrund der Risikoaversität der ökonomischen Agenten streuen Haushalte ihre Arbeitskräfte über Märkte, die geographisch und strukturell voneinander getrennt sind, um Risiko zu minimieren. Dies ist eine Form der Versicherung gegenüber fehlenden oder imperfekten Kredit- und Versicherungsmärkten aber auch Regierungsprogrammen, um den Familienkonsum durch Transferleistungen der Migranten auszugleichen (Ghatak, Levine & Wheatley Price, 1996).<sup>4</sup> Transferzahlungen werden im Migrationsprozess als essenziell betrachtet. Sie haben einen positiven Einfluss auf die Steigerung des lokalen Einkommens. Xu (1992) betrachtet Migration als einen wichtigen Teil des Einkommensportfolios. Du, Park, und Wang (2005) sowie Taylor, Rozelle, und De Brauw (2003) argumentieren, dass Haushalte, die ein Mitglied haben, welches ausgewandert ist, eine Erhöhung des Pro-Kopf-Haushaltseinkommens um bis zu 13% bzw. 43 % erfahren. Des Weiteren sind die Ausgaben von Migrantenhaushalten mit mittlerem Einkommen für Wohnen und Konsumgüter im ländlichen China um 20 % höher als die eines durchschnittlichen Haushalts (De Brauw & Rozelle, 2008). Der Einkommensunterschied zwischen den Ursprungs- und Zielregionen scheint die Migration besonders zu beeinflussen (Stark, Taylor, & Yitzhaki, 1986, 1988; Taylor, 1999). Jalan und Ravallion (2001) stellen heraus, dass wachsende Ungewissheit bezüglich der Einkommensmöglichkeiten in den urbanen Regionen in unterentwickelten ländlichen Ökonomien aber auch zu einer vorübergehenden Verringerung der Migration der familiären Arbeitskraft in China führt. Knight und Song (2003) haben darüber hinaus beobachtet, dass imperfekte Kapitalmärkte und Risikoaversion entscheidenden Einfluss auf den Migrationsprozess chinesischer Landarbeiter haben. Ferner scheint die mikroökonomische Interaktion zwischen Migration und finanzschwachen Familien sehr begrenzt zu sein, da die meisten armen Haushalte keine Migranten entsenden. Tatsächlich haben die ärmsten ländlichen Familien nur wenige Arbeiter sowie moderates Humankapital und sind damit oftmals nicht in der Lage, Migranten zu entsenden (Du et al., 2005; Wang & Cai, 2006). Ma (2002) argumentiert, dass der Einfluss von Arbeitsmigration auf das ländliche Einkommen sehr beschränkt ist,

<sup>4</sup> In der Tat kann es für einen potenziellen Migranten sinnvoll sein, die aktuelle Migrationsentscheidung zu verschieben, da sie mit großen Risiken verbunden ist (Burda, 1993). Je größer das Lohndifferenzial zwischen Stadt und Land ist und je besser die Erträge aus den spezifischen Fertigkeiten des Migranten sind, desto größer ist der Wunsch zu migrieren (Byerlee, 1974; Emerson, 1989). In diesem Zusammenhang spielt gerade Arbeitslosigkeit eine wichtige Rolle. Das Verlangen, zu migrieren, wird besonders hoch sein, wenn der potenzielle Migrant zuhause arbeitslos ist und die Arbeitslosenrate in den urbanen Zentren gering ist (Bailey, 1993). Nichtsdestotrotz entstehen durch die Migration auch Kosten: Zum einen, um Informationen über den möglichen Job zu erhalten, und zum anderen für die Durchführung des Umzugs. Darüber hinaus entstehen auch psychologische Kosten durch das Verlassen der Familie und des Freundeskreises sowie durch den kulturellen Unterschied und die Agglomeration (Byerlee, 1974; Molle & van Mourik, 1989).

sofern Migration nicht dazu führt, die Fähigkeiten und Fertigkeiten der Migranten zu verbessern.

Das Entfliehen ländlicher Armut kann also Chance und Risiko zugleich sein. Tatsächlich mag das aggregierte Auftreten von Armut im lokalen Umfeld ein Indikator für die Abgeschiedenheit einer Region sein. Darüber hinaus deutet dies auf die wirtschaftliche und soziale Schwäche bzw. Verletzbarkeit und das Fehlen von Chancen der Region hin. Auch wenn Haushalte, die in purer Armut leben, weniger die Möglichkeit haben, Migranten als Teil ihrer mikroökonomischen Entscheidung zu entsenden, kann die hohe Armut dennoch andere Haushalte motivieren, Migranten an Orte zu schicken, die mehr Optionen bieten (Fan, 2003; Keidel, 2009). Der lokale Nachteil wird durch imperfekte Finanz- und Versicherungsmärkte verstärkt. Somit kann die Entscheidung, potenzieller oder tatsächlicher Armut in einer abgelegenen chinesischen Region zu entfliehen, Teil einer dynamischen Strategie sein, um das Einkommen zu diversifizieren und das Armutsrisko zu verringern (Taylor, Rozelle, & De Brauw, 1999; 2003). Dennoch ist die Entscheidung zum Wandern eine Investition unter Unsicherheit und es kann möglich sein, dass die Migration zunächst verschoben wird, wenn die Risiken zu groß sind. Das Warten auf positivere Umstände scheint dann eine durchaus attraktive Option zu sein (Burda, 1993).

## 2.3 Ökonometrisches Modell

Nachdem die Migrationsmodelle dargestellt wurden, werden nun in einem multiplen linearen Regressionsmodell die Brutto-Migrationsströme zwischen den chinesischen Provinzen anhand verschiedener Bestimmungsgrößen erklärt. Da Brutto-Migrationszahlen im Vergleich zu Netto-Werten<sup>5</sup> das Ausmaß der Wanderung detaillierter abbilden und darüber hinaus Push- und Pull-Faktoren der Migration untersucht werden sollen, werden für die Analyse Brutto-Werte gewählt. Um mögliche Messfehler auszugleichen und annähernd normalverteilte Werte zu erreichen, werden die Migrationszahlen logarithmiert (Sachs & Hedderich, 2009).<sup>6</sup>

---

<sup>5</sup> Bei den Brutto-Werten werden nur die in eine Provinz einwandernden Migranten berücksichtigt, während bei den Netto-Werten eine Verrechnung der ein- und auswandernden Migranten vorgenommen wird.

<sup>6</sup> Da sich für einige Provinzen negative Netto-Migrationszahlen ergeben, sind bzgl. der Logarithmierung ebenfalls die Brutto-Migrationszahlen vorzuziehen.

Gemäß den vorgestellten Migrationshypothesen des vorherigen Abschnitts sind letztlich drei Variablensätze Bestandteil des Modells<sup>7</sup>:

- 1) Ein Satz klassischer Variablen: Lohn, Arbeitslosigkeit und Entfernung
- 2) Eine Variable in Verbindung mit der Neuen Ökonomischen Geographie bzw. dem Gravitationsmodell: Grad der Urbanisierung<sup>8</sup>
- 3) Variablen, welche von der Neuen Ökonomie der Arbeitsmigration abgeleitet sind: Provinzielle Armutsindikatoren und Gini-Koeffizienten

Weil Daten der letzten Variablengruppe nur auf provinzieller Ebene erhältlich sind, ist diese *Untersuchung auf inter-provinzielle Migration limitiert*, auch wenn intra-provinzielle Migranten einen erheblichen Teil in China ausmachen (vgl. Tab. 1 und 2).

Die klassischen Variablen stellen sich wie folgt dar:<sup>9</sup>

$Durchschnittslohn_{ji}^{10}$	Verhältnis des Durchschnittslohns von Angestellten und Arbeitern zwischen der Zielprovinz j und der Heimatprovinz i (Yuan, reale Preise);
$Arbeitslosenrate_{ji}$ :	Verhältnis der Arbeitslosenrate (%) zwischen der Zielprovinz j und der Heimatprovinz i;
$Entfernung_{ji}$ :	Entfernung zwischen Provinzhauptstädten mit dem Zug zwischen der Zielprovinz j und der Heimatprovinz i (gemessen in Kilometern).

Die Neue Ökonomische Geographie betrachtet Urbanisierung selbst als Motivator der Migration. Das Gravitationsmodell hingegen geht davon aus, dass die Größe der Population am Heimatort und am Zielort sowie die Entfernung zwischen den beiden eine zentrale Steuerungsgröße im Migrationsprozess ist. Deshalb ist der Grad der Urbanisierung jeder Provinz ebenfalls Teil der Analyse. Ein höherer Urbanisierungsgrad in der Zielprovinz j verglichen mit der Heimatprovinz i sollte Migration von Provinz i zu j begünstigen. In diesem Fall ist Urbanisierung ein Pull-Faktor. Wenn Urbanisierung – wie

---

<sup>7</sup> Die Variablen, welche in diesem und den folgenden Kapiteln genutzt werden, können zusätzlich auch dem Anhang A 1 entnommen werden.

<sup>8</sup> Urbane Bevölkerung im Verhältnis zur provinziellen Gesamtbevölkerung

<sup>9</sup> Um eine Normierung zwischen den verschiedenen Variablen und Provinzen in Bezug auf die inter-provinzielle Migration zu erreichen, sind alle erklärenden Variablen – mit der Ausnahme von Entfernung – als Verhältniszahlen zwischen der Ziel- und Heimatprovinz berechnet worden.

<sup>10</sup> Es ist der Durchschnittslohn anstelle des verfügbaren Einkommens gewählt worden, da gemäß der klassischen Migrationshypothese angenommen wird, dass der Migrant üblicherweise den Lohn als das zentrale Element für seine Entscheidung zu migrieren ansieht.

in der Literatur zur Neuen Ökonomischen Geographie erläutert – mit Agglomerationskosten verbunden ist, kann sie ein Push-Faktor sein, welcher die Menschen bewegt, sehr bevölkerungsreiche Orte zu verlassen.

Somit ist die Variable der Neuen Ökonomischen Geographie bzw. des Gravitationsmodells:

*Urbanisierungsrate<sub>ji</sub>:* Verhältnis der Urbanisierungsrate (%) zwischen der Zielprovinz j und der Heimatprovinz i.

Die Neue Ökonomie der Arbeitsmigration geht davon aus, dass der ökonomische Agent risikoavers ist und die Entscheidung, zu migrieren, durch den gesamten Haushalt getroffen wird. Der Haushalt streut sein Risiko durch die Diversifizierung des Einkommens. Da die Neue Ökonomie der Arbeitsmigration eine mikroökonomische Haushaltsdiversifizierungsentscheidung unterstellt, ist ihr Einfluss auf die aggregierte Migrationsentscheidung auf makroökonomischer Ebene eher indirekt. In diesem Zusammenhang werden Armut und Ungleichheit mit dieser Art der Haushaltsentscheidung in Verbindung gebracht. Hohe Armutsraten in abgelegenen Regionen können als ein Anreiz für Haushalte angesehen werden – sofern sie ausreichendes Vermögen, z.B. in Form von Humankapital, haben – ihr Einkommen zu diversifizieren und Familienmitglieder an chancenreichere Orte zu entsenden.

Die vorgenannte Idee soll durch die Verhältniszahl von Menschen (als Anteil an der Gesamtbevölkerung), die an oder unterhalb der Armutsgrenze<sup>11</sup> in ländlichen und städtischen Regionen leben, dargestellt werden. Sofern in der Zielprovinz j verglichen zur Heimatprovinz i weniger Menschen an oder unterhalb der Armutsgrenze leben, sollte Migration von Provinz i zu j begünstigt werden.

Gleichzeitig mag Ungleichheit ebenfalls Migrationsströme auslösen. Während die neoklassische Entscheidungstheorie (vgl. Borjas, 1987) davon ausgeht, dass Humankapital in Regionen mit hoher Ungleichheit wandert, da dort die Chancen höher sind, kann Einkommensungleichheit auch als ein Indikator für steigendes Risiko angesehen werden. Der Gini-Koeffizient dient somit als Indikator für Risiko oder Chance. Der Index zeigt auf der einen Seite das Risiko an, Teil der unteren städtischen Einkommensgruppen zu werden, andererseits veranschaulicht er aber auch sich bietende Chancen. Abhängig von der Betrachtungsweise kann der Gini-Koeffizient Migration demnach positiv oder negativ beeinflussen.

---

<sup>11</sup> Die Definition der Armutsgrenze wird im Abschnitt 2.4 Datensatz und Inferenzmethoden erklärt.

Die Variablen der Neuen Ökonomie der Arbeitsmigration sind folglich:

- Land-Land-Armut<sub>ji</sub>:* Verhältnis der ländlichen Armutsrate (%) in der Zielprovinz j zur ländlichen Armutsrate (%) in der Heimatprovinz i;
- Stadt-Stadt-Armut<sub>ji</sub>:* Verhältnis der städtischen Armutsrate (%) in der Zielprovinz j zur städtischen Armutsrate (%) in der Heimatprovinz i;
- Stadt-Land-Armut<sub>ji</sub>:* Verhältnis der städtischen Armutsrate (%) in der Zielprovinz j zur ländlichen Armutsrate (%) in der Heimatprovinz i, korrigiert um die verschiedenen Berechnungsmethoden für ländliche und städtische Armut (Referenzprovinz: Shanghai bzw. Qinghai)<sup>12</sup>;
- Gini-Koeffizient<sub>ji</sub>:* Verhältnis des städtischen Gini-Koeffizienten zwischen der Zielprovinz j und der Heimatprovinz i.

Somit stellen sich das Ausgangsmodell und die erwarteten Vorzeichen der entsprechenden Regressionskoeffizienten für die inter-provinzielle Migration wie folgt dar:

$$g(Migrationsrate_{ji}) = f \left( \begin{array}{l} \text{Durchschnittslohn}_{ji}^+; \text{Arbeitsloserrate}_{ji}^-; \text{Entfernung}_{ji}^-; \text{Urbanisierungsrate}_{ji}^+; \\ \text{Land-Land-Armut}_{ji}^{(-)}; \text{Stadt-Stadt-Armut}_{ji}^-; \text{Stadt-Land-Armut}_{ji}^-; \text{Gini-Koeffizient}_{ji}^{(-)}; \end{array} \right) \quad (2.1)^{13}$$

bzw.

$$\begin{aligned} g(Migrationsrate_{ji}) &= \log(Migrationsrate_{ji}) = y_{ji} = \alpha + \beta_1 \text{Durchschnittslohn}_{ji} + \\ &\quad \beta_2 \text{Arbeitslosenrate}_{ji} + \beta_3 \text{Entfernung}_{ji} + \beta_4 \text{Urbanisierungsrate}_{ji} + \\ &\quad \beta_5 \text{Land-Land-Armut}_{ji}^{(-)} + \beta_6 \text{Stadt-Stadt-Armut}_{ji}^- + \\ &\quad \beta_7 \text{Stadt-Land-Armut}_{ji}^- + \beta_8 \text{Gini-Koeffizient}_{ji} + v_{ji} \end{aligned} \quad (2.2)^{14}$$

<sup>12</sup> Da die Daten für ländliche und städtische Armut aus zwei unterschiedlichen Quellen stammen und somit unterschiedliche Berechnungsmethoden für die Provinzwerte zu Grunde gelegt wurden, ist der jeweilige Datensatz durch den niedrigsten Wert der jeweiligen Datenquelle geteilt worden. Somit sind die Zahlen standardisiert und die Dimension von Stadt-Land-Armut kann ebenfalls berechnet werden.

<sup>13</sup> Das Vorzeichen für Land-Land-Armut ist in Klammern, da nicht erwartet wird, dass Migranten primär zwischen verschiedenen ländlichen Gebieten wandern. Das Vorzeichen des Gini-Koeffizienten ist ebenfalls in Klammern, da – wie im vorliegenden Abschnitt beschrieben – diese Variable sowohl ein Indikator für Risiken als auch Chancen sein kann.

<sup>14</sup>  $\alpha$  = Regressionskonstante;  $\beta$  = Regressionskoeffizienten;  $v_{ji}$  = Fehlerterm bzw. Residuum

*Migrationsrate<sub>ji</sub>:* Brutto-Migrationsrate von der Heimatprovinz i zur Zielprovinz j innerhalb von fünf Jahren (1995-2000), definiert als

$$\frac{M_{ji}}{P_i} \cdot 100 \text{ (Anzahl der Migranten von Provinz i zu j } M_{ji} \text{ geteilt durch die Bevölkerung in Provinz i } P_i \text{; Endjahreszahl).}$$

Um annähernd normalverteilte Werte zu erhalten, wird die Migrationsrate – wie oben beschrieben – logarithmiert. Somit erhält man ein semi-log bzw. log-lineares Modell. In der Folge wird sich zeigen, dass das obige Regressionsmodell modifiziert werden sollte, so dass es hier zunächst als Modell 1a bezeichnet wird. Nähere Erläuterungen zu den Modellanpassungen werden nachstehend an den entsprechenden Stellen gegeben.

## 2.4 Datensatz und Inferenzmethoden

Die Migrations- und Bevölkerungsdaten stammen vom chinesischen Population Census des Jahres 2000. Diese Quelle bietet die aktuellsten und umfassendsten Daten zur Migration in China. Volume 3 Tab. 7-4 (NBS, 2002) liefert Daten zur Bevölkerung mit aktuellem Wohnsitz und gewöhnlichem Wohnsitz im Zeitraum 1995-2000 für die verschiedenen Provinzen zur Berechnung der Brutto-Migration. Da diese Tabelle nur offiziell registrierte Migranten erfasst, wird das wahre Bild der Migration nicht korrekt dargestellt. Deshalb wird Volume 1 Tab. 7-2 (NBS, 2002), welcher Daten zur Bevölkerung mit aktuellem Wohnsitz und Ort der Haushaltsregistrierung in einer anderen Provinz darlegt, ebenfalls in die Berechnung einbezogen, um das wahre Ausmaß der Brutto-Migration zu erfassen.

Da im Population Census die Migration über den Zeitraum 1995-2000 abgebildet wird, ist zu berücksichtigen, dass viele Migranten den Entschluss, zu wandern, bereits zu Beginn der Periode getroffen und somit die Bestimmungsgrößen des Jahres 1995 in ihre Entscheidung einbezogen haben werden. Von daher werden in der Folge die erklärenden Variablen des Jahres 1995 zu Grunde gelegt.

Die Daten zum Lohn und zur Beschäftigung für 1995 wurden dem *China Statistical Yearbook 1996*, welches vom National Bureau of Statistics (NBS) veröffentlicht wird, entnommen. Der durchschnittliche Lohn für Arbeiter und Angestellte in Yuan wird in realen Preisen gemessen. Die Arbeitslosenrate (%) bezieht sich auf die städtischen Arbeitslosen. Der Datenquelle lässt sich die exakte Berechnungsmethode nicht entnehmen. Im Fall beider Variablen sind Migranten nicht enthalten.

Die Variable für Entfernung wird definiert als die Entfernung in Kilometern zwischen verschiedenen Provinzhauptstädten mit dem Zug. Denn der Zug ist nach wie vor für die meisten Migranten das bevorzugte Beförderungsmittel. Mit Ausnahme der Provinz Hainan (basierend auf eigenen Berechnungen in Form von direkter Überlandentfernung) stammen alle Daten von der Chinese Academy of Social Science (CASS).

Die Daten für Urbanisierung in 1995 sind dem *China Compendium of Statistics 1949-2004* – veröffentlicht von dem NBS (2005) – entnommen worden. Dieses gibt die Anzahl von Bürgern, welche in den urbanen Gebieten der jeweiligen Provinz leben, wieder (Migranten ausgeschlossen).<sup>15</sup> Zur Berechnung der provinziellen Urbanisierungsrate (%) wurde die urbane Bevölkerung zur provinziellen Gesamtbevölkerung ins Verhältnis gesetzt.

Die provinzielle Armutsraten (%) (einkommensbezogen) für ländliche Gebiete (Anzahl der armen Bevölkerung<sup>16</sup> / ländliche Bevölkerung) stammt aus dem gemeinsamen Bericht ‚China – Overcoming rural poverty‘ der leitenden Gruppe für Armutsrückbildung, UNDP<sup>17</sup>, und der Weltbank (2001). Die Berechnungen basieren auf dem *China Rural Statistical Yearbook* (Daten für 1996, Migranten ausgeschlossen)<sup>18</sup>. Informationen zur provinziellen Armutsraten (%) in städtischen Gebieten (einkommensbezogen) für 1995 sind dem Bericht ‚Poverty profile of the People’s Republic of China‘ der Asian Development Bank (2004; Migranten ausgeschlossen) entnommen worden.<sup>19</sup> Es wäre auch möglich gewesen, Daten des so genannten *Household Surveys* von 1995 der CASS für ländliche und städtische Regionen zu nutzen. Leider ist die Anzahl untersuchter Provinzen besonders für städtische Regionen sehr begrenzt, so dass dieser Datensatz für eine weitere Verwendung ausschied.

Die städtischen Gini-Koeffizienten (einkommensbezogen) für 1995 stammen von der Publikation ‚Poverty, inequality and growth in urban China, 1986-2000‘ von Meng, Gregory und Wang (2005). Die Berechnungen der Autoren basieren auf dem *Urban Household Income and Expenditure Survey* des NBS.<sup>20</sup> Die Untersuchung umfasst nur Haushalte mit einem städtischen Haushaltsregistrierungsstatus (Migranten ausgeschlossen).

<sup>15</sup> Für Hebei, Zhejiang und Shaanxi sind keine Daten für das Jahr 1995 verfügbar. Deshalb wurden die Werte für 1995 aus früheren und späteren Datenpunkten geschätzt.

<sup>16</sup> Arm in ländlichen Gebieten ist, wer 1996 ein jährliches Pro-Kopf-Einkommen von weniger als Yuan 530 zur Verfügung hat (offizielle chinesische Armutsraten laut Regierung).

<sup>17</sup> UNDP = United Nations Development Programme

<sup>18</sup> Auf provinzieller Ebene sind für 1995 keine anderweitigen vollumfänglichen Daten erhältlich.

<sup>19</sup> Arm in städtischen Gebieten ist, wer 1995 ein jährliches Pro-Kopf-Einkommen von weniger als Yuan 1.547 hat (offizielle chinesische Armutsraten laut Regierung).

<sup>20</sup> Die Gini-Koeffizienten werden gemessen auf der Basis des jährlichen provinziellen Einkommens (Meng et al., 2005, S. 714).

Die Vielfalt an Datenquellen verdeutlicht die Schwierigkeit, konsistente Daten für China zu erhalten, wenn – wie im vorliegenden Fall – spezifische Fragestellungen untersucht werden. Deshalb ist diese Analyse auf Daten aus dem Jahr 1995 bzw. 2000 beschränkt. Grundsätzlich sind auch aktuellere Informationsquellen zur Migration in China verfügbar. Aus verschiedenen Gründen sind diese jedoch nicht für eine Verwendung geeignet: z.B. gibt es Daten aus den *China Statistical Yearbooks* zu der Bevölkerung mit einem vom Heimatort abweichendem permanenten Registrierungsstatus. Diese Daten enthalten zwar auch intra-provinzielle Migration, sind jedoch identisch mit der Netto-Migration. Des Weiteren gibt es den *Population Census 2005*, welcher jedoch nur ein 1 % Prozent Auszug aus dem *Census* von 2000 ist. Darüber hinaus stehen Daten von der CASS zur Verfügung, die jedoch nicht alle chinesischen Provinzen umfassen.

Da Brutto- anstelle von Netto-Migrationsdaten notwendig sind, um die Push- und Pull-Faktoren zu identifizieren, und um diese mit Armut- und Ungleichheitswerten zu vergleichen, kann nur der *Population Census 2000* genutzt werden. Die Veröffentlichung von Daten eines aktuelleren Population Census können nicht vor 2012/2013 erwartet werden. Mit den vorliegenden Census-Daten ist allerdings nur eine Querschnittsanalyse möglich.<sup>21</sup> Eine deskriptive Zusammenfassung der genutzten Daten des ersten Modells wird durch Tab. 3 gegeben.

Da die Struktur der verwendeten Daten keine Paneldatenanalyse erlaubt und somit keine zeitverzögerten Variablen genutzt werden können, bietet die Verallgemeinerte Momentenmethode bei der Modellschätzung (GMM, generalized methods of moments)<sup>22</sup> keinen Vorteil zum normalen bzw. gewichteten Verfahren der kleinsten Quadrate (OLS, ordinary least squares, bzw. WLS, weighted least squares). Normalitätstests zeigen, dass eine Abweichung von der Normalitätsannahme vorliegt (vgl. Tab. 3 sowie Anhang A 2). Deshalb sind testweise neben der abhängigen Variablen auch alle unabhängigen Variablen logarithmiert worden, um eine mögliche Modellverbesserung zu erreichen (vgl. Anhang A 3). Für die logarithmierten Variablen *Land-Land-Armut<sub>ij</sub>* und *Stadt-Stadt-Armut<sub>ij</sub>* bestätigen Tests die Normalitätsannahme. Daher ist das Regressionsmodell in zwei weiteren log-Varianten getestet worden (vgl. Anhang A 4 und A 5). Dennoch ist die Entscheidung zugunsten des ursprünglichen log-linearen Modells gefallen, da die Modellvariationen zu keiner entscheidenden Verbesserung der Aussagekraft geführt

<sup>21</sup> Verlässliche Zeitreihen zu ländlicher und städtischer Armut auf provinzieller Ebene sind für eine mögliche Paneldatenanalyse nicht erhältlich. Darüber hinaus sind offizielle Armutserhebungen nur für die jüngste Vergangenheit verfügbar.

<sup>22</sup> Die Basisidee hinter GMM ist, die Summe der gewichteten Differenzen zwischen den beobachteten Momenten der abhängigen Variablen und den erwarteten Momenten des geschätzten Modells zu minimieren. Die Parameter des Modells werden so festgelegt, dass die aus dem Modell erwarteten Momente recht genau mit den beobachteten übereinkommen (Hansen, 1982).

haben (vgl. Tab. 5).<sup>23</sup> Dem Problem der Heteroskedastizität wird in der Folge durch die White korrigierten Standardfehler und Kovarianzen Rechnung getragen. Tab. 4 gibt die Korrelationen zwischen den einzelnen Variablen wieder. Ergebnisse bezüglich Multikollinearität werden im folgenden Teil detailliert berichtet.<sup>24</sup>

**Tabelle 3 – Zusammenfassung der deskriptiven Statistik zur inter-provinziellen Migration – Modell 1**

	log (Migrations- rate <sub>ji</sub> )	Durch- schnitts- lohn <sub>ji</sub>	Arbeits- losen- rate <sub>ji</sub>	Ent- fernung <sub>ji</sub>	Urban- isier- ung <sub>ji</sub>	Land- Land- Armut <sub>ji</sub>	Stadt- Stadt- Armut <sub>ji</sub>	Stadt- Land- Armut	Gini- Koeffizient <sub>ji</sub>
Arith. Mittel	-1,585574	1,044617	1,404726	1900,155	1,323517	9,303429	1,951263	1,141291	1,009692
Median	-1,616036	1,000000	1,000000	1839,000	1,000054	1,000000	1,000012	0,173843	1,000000
Maximum	0,752779	2,245461	18,50000	6313,000	5,943172	274,0000	26,14286	26,14286	1,619048
Minimum	-3,659743	0,445343	0,054054	137,0000	0,168260	0,003650	0,038251	0,003650	0,617647
Standard- abweichung	0,687567	0,317500	1,658531	997,4260	1,027232	29,77532	2,799775	3,057046	0,141573
Skewness	0,279173	1,014430	4,943324	0,780551	1,463399	5,695425	3,759635	4,766864	0,597806
Kurtosis	3,218115	4,463552	36,54893	3,873035	5,009671	39,72061	22,83882	30,11660	4,408579
Jarque-Bera	12,15715	211,7378	41837,52	108,2406	426,4665	50010,91	15228,99	27953,17	115,4929
Wahrscheinl.	0,002291	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000007
Summe	-1287,486	848,2287	1140,637	1542926,	1074,695	7554,385	1584,425	926,7284	819,8701
Summe der quad. Abw.	383,3990	81,75380	2230,839	8,07E+08	855,7717	719008,0	6357,218	7579,223	16,25472
Beo- bachtungen	812	812	812	812	812	812	812	812	812

**Anmerkungen:**

- Da sich die Ergebnisse aus der jeweiligen Verhältniszahl zwischen Ziel- und Heimatprovinz ergeben, sei darauf hingewiesen, dass z.B. für den Gini-Koeffizienten auch Werte größer 1 entstehen können.
- 812 Beobachtungen = 29 Heimatprovinzen x 28 Zielprovinzen
- Sämtliche Variablen sind im Anhang A 2 graphisch in Form von Histogrammen dargestellt.

<sup>23</sup> Unabhängig von den durchgeföhrten Normalitätstests wird aufgrund der Größe des Stichprobenumfangs für das Ursprungsmodell eine annähernde Normalverteilung unterstellt. Darüber hinaus sind Autoren wie Cameron und Trivedi (2005) bzgl. der Anwendung von Spezifikationstests skeptisch, da sie die Aussagekraft eher für gering halten.

<sup>24</sup> In der nachfolgenden Analyse kann Endogenität ein Problem sein (z.B. durch simultane Kausalität oder Messfehler; Gujarati, 2003). Im Rahmen der Kausalitätsanalysen im zweiten und dritten Kapitel wird diesem Problem hier zum Teil Rechnung getragen, allerdings wären weitere Untersuchungen von Interesse, die jedoch nicht Bestandteil dieser Arbeit sind.

**Tabelle 4 – Korrelationsmatrix zur inter-provinziellen Migration – Modell 1**

	log(Migrationsrate <sub>ji</sub> )	Durchschnittslohn <sub>ji</sub>	Arbeitslosenrate <sub>ji</sub>	Entfernung <sub>ji</sub>	Urbanisierung <sub>ji</sub>	Land-Land-Armut <sub>ji</sub>	Stadt-Stadt-Armut <sub>ji</sub>	Stadt-Land-Armut <sub>ji</sub>	Gini-Koeffizient <sub>ji</sub>
log(Migrationsrate <sub>ji</sub> )	1,0000								
Durchschnittslohn <sub>ji</sub>	0,3925	1,0000							
Arbeitslosenrate <sub>ji</sub>	-0,2252	-0,2758	1,0000						
Entfernung <sub>ji</sub>	-0,4715	-0,0145	-0,0183	1,0000					
Urbanisierung <sub>ji</sub>	0,2359	0,4375	-0,1702	-0,0213	1,0000				
Land-Land-Armut <sub>ji</sub>	-0,1365	-0,2857	0,1142	0,1158	-0,1284	1,0000			
Stadt-Stadt-Armut <sub>ji</sub>	-0,0195	-0,2872	0,1421	0,0564	-0,0700	0,0570	1,0000		
Stadt-Land-Armut <sub>ji</sub>	-0,1014	-0,3467	0,0121	-0,0339	-0,1052	0,5419	0,2160	1,0000	
Gini-Koeffizient <sub>ji</sub>	0,0105	-0,1926	0,2202	-0,0038	-0,1625	0,0658	0,3659	0,1285	1,0000

Obwohl China 31 Provinzen hat, sind die Regressionsberechnungen auf 29 beschränkt. Dies röhrt daher, dass zum einen für Tibet keine Ungleichheitsdaten (Gini-Koeffizienten) erhältlich sind und zum anderen Chongqing in Sichuan enthalten ist, da Chongqing erst seit 1997 eine eigene Provinz ist. Für die beiden letztgenannten Provinzen wird auch eine Ausnahme bei der Berechnung der Armutsraten gemacht, weil die exakte Berechnungsbasis fehlt. Da die Raten für die Provinzen nahezu identisch sind, wird nur die Variable für Sichuan genutzt. Alle Daten, mit der Ausnahme von ländlicher Armut (1996), beziehen sich auf das Jahr 1995 bzw. 2000.

## 2.5 Determinanten inter-provinzieller Migration

### 2.5.1 Empirische Ergebnisse – Modell 1a

Im folgenden Teil werden nun die Ergebnisse des in Abschnitt 2.3 dargestellten Regressionsmodells präsentiert. Danach folgen die bereits erwähnten Modellanpassungen, die dann im Einzelnen detaillierter beschrieben werden. Das Gesamtergebnis der Ausgangsschätzung bestätigt die meisten der in Paragraph 2.3 diskutierten theoretischen Hypothesen (vgl. Tab. 5). Mit Ausnahme von *Land-Land-Armut* und *Stadt-Land-Armut* sind alle Variablen signifikant – *Durchschnittslohn*, *Arbeitslosenrate*, *Entfernung* und *Gini-Koeffizient* weisen ein Signifikanzniveau von 1 % auf; *Urbanisierung* und *Stadt-Stadt-Armut* von 5 %. Das Bestimmtheitsmaß ( $R^2$ ) ist gut für diese Art der Studie und Multikollinearität erweist sich nicht als ernsthaftes Problem in der Regression (vgl. Tab. 5 und 6).<sup>25</sup>

<sup>25</sup> Um die Robustheit zu überprüfen, ist die Regression auch mit Daten aus dem Jahr 2000 gerechnet worden. Die Ergebnisse weichen nicht wesentlich vom Ursprungsmodells 1a ab, so dass die nachfolgenden Interpretationen ihre Gültigkeit behalten (s. Anhang A 6).

**Tabelle 5 – Ergebnisse der linearen Regression – Modell 1a (OLS)**

Unabhängige Variablen	Abhängige Variable: log(Migrationsrate <sub>ij</sub> )	
	Koeffizient	t-Statistik
Achsenabschnitt	-2,25176 ***	-12,35
Durchschnittslohn <sub>ji</sub>	0,767636 ***	10,02
Arbeitslosenrate <sub>ji</sub>	-0,059307 ***	-5,42
Entfernung <sub>ji</sub>	-0,000330 ***	-16,90
Urbanisierungsrate <sub>ji</sub>	0,046634 **	2,20
Land-Land-Armut <sub>ji</sub>	0,001370	1,49
Stadt-Stadt-Armut <sub>ji</sub>	0,015757 **	1,97
Stadt-Land-Armut <sub>ji</sub>	-0,009973	-1,58
Gini-Koeffizient <sub>ji</sub>	0,476726 ***	2,99
R <sup>2</sup>	0,4098	
R <sup>2</sup> korrigiert	0,4040	
F-Statistik	64,41 ***	
Anzahl der Beobachtungen	812	

Grundlage der Schätzungen sind 29 Provinzen.

\*\*Signifikanzniveau: 5%

\*\*\*Signifikanzniveau: 1%

Anmerkung: Dem Problem der Heteroskedastizität wurde durch die White korrigierten Standardfehler und Kovarianzen Rechnung getragen.

**Tabelle 6 – Partielle Multikollinearität der linearen Regression – Modell 1a (OLS)**

Variable	VIF	TOL <sup>26</sup>
Durchschnittslohn <sub>ji</sub>	1,63	0,612694
Arbeitslosenrate <sub>ji</sub>	1,26	0,792967
Entfernung <sub>ji</sub>	1,04	0,965943
Urbanisierungsrate <sub>ji</sub>	1,26	0,791281
Land-Land-Armut <sub>ji</sub>	1,50	0,664458
Stadt-Stadt-Armut <sub>ji</sub>	1,40	0,714272
Stadt-Land-Armut <sub>ji</sub>	1,59	0,629035
Gini-Koeffizient <sub>ji</sub>	1,28	0,778490

*Durchschnittslohn* und *Arbeitslosenrate* haben die erwarteten Vorzeichen und bestätigen die klassische Hypothese, dass Einkommensunterschiede und positive Beschäftigungsaussichten inter-provinzielle Migration erheblich beeinflussen. Wenn das Lohndifferenzial zwischen Provinz i und j größer wird – z.B. aufgrund von steigenden Löhnen in Provinz j – ist mehr Migration von Provinz i zu j zu beobachten. Gleichsam wandern mehr Migranten von Provinz i zu j, wenn sich die Beschäftigungsaussichten in

<sup>26</sup> VIF = Varianzinflationsfaktor; TOL = Toleranz

Provinz  $j$  verbessern.<sup>27</sup> Diese Feststellungen decken sich mit den empirischen Ergebnissen von Zhu (2002a, 2002b) sowie Zhang and Song (2003).

Auch die Variable *Entfernung* weist das erwartete Vorzeichen auf. Das Regressionsergebnis zeigt, dass, entsprechend der klassischen Hypothese des Gravitationsmodells und der Hypothese der Neuen Ökonomie der Arbeitsmigration, Migrationskosten ein Hindernis für Wanderungen sind. Große Entfernungen und damit verbundene höhere Migrations- und Transaktionskosten scheinen Migration zu verringern. Dieses Ergebnis ist robust, auch wenn Poncet (2006) beobachtet, dass aggregierte Migrationskosten in China aufgrund von Lockerungen der Migrationsbeschränkungen sinken und Lin, Wang and Zhao (2004) argumentieren, dass die psychologischen Kosten der Migration fallen, da sich die Migrationsnetzwerke in den Zielstädten immer weiter ausbreiten.

*Urbanisierung* zeigt ebenfalls das erwartete Vorzeichen gemäß der Hypothese aus der Neuen Ökonomie der Geographie. Der Prozess der Urbanisierung scheint Migration zu fördern. In der Tat mögen soziale Netzwerke in den sehr bevölkerten Gebieten hilfreich sein, um Beschäftigung zu finden und Chancen zu realisieren (vgl. Pedersen, Pytlikova, & Smith, 2008). Diese Erkenntnisse sind ähnlich zu den Ergebnissen von Fan (2005) und Shen (1999), welche die bereits ansässigen Migranten in urbanen Regionen als entscheidenden Faktor sehen, um die hohen Migrationsströme zu erklären.<sup>28</sup> Um die Bedeutung der Familiennetzwerke zu unterstreichen, wurde die Brutto-Migrationsrate zusätzlich als erklärende (Proxy-)Variable in die Regression aufgenommen (vgl. Pedersen, Pytlikova, & Smith, 2008). Die Ergebnisse zeigen, dass die bereits ansässigen Migranten weitere Zuwanderung positiv beeinflussen (s. Anhang A 10).

Armutsraten können als Indikator für die wirtschaftliche Verwundbarkeit der Menschen, welche in einer bestimmten Provinz leben, betrachtet werden. Gemäß Tab. 5 wird die Migrationsentscheidung durch *Land-Land-Armut* und *Stadt-Land-Armut* nicht signifikant beeinflusst. Dies kann z.B. mit der breiten Streuung der Messwerte für ländliche Armut

<sup>27</sup> Da chinesische Arbeitslosenraten oftmals politisch beeinflusst sind (Giles, Park & Zhang; 2005), ist die Regression auch mit Informationen zu den Arbeitsverhältnissen in städtischen Regionen getestet worden. Der Population Census von 2000 stellt Daten zur „nicht arbeitenden Bevölkerung“ (%) zur Verfügung. Diese sind in der Regression mit den Altersgruppen 19-45 und 16-64 getestet worden. Die Ergebnisse führen zu keinen wesentlichen Änderungen der bisherigen Resultate. In beiden Fällen ist die Variable nicht signifikant (s. Anhang A 7 und A 8).

<sup>28</sup> Zusätzlich ist auch die quadrierte Urbanisierungsrate in die Regression aufgenommen worden (s. Anhang A 9). Diese weist ein negatives Vorzeichen auf, was darauf hindeutet, dass Urbanisierung aufgrund steigender Agglomerationskosten (z.B. Umweltverschmutzung, hohe Bodenpreise) ab einem bestimmten Zeitpunkt zu weniger Migration führt. Diese Erkenntnisse können allerdings besser verstanden werden, wenn man der weiteren Diskussion, insbesondere zu den Push- und Pullfaktoren in Abschnitt 2.5.3, folgt.

zusammenhängen (vgl. Tab. 3). Lediglich *Stadt-Stadt-Armut* ist signifikant, aber weist nicht das erwartete Vorzeichen auf.<sup>29</sup> Die Ergebnisse deuten darauf hin, dass das flächendeckend zu beobachtende Phänomen der Migration zwischen ländlichen abgelegenen Regionen und urbanen Zentren sich im Wesentlichen auf intra-provinzielle Wanderung beschränkt. Zunächst scheinen Migranten in urbane Zentren innerhalb derselben Provinz zu wandern. Dann entscheiden sie, ob sie in ein urbanes Zentrum einer anderen Provinz migrieren. Dennoch ist das Vorzeichen des Koeffizienten für *Stadt-Stadt-Armut* nicht das erwartete. Dieses Ergebnis kann jedoch besser verstanden und diskutiert werden, wenn die nachfolgende Analyse der Push- und Pull-Faktoren differenzierter betrachtet wird (vgl. Abschnitt 2.5.3).

Ein anderer Aspekt, welcher im Zusammenhang mit den ArmutsvARIABLEN betrachtet wird, ist Einkommensungleichheit. Diese kann – wie bereits diskutiert – die Migration auf zwei verschiedene Arten beeinflussen. Ungleichheit gemessen anhand des Gini-Koeffizienten mag Risiko andeuten. Somit sollte wenig Ungleichheit in der Zielprovinz j verglichen zur Heimatprovinz i zu Migration von i zu j führen. Jedoch bestätigen die Regressionsergebnisse diese Hypothese nicht. Die Variable des *Gini-Koeffizienten* hat ein positives Vorzeichen. Auch wenn Jalan und Ravallion (2001) und Taylor et al. (2003) argumentieren, dass das Einkommensrisiko die Entscheidung zu migrieren erheblich beeinflusst. Die Regressionsergebnisse deuten darauf hin, dass Migranten in Regionen wandern, wo eine höhere Ungleichheit vorliegt. In der Tat kann Ungleichheit gut bezahlte Jobs und verschiedene städtische Vorteile mit sich bringen. Von daher ist der Gini-Koeffizient weniger ein Indikator für das Risiko von ‚städtischer Armut‘ als für sich bietende Chancen in den urbanen ZENTREN. Diese Idee verfolgen auch Borjas (1987) und Keidel (2009).

Neben den obigen Bestimmungsgrößen würden sicherlich auch Agglomerationskosten (bspw. Umweltverschmutzung) oder der beschränkte Zugang zu Sozialleistungen in städtischen Regionen interessante Ergebnisse zum Migrationsverhalten liefern. Handel zwischen Provinzen, welcher die ökonomische Verbundenheit und den Informationsfluss zwischen Provinzen veranschaulicht, würde ebenfalls interessante Aspekte hervorbringen. Jedoch sind diese Daten auf provinzieller Ebene nicht bzw. nicht durchgängig verfügbar, so dass sie keine Bestandteile der Analyse sind.

---

<sup>29</sup> Aufgrund des Problems der verschiedenen Datenquellen für Armut ist die Regression auch ohne die ArmutsvARIABLEN getestet worden. Da bei den verbleibenden VARIABLEN keine signifikanten Abweichungen feststellbar sind, kann davon ausgegangen werden, dass die ArmutsvARIABLEN erklärende Wirkung haben (s. Anhang A 11).

Dennoch soll an dieser Stelle dem Problem des omitted variable bias (Verzerrung aufgrund von ausgelassenen Variablen) Rechnung getragen werden. Hierzu wird der Ramsey RESET (regression specification error test; 1969) angewendet. Es wird davon ausgegangen, dass das Ausgangsmodell in verallgemeinerter Form mit der abhängigen Variable  $y_i$ , der unabhängigen Variable  $x_i$  und dem Fehlerterm  $v_i$  wie folgt aussieht:

$$y_i = \alpha_0 + \alpha_1 x_i + v_i \quad (2.3)$$

Das wahre Modell wäre jedoch das Folgende, ergänzt um die Variable  $\hat{y}_i$ :

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \beta_2 \hat{y}_i + v_i \quad (2.4)$$

Es werden nun die Bestimmtheitsmaße ( $R^2$ ) beider Regressionen ermittelt, um den nachstehenden F-Test berechnen zu können:

$$F = \frac{(R_{neu}^2 - R_{alt}^2) / Anzahl\_der\_neuen\_erklärenden\_Variablen}{(1 - R_{neu}^2) / (n - Anzahl\_der\_Parameter\_im\_neuen\_Model)}$$

Die  $H_0$ -Hypothese lautet: Das Modell hat keine ausgelassenen Variablen. Sofern der F-Test signifikant ist, kann angenommen werden, dass das Modell nicht richtig spezifiziert ist und Variablen fehlen. Für das Regressionsmodell 1a stellt sich das Ergebnis wie folgt dar:

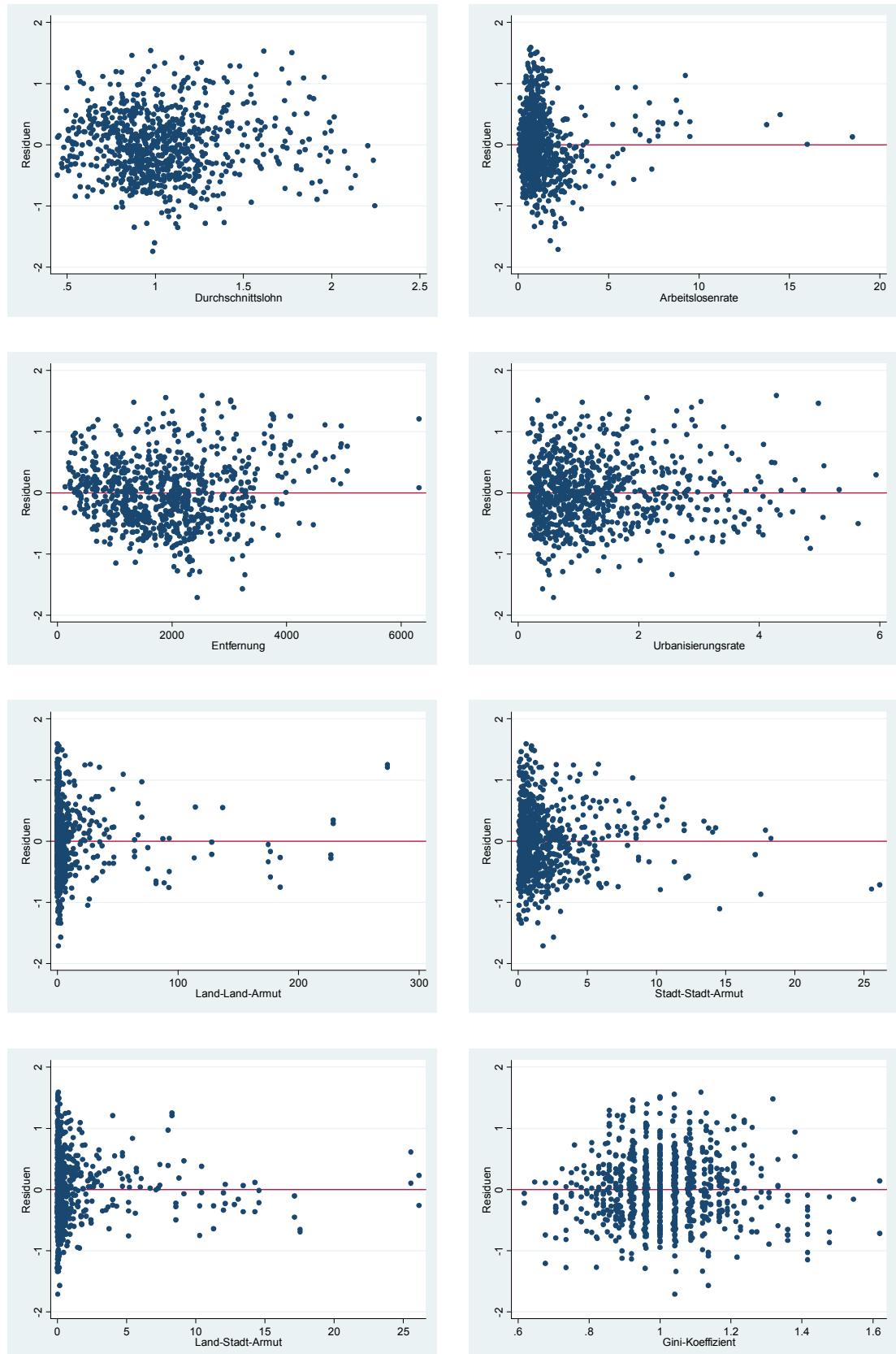
$$\begin{aligned} F(3, 800) &= 14,34 \\ \text{Prob } > F &= 0,0000 \end{aligned}$$

Es lässt sich schließen, dass bestimmte Variablen im Modell fehlen. Allerdings ist es aufgrund der obigen Fragestellung und der Datenverfügbarkeit schwierig, das Modell entsprechend mit Datenmaterial aufzufüllen.

Um die Aussagekraft des obigen Modells 1a zu stärken, wird die lineare Regression zum einen um WLS-Schätzer und zum anderen um eine Schätzung mit Dummy-Variablen (Untersuchung individueller bzw. unbeobachteter Heterogenität) erweitert und geschätzt. Zur Festlegung der jeweiligen WLS-Schätzer wird die Streuung der unabhängigen Variablen zunächst einzeln graphisch veranschaulicht. Ziel ist es, Homoskedastizität zu erreichen. Es zeigt sich jedoch, dass mit Ausnahme von *Entfernung* und *Gini-Koeffizient*

die Residuen der anderen Variablen eine recht heteroskedastische Struktur aufweisen (vgl. Abb. 2).

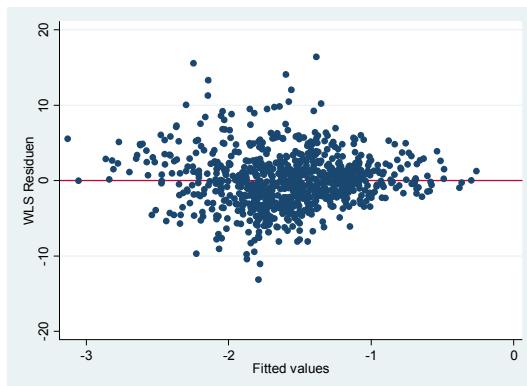
**Abbildung 2 – Residualplots der linearen Regression – Modell 1a (WLS)**



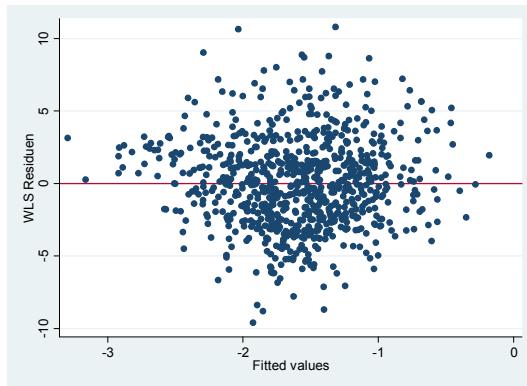
Um die Güte des Gesamtmodells zu bewerten, wird eine Berechnung der WLS-Schätzer mit und ohne die beiden vorgenannten Variablen durchgeführt. Mit Hereinnahme der Variablen wird eine ausgeglichener Streuung der Residuen (vgl. Abb. 3) und ein größeres Bestimmtheitsmaß (0,3940 zu 0,4328; vgl. Tab. 7) erreicht. Somit werden die Variablen *Entfernung* und *Gini-Koeffizient* integriert.

**Abbildung 3 – Residuen der linearen Regression – Modell 1a (WLS)**

a) Regressionsgleichung ohne WLS-Schätzer für *Entfernung* und *Gini-Koeffizient*



b) Regressionsgleichung mit WLS-Schätzer für *Entfernung* und *Gini-Koeffizient*



**Tabelle 7 – Ergebnisse der linearen Regression – Modell 1a (WLS)**

<b>Unabhängige Variablen</b>	<b>Abhängige Variable: log(Migrationsrate<sub>ij</sub>)</b>	
	<b>Koeffizient</b>	<b>t-Statistik</b>
Achsenabschnitt	-2,15465 ***	-13,47
Durchschnittslohn <sub>ji</sub>	0,753697 ***	9,92
Arbeitslosenrate <sub>ji</sub>	-0,058313 ***	-4,68
Entfernung <sub>ji</sub>	-0,000373 ***	-19,19
Urbanisierungsrate <sub>ji</sub>	0,038397 **	1,97
Land-Land-Armut <sub>ji</sub>	0,000858	1,05
Stadt-Stadt-Armut <sub>ji</sub>	0,020701 ***	2,66
Stadt-Land-Armut <sub>ji</sub>	-0,009331	-1,86
Gini-Koeffizient <sub>ji</sub>	0,476575 ***	3,25
R <sup>2</sup>	0,4328	
R <sup>2</sup> korrigiert	0,4271	
F-Statistik	76,59 ***	
Anzahl der Beobachtungen	812	

Grundlage der Schätzungen sind 29 Provinzen.

\*\*Signifikanzniveau: 5%

\*\*\*Signifikanzniveau: 1%

#### Anmerkungen:

- Dem Problem der Heteroskedastizität wurde durch die White korrigierten Standardfehler und Kovarianzen Rechnung getragen.
- Bezüglich des WLS-Typs wurden die absoluten Werte der Residuen genutzt.

**Tabelle 8 – Partielle Multikollinearität der linearen Regression – Modell 1a (WLS)**

<b>Variable</b>	<b>VIF</b>	<b>TOL</b>
Durchschnittslohn <sub>ji</sub>	1,73	0,578186
Arbeitslosenrate <sub>ji</sub>	1,27	0,784821
Entfernung <sub>ji</sub>	1,04	0,965086
Urbanisierungsrate <sub>ji</sub>	1,29	0,777897
Land-Land-Armut <sub>ji</sub>	1,53	0,654820
Stadt-Stadt-Armut <sub>ji</sub>	1,48	0,673650
Stadt-Land-Armut <sub>ji</sub>	1,72	0,582404
Gini-Koeffizient <sub>ji</sub>	1,33	0,751473

Neben der Analyse mit WLS-Schätzern wird die Regression zusätzlich mit Dummy-Variablen getestet. Hierbei wird davon ausgegangen, dass der Achsenabschnitt  $\alpha_i$  systematisch variiert, während die individuellen Steigungskoeffizienten  $\beta_i$  gleich bleiben. Die  $\alpha_i$  sind folglich die zu schätzenden Parameter und modellieren die Heterogenität der Provinzen. Der Einfluss der erklärenden Variablen soll für alle Provinzen gleich sein. Diese Methode erklärt die Abweichungen von Beobachtungen vom individuellen

Mittelwert, allerdings nicht die Unterschiede in den (Mittel-)Werten der verschiedenen Provinzen (Gujarati, 2003).

Zur Berechnung wird für jede Provinz eine die Zielprovinz beschreibende Dummy-Variable gebildet und in die Regressionsgleichung aufgenommen. Um jedoch nicht in die ‚Dummy-Variablen-Falle‘ zu laufen (eine Situation perfekter Kollinearität), wird die Konstante weggelassen (Gujarati, 2003). Die Ergebnisse in Tab. 9 zeigen, dass die Provinz-Dummies alle signifikant sind. Somit scheint ein Großteil des Modells durch diese erklärt zu werden, zumal auch das Bestimmtheitsmaß einen hohen Wert hat. Auffällig ist jedoch das Ergebnis des *Gini-Koeffizienten*. Tab. 10 veranschaulicht, dass bzgl. dieser Variable Multikollinearität vorliegt, gleiches gilt für den *Durchschnittslohn*. Für gewöhnlich sollte der Varianzinflationsfaktor unter 10 liegen, da sonst Multikollinearität vorliegen könnte (Gujarati, 2003). O'Brien (2007) argumentiert jedoch, dass in seinen Untersuchungen erheblich höhere Werte als 10 nicht dazu geführt haben die Regressionsergebnisse in Frage zu stellen bzw. eine oder mehrere Variablen zu eliminieren oder auszutauschen. Dennoch ist das Modell ohne die Variablen Gini-Koeffizient und Durchschnittslohn getestet worden. Allerdings konnten keine wesentlichen Abweichungen zu den in Tab. 9 präsentierten Ergebnissen festgestellt werden.<sup>30</sup> Es deutet darauf hin, dass ein großer Teil der unbeobachteten Heterogenität u.a. durch den *Gini-Koeffizienten* erklärt wird (vgl. Jenkins, 2005).

Sowohl die Erweiterung um die WLS-Schätzer als auch die Dummy-Variablen-Technik bestätigen die bisherigen Resultate (vgl. Tab. 7-10). Somit kann die empirische Ergebnisinterpretation als robust angesehen werden.

---

<sup>30</sup> Gleiche Signifikanzniveaus und Vorzeichen der unabhängigen Variablen (Ausnahme: Land-Land-Armut ist nicht mehr signifikant); R<sup>2</sup>: 0,9436.

**Tabelle 9 – Ergebnisse der linearen Regression – Modell 1a (Dummy-Variablen-Modell)**

<b>Unabhängige Variablen</b>	<b>Abhängige Variable: log(Migrationsrate<sub>ij</sub>)</b>	
	<b>Koeffizient</b>	<b>t-Statistik</b>
Durchschnittslohn <sub>ji</sub>	0,567288 ***	5,64
Arbeitslosenrate <sub>ji</sub>	-0,026821 ***	-2,72
Entfernung <sub>ji</sub>	-0,000398 ***	-16,68
Urbanisierungsrate <sub>ji</sub>	0,009616	0,38
Land-Land-Armut <sub>ji</sub>	0,001269 **	2,47
Stadt-Stadt-Armut <sub>ji</sub>	0,038462 ***	4,27
Stadt-Land-Armut <sub>ji</sub>	-0,011457	-1,80
Gini-Koeffizient <sub>ji</sub>	0,137367	0,77
Provinzdummy_1	-1,388571 ***	-6,25
Provinzdummy_2	-1,873385 ***	-8,32
Provinzdummy_3	-1,421423 ***	-6,80
Provinzdummy_4	-1,785864 ***	-8,09
Provinzdummy_5	-1,516196 ***	-6,64
Provinzdummy_6	-1,419808 ***	-6,46
Provinzdummy_7	-1,87725 ***	-8,10
Provinzdummy_8	-1,71482 ***	-7,08
Provinzdummy_9	-1,62142 ***	-6,30
Provinzdummy_10	-1,28355 ***	-5,65
Provinzdummy_11	-1,24695 ***	-5,27
Provinzdummy_12	-1,876697 ***	-9,88
Provinzdummy_13	-1,291997 ***	-5,59
Provinzdummy_14	-2,034862 ***	-9,63
Provinzdummy_15	-1,394435 ***	-6,21
Provinzdummy_16	-1,683406 ***	-7,78
Provinzdummy_17	-1,626718 ***	-8,19
Provinzdummy_18	-1,812582 ***	-8,71
Provinzdummy_19	-0,721854 ***	-2,65
Provinzdummy_20	-1,587134 ***	-7,57
Provinzdummy_21	-2,025068 ***	-7,32
Provinzdummy_22	-1,217268 ***	-5,33
Provinzdummy_23	-1,938951 ***	-7,92
Provinzdummy_24	-1,318 ***	-5,63
Provinzdummy_25	-1,733945 ***	-7,76
Provinzdummy_26	-1,960397 ***	-8,45
Provinzdummy_27	-2,247635 ***	-9,95
Provinzdummy_28	-2,261715 ***	-9,54
Provinzdummy_29	-0,779055 ***	-2,98
R <sup>2</sup>	0,9459	
R <sup>2</sup> korrigiert	0,9433	
F-Statistik	410,10 ***	
Anzahl der Beobachtungen	812	

Grundlage der Schätzungen sind 29 Provinzen.

\*\*Signifikanzniveau: 5%

\*\*\*Signifikanzniveau: 1%

Anmerkungen:

- Dem Problem der Heteroskedastizität wurde durch die White korrigierten Standardfehler und Kovarianzen Rechnung getragen.
- Die Dummy-Variable beschreibt die jeweilige Zielregion.

**Tabelle 10 – Partielle Multikollinearität der linearen Regression – Modell 1a  
(Dummy-Variablen-Modell)**

Variable	VIF	TOL
Durchschnittslohn <sub>ji</sub>	56,77	0,017614
Arbeitslosenrate <sub>ii</sub>	2,89	0,345587
Entfernung <sub>ji</sub>	6,87	0,145561
Urbanisierungsrate <sub>ji</sub>	6,26	0,159660
Land-Land-Armut <sub>ji</sub>	1,96	0,510900
Stadt-Stadt-Armut <sub>ji</sub>	2,53	0,395549
Stadt-Land-Armut <sub>ji</sub>	2,09	0,478080
Gini-Koeffizient <sub>ji</sub>	155,66	0,006424
Provinzdummy_1	9,05	0,110458
Provinzdummy_2	8,79	0,113732
Provinzdummy_3	7,41	0,134950
Provinzdummy_4	8,25	0,121151
Provinzdummy_5	7,65	0,130699
Provinzdummy_6	7,80	0,128428
Provinzdummy_7	8,56	0,116819
Provinzdummy_8	9,39	0,106526
Provinzdummy_9	11,28	0,088678
Provinzdummy_10	8,59	0,116376
Provinzdummy_11	8,84	0,113160
Provinzdummy_12	6,13	0,163185
Provinzdummy_13	8,68	0,115189
Provinzdummy_14	7,47	0,133813
Provinzdummy_15	7,93	0,126122
Provinzdummy_16	8,33	0,120036
Provinzdummy_17	6,94	0,144128
Provinzdummy_18	7,42	0,134851
Provinzdummy_19	12,92	0,077411
Provinzdummy_20	7,36	0,135848
Provinzdummy_21	12,76	0,078397
Provinzdummy_22	8,28	0,120827
Provinzdummy_23	9,49	0,105320
Provinzdummy_24	8,19	0,122026
Provinzdummy_25	8,49	0,117763
Provinzdummy_26	8,55	0,117022
Provinzdummy_27	8,07	0,123924
Provinzdummy_28	8,25	0,121202
Provinzdummy_29	9,77	0,102341

Zusätzlich zu den bisherigen Ausführungen muss eine methodische Besonderheit beachtet werden, um Migration von Provinz i zu j zu erklären. Die Beobachtungspaare i-j und j-i zweier Provinzen mögen korreliert sein. Dies bedeutet, dass eine dyadische Datenstruktur vorliegt (Kenny, Kashy & Cook, 2006). Somit können die verfügbaren Freiheitsgrade und die Signifikanzniveaus der Regressionskoeffizienten falsch sein. Des

Weiteren sind die Konfidenzintervalle (aber nicht die Punktschätzer) möglicherweise zu ungenau und die Varianzschätzer eventuell verzerrt. Die Regressionskoeffizienten bleiben jedoch erwartungstreu. Per Definition wären die vorliegenden Daten also nicht unabhängig voneinander (Kenny, Kashy, & Cook, 2006). Diese Eigenheit soll im folgenden Abschnitt näher untersucht werden. Die dyadische Datenanalyse wird unter Verwendung des bisherigen Datensatzes als Modell 1b bezeichnet.

### 2.5.2 Empirische Ergebnisse – Modell 1b

Die so genannte ‚Nonindependence‘ stellt das zentrale Konzept der dyadischen Datenanalyse dar. Die beiden Mitglieder einer Dyade<sup>31</sup> sind nicht einfach unabhängig voneinander, sondern haben eine Gemeinsamkeit, welche mit der ‚Nonindependence‘ zum Ausdruck gebracht wird (Kenny, Kashy & Cook, 2006; Kenny, 1995; 1996).

Eine wichtige Frage im Rahmen der Datenanalyse ist, ob die beiden dyadischen Mitglieder durch ein bestimmtes Merkmal voneinander unterschieden werden können (Neumayer & Plümper, 2010). Unterscheidbare Mitglieder sind z.B. männliche und weibliche Migranten. Nicht unterscheidbar hingegen sind Migrantenhaushalte ohne nähere Angabe zu Größe, Geschlecht oder Alter der entsprechenden Personen. Dyadische Mitglieder sind also unterscheidbar, wenn ein gehaltvoller Faktor vorliegt, der ein Ordnen ermöglicht. Die Entscheidung, ob dyadische Mitglieder unterscheidbar sind, ist sowohl empirischer als auch theoretischer Natur (Kenny, Kashy & Cook, 2006). Gemäß Gonzalez und Griffin (1999) stehen dabei oftmals praktische Überlegungen im Vordergrund.

Für die Entscheidung, welcher analytische Ansatz für die Analyse der dyadischen Daten am geeignetsten ist, ist die Art der unabhängigen Variablen von hoher Bedeutung. Hier wird zwischen *between-dyads*, *within-dyads* und *mixed* Variablen unterschieden. *Between* Variablen variieren zwischen, jedoch nicht innerhalb der Dyaden, wie z.B. die Entfernung zwischen Provinzen. *Within* Variablen variieren innerhalb, jedoch nicht zwischen den Dyaden. Für die vorliegende Analyse lässt sich hierzu allerdings kein eindeutiges Beispiel finden, vielmehr sind die Variablen sogenannte *mixed* Variablen, bei denen eine Variation sowohl innerhalb als auch zwischen den Dyaden vorliegt. Ob eine Variable *between-dyads*, *within-dyads* oder *mixed* ist, hängt somit von der Art der Studie ab (Kenny, Kashy & Cook, 2006).

---

<sup>31</sup> Als Dyade wird die Verknüpfung bzw. Beziehung zweier Einheiten verstanden (Kenny, Kashy & Cook, 2006).

Dyadische Daten von unterscheidbaren Dyaden können oftmals anhand konventioneller Methoden analysiert werden (Kenny, Kashy & Cook, 2006). Sofern jedoch die Mitglieder einer Dyade nicht unterscheidbar sind, müssen neuere Methoden Anwendung finden. Der gewöhnliche Korrelationskoeffizient kann nicht genutzt werden, um die ‚Nonindependence‘ zu messen. In diesem Fall wird die Intraclass-Korrelation angewendet, welche über das Mehrebenenmodell (multi-level modeling) berechnet werden kann. Die Intraclass-Korrelation ist gleich der dyadischen Varianz (die Variable des dyadischen Achsenabschnitts) geteilt durch die Summe der Varianz der Residuen plus die dyadische Varianz (Kenny, Kashy & Cook, 2006).

Da im vorliegenden Fall die Mitglieder einer Dyade aufgrund von fehlenden Angaben in den Datenquellen nicht durch ein spezifisches Merkmal unterscheidbar sind und so genannte *mixed* Variablen vorliegen (die unabhängigen Variablen sind in ihrer Ausprägung verschiedenartig), empfiehlt es sich, ein lineares gemischtes Mehrebenenmodell anzuwenden, um die Robustheit der obigen Regressionsergebnisse zu bestätigen (Kenny, Kashy & Cook, 2006). Da im Mehrebenenmodell fixe und zufällige Effekte im Rahmen der Analyse berechnet werden, eignen sich hier Paneldaten am besten. Um jedoch für den vorliegenden Querschnittsdatensatz eine Anpassung des Standardfehlers zu erreichen, werden Cluster gebildet, welche die dyadischen Paare zusammenfassen und eindeutig kennzeichnen. Quotienten sind für diese Art der Analyse allerdings eher ungeeignet (Kenny, Kashy & Cook, 2006). Deshalb sind die unabhängigen Variablen (mit Ausnahme von Entfernung) als Differenzniveaus umgerechnet worden. Für die weitere Analyse ergeben sich insgesamt 406 dyadische Paare (Cluster). Diese Zahl errechnet sich aus den 812 Beobachtungspaaren<sup>32</sup>, die durch zwei geteilt werden, da jede Provinz einmal als Heimat- und einmal als Zielprovinz betrachtet wird. Die Ergebnisse der einfachen linearen Schätzung mit Differenzniveaus und der partiellen Multikollinearität werden zunächst in Tab. 11 und 12 dargestellt. Schließlich veranschaulicht Tab. 13 die Ergebnisse mit dem angepassten Standardfehler.

---

<sup>32</sup> 29 Heimatprovinzen x 28 Zielprovinzen

**Tabelle 11 – Ergebnisse der linearen Regression mit Differenzniveaus – Modell 1b**

<b>Unabhängige Variablen</b>	<b>Abhängige Variable: log(Migrationsrate<sub>ij</sub>)</b>	
	<b>Koeffizient</b>	<b>t-Statistik</b>
Achsenabschnitt	-0,949544 ***	-24,00
Durchschnittslohn <sub>ji</sub>	0,000101 ***	5,90
Arbeitslosenrate <sub>ji</sub>	-0,111567 ***	-8,64
Entfernung <sub>ji</sub>	-0,000309 ***	-15,28
Urbanisierungsrate <sub>ji</sub>	0,002111 ***	2,90
Land-Land-Armut <sub>ji</sub>	0,003384	1,03
Stadt-Stadt-Armut <sub>ji</sub>	-0,019370 ***	-4,56
Stadt-Land-Armut <sub>ji</sub>	0,000749	1,82
Gini-Koeffizient <sub>ji</sub>	3,381618 ***	5,22
R <sup>2</sup>	0,4412	
R <sup>2</sup> korrigiert	0,4357	
F-Statistik	70,40 ***	
Anzahl der Beobachtungen	812	

Grundlage der Schätzungen sind 29 Provinzen.

\*\*Signifikanzniveau: 5%

\*\*\*Signifikanzniveau: 1%

Anmerkung: Dem Problem der Heteroskedastizität wurde durch die White korrigierten Standardfehler und Kovarianzen Rechnung getragen.

**Tabelle 12 – Partielle Multikollinearität der linearen Regression – Modell 1b**

<b>Variable</b>	<b>VIF</b>	<b>TOL</b>
Durchschnittslohn <sub>ji</sub>	2,12	0,472745
Arbeitslosenrate <sub>ji</sub>	1,93	0,518515
Entfernung <sub>ji</sub>	1,18	0,845185
Urbanisierungsrate <sub>ji</sub>	1,61	0,620434
Land-Land-Armut <sub>ji</sub>	2,92	0,343002
Stadt-Stadt-Armut <sub>ji</sub>	2,34	0,427178
Stadt-Land-Armut <sub>ji</sub>	2,47	0,404107
Gini-Koeffizient <sub>ji</sub>	1,60	0,625067

**Tabelle 13 – Ergebnisse der linearen Regression mit Differenzniveaus und angepasstem Standardfehler – Modell 1b**

<b>Unabhängige Variablen</b>	<b>Abhängige Variable: log(Migrationsrate<sub>ij</sub>)</b>	
	<b>Koeffizient</b>	<b>t-Statistik</b>
Achsenabschnitt	-0,949544 ***	-19,63
Durchschnittslohn <sub>ji</sub>	0,000101 ***	8,77
Arbeitslosenrate <sub>ji</sub>	-0,111567 ***	-13,50
Entfernung <sub>ji</sub>	-0,000309 ***	-12,62
Urbanisierungsrate <sub>ji</sub>	0,002111 ***	4,40
Land-Land-Armut <sub>ji</sub>	0,003384	1,12
Stadt-Stadt-Armut <sub>ji</sub>	-0,019370 ***	-6,28
Stadt-Land-Armut <sub>ji</sub>	0,000749	1,43
Gini-Koeffizient <sub>ji</sub>	3,381618 ***	7,83
R <sup>2</sup>	0,4412	
R <sup>2</sup> korrigiert	0,4357	
F-Statistik	107,60 ***	
Anzahl der Cluster	406	

Grundlage der Schätzungen sind 29 Provinzen.

\*\*Signifikanzniveau: 5%

\*\*\*Signifikanzniveau: 1%

#### Anmerkungen:

- Dem Problem der Heteroskedastizität wurde durch die White korrigierten Standardfehler und Kovarianzen Rechnung getragen.
- Der Standardfehler wurde für 406 Cluster angepasst.

Es zeigt sich, dass mit Ausnahme von *Land-Land-Armut* und *Stadt-Land-Armut* alle Variablen hoch signifikant sind. Die Variable *Stadt-Stadt-Armut* hat gemäß dem Ursprungsmodell das erwartete negative Vorzeichen (vgl. Abschnitt 2.3). Hier wird deutlich, dass urbane Armut Migranten abschreckt. Dieser Aspekt wird u.a. in der Folge anhand der bereits oben angeführten Push- und Pull-Faktoren der Migration näher untersucht. Hierzu wird auf eine modifizierte Form des Ursprungsmodells 1 zurückgegriffen, so dass es nachstehend als Modell 2 bezeichnet wird. Insgesamt sind die qualitativen Ergebnisse der dyadischen Analyse robust.

### **2.5.3 Empirische Ergebnisse – Modell 2**

Die bisherige Analyse der relativen Charakteristika der Provinzen als Determinanten der Migration liefert keine Informationen über die Push- und Pull-Faktoren. Um die Push- und Pullfaktoren der Migration besser zu verstehen, wird das im Abschnitt 2.3 beschriebene Modell 1a derart verändert, dass die ‚Verhältniszahlen der Bestimmungsgrößen‘ zwischen den Provinzen gegen die ‚Absolutwerte‘ jeder Provinz ausgetauscht werden. Durch das Schätzen der Charakteristika in der Heimatprovinz als Determinanten der Auswanderung

wird versucht, die Push-Faktoren zu identifizieren. Danach wird das gleiche Verfahren angewendet, um die Einwanderung und die Determinanten der Zielprovinz näher zu betrachten.

Gemäß der vorstehenden Erläuterung stellt sich das zweite Modell wie folgt dar:

$$\begin{aligned}
 a) \quad \log(Migrationsrate_{ji}) = & \alpha + \beta_1 Durchschnittslohn_i + \\
 & \beta_2 Arbeitslosenrate_i + \beta_3 Entfernung_i + \\
 & \beta_4 Urbanisierungsrate_i + \beta_5 Land - Land - Armut_i + \quad (2.5)^{33} \\
 & \beta_6 Stadt - Stadt - Armut_i + \beta_7 Stadt - Land - Armut_i + \\
 & \beta_8 Gini - Koeffizient_i + \nu_i \quad (Heimatprovinz)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 b) \quad \log(Migrationsrate_{ji}) = & \alpha + \beta_1 Durchschnittslohn_j + \\
 & \beta_2 Arbeitslosenrate_j + \beta_3 Entfernung_j + \\
 & \beta_4 Urbanisierungsrate_j + \beta_5 Land - Land - Armut_j + \quad (2.6)^{34} \\
 & \beta_6 Stadt - Stadt - Armut_j + \beta_7 Stadt - Land - Armut_j + \\
 & \beta_8 Gini - Koeffizient_j + \nu_j \quad (Zielprovinz)
 \end{aligned}$$

Die Ergebnisse der deskriptiven Statistik des zweiten Regressionsmodells sowie die dazugehörigen Varianzinflationsfaktoren und die Toleranz können der Tab. 14 und 16 entnommen werden.

---

<sup>33</sup>  $\alpha$  = Regressionskonstante;  $\beta$  = Regressionskoeffizienten;  $\nu_i$  = Fehlerterm bzw. Residuum

<sup>34</sup>  $\alpha$  = Regressionskonstante;  $\beta$  = Regressionskoeffizienten;  $\nu_j$  = Fehlerterm bzw. Residuum

**Tabelle 14 – Zusammenfassung der deskriptiven Statistik zur inter-provinziellen  
Migration – Modell 2**

	log (Migrations- rate <sub>ji</sub> )	Durch- schnitts- lohn	Arbeits- losen- rate	Ent- fernung	Urbani- sierung	Ländliche Armut	Städtische Armut	Gini Koeffizient
Arith. Mittel	-1,585574	4616,309	3,200000	1900,155	44,51429	74,34483	9,226010	0,250345
Median	-1,616036	4348,547	3,100000	1839,000	38,22010	43,00000	8,285714	0,250000
Maximum	0,752779	7946,023	7,400000	6313,000	96,98472	274,0000	26,14286	0,340000
Minimum	-3,659743	3538,704	0,400000	137,0000	16,31868	1,000000	1,000000	0,210000
Standard- abweichung	0,687567	1078,130	1,485549	997,4260	23,01857	77,82138	6,448640	0,025407
Skewness	0,279173	1,642847	0,973742	0,780551	0,609312	1,143478	1,008262	1,389553
Kurtosis	3,218115	5,064543	4,202333	3,873035	2,208385	3,095778	3,624524	6,280725
Jarque-Bera	12,15715	509,4665	177,2292	108,2406	71,44581	177,2643	150,7749	625,4631
Wahrscheinl.	0,002291	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
Summe	-1287,486	3748443,	2598,400	1542926,	36145,60	60368,00	7524,000	203,2800
Summe der quad. Abw.	383,3990	9,43E+08	1789,760	8,07E+08	429712,2	4911551	33725,40	0,523503
Beo- bachtungen	812	812	812	812	812	812	812	812

Anmerkung: 812 Beobachtungen = 29 Heimatprovinzen x 28 Zielprovinzen

Das zweite Modell verdeutlicht zwei wesentliche Erkenntnisse (vgl. Tab. 15):

- 1) Die Ergebnisse bestätigen die meisten Hypothesen, die im ersten Modell diskutiert wurden.
- 2) Die Schätzung der Pull-Faktoren ist wesentlich besser als die der Push-Faktoren, um Migration zu erklären (das Bestimmtheitsmaß ist nahezu doppelt so groß). Somit sind die Verhältnisse in der Zielprovinz äußerst relevant.

**Tabelle 15 – Ergebnisse der linearen Regression – Modell 2**

Unabhängige Variablen	Abhängige Variable: log(Migrationsrate <sub>ij</sub> )			
	Heimatprovinz (Push)		Zielprovinz (Pull)	
	Koeffizient	t-Statistik	Koeffizient	t-Statistik
Achsenabschnitt	-0,255607	-1,05	-2,272142 ***	-9,57
Durchschnittslohn	-0,000127 ***	-4,74	0,000079 ***	3,34
Arbeitslosenrate	0,037557	1,85	-0,194378 ***	-11,79
Entfernung	-0,000330 ***	-13,90	-0,000342 ***	-16,95
Urbanisierungsrate	0,000679	0,56	0,005229 ***	5,05
Land-Armut	-0,000185	-0,46	0,001348 ***	4,07
Stadt-Armut	-0,008599	-1,73	-0,036129 ***	-8,43
Gini-Koeffizient	-0,685750	-0,71	6,368907 ***	6,54
R <sup>2</sup>	0,2654		0,4733	
R <sup>2</sup> korrigiert	0,2590		0,4687	
F-Statistik	38,48 ***		100,31 ***	
Anzahl d. Beobachtungen	812		812	

Grundlage der Schätzungen sind 29 Provinzen.

\*\*Signifikanzniveau: 5%

\*\*\*Signifikanzniveau: 1%

Anmerkung: Dem Problem der Heteroskedastizität wurde durch die White korrigierten Standardfehler und Kovarianzen Rechnung getragen.

**Tabelle 16 – Partielle Multikollinearität der linearen Regression – Modell 2**

Variable	VIF	TOL
Durchschnittslohn	2,14	0,467058
Arbeitslosenrate	1,94	0,515392
Entfernung	1,18	0,847841
Urbanisierungsrate	1,74	0,574365
Land-Armut	1,79	0,557307
Stadt-Armut	2,35	0,426008
Gini-Koeffizient	1,61	0,620304

**Push-Faktoren:** Die Schätzung zeigt, dass keine wesentlichen Push-Faktoren identifiziert werden können (vgl. Tab. 15). Im Gegenteil, wenn die *Durchschnittslöhne* in der Heimatprovinz steigen, sind weniger Migranten gewillt auszuwandern. Möglicherweise sind als Push-Faktoren andere Variablen entscheidender, die hier jedoch aufgrund der bereits diskutierten Datenverfügbarkeit ausgelassen wurden.

**Pull-Faktoren:** Es zeigt sich, dass steigende *Durchschnittslöhne*, niedrige *Arbeitslosenraten*, ein hoher Grad an *Urbanisierung* und *Einkommensungleichheit* – gemessen anhand des *Gini-Koeffizienten* – Faktoren sind, die Zuwanderung signifikant beeinflussen. Die letzte Feststellung verdeutlicht wiederum, dass Ungleichheit als ein

Indikator steigender Chancen und weniger höheren Risikos wahrgenommen wird. Dennoch scheinen Einwanderer teilweise durch die Armut in den städtischen Gebieten abgeschreckt zu werden, wie das signifikant negative Vorzeichen der *urbanen Armut* in der Zielprovinz andeutet. *Urbane Armut* ist mit Blick auf die vorherigen Erkenntnisse eher ein so genannter Counter-Pull-Faktor (‘Abschreckungsfaktor’). Die *ländliche Armut* hingegen weist ein signifikant positives Vorzeichen auf. Um dieses Ergebnis besser bewerten zu können, wurde der verwendete Ursprungsdatensatz der ländlichen Armut näher untersucht. Hier zeigt sich, dass Provinzen, die eine hohe Anziehungskraft auf Migranten ausüben, für gewöhnlich auch hohe ländliche Armutsraten haben. Dennoch scheint die ländliche Armut für die Entscheidung, zuwandern, eine untergeordnete Rolle zu spielen, da die Migration auf inter-provinzieller Ebene in die städtischen und nicht die ländlichen Gebiete stattfindet. Große *Entfernung*s scheinen, wie im ersten Modell, wenig Anreiz zur Migration zu geben. Dieser Faktor kann sowohl aus Sicht der Auswanderung als auch der Einwanderung bestätigt werden. Insgesamt sind die Ergebnisse konsistent zu den vorherigen Feststellungen.

## 2.6 Zwischenfazit

Chinas starkes wirtschaftliches Wachstum in den vergangenen drei Jahrzehnten hat zu erheblichen wirtschaftlichen und sozialen Ungleichgewichten zwischen den Provinzen des Landes geführt. Auf der Suche nach einem besseren Leben haben deshalb viele Menschen ihre Heimatregionen verlassen. Dieser bisher ungebrochene Trend fordert das chinesische Wirtschafts- und Gesellschaftssystem sehr heraus.

Um das inter-provinzielle Migrationsphänomen in China näher zu erklären, sind besonders drei theoretische Ansätze interessant: der klassische Ansatz der Land-Stadt-Migration (gemäß Harris/Todaro), die Neue Ökonomische Geographie (NEG) bzw. das Gravitationsmodell sowie die Neue Ökonomie der Arbeitsmigration.

Zur Untersuchung der inter-provinziellen Migration im Jahr 2000 werden Brutto-Migrationsdaten verwendet, um insbesondere Push- und Pull-Faktoren der Migration für 29 der insgesamt 31 chinesischen Provinzen zu analysieren. Ein spezielles Augenmerk wird auf die Armut- und Ungleichheitsfaktoren gelegt, welche im Rahmen der Neuen Ökonomie der Arbeitsmigration diskutiert werden.

Da Untersuchungsvariablen auf provinzieller Ebene von offizieller Seite, wie z.B. dem National Bureau of Statistics, nur beschränkt verfügbar sind, sind Daten aus verschiedenen Quellen zusammengeführt worden. Aufgrund der eingeschränkten Datenverfügbarkeit sind die entsprechenden Analysen allerdings limitiert.

Die Regressionsergebnisse zeigen, dass *Einkommensunterschiede* und *bessere Beschäftigungsmöglichkeiten* in unterschiedlichen Provinzen die Migration deutlich beeinflussen. Diese Erkenntnisse decken sich mit den Ausführungen zum klassischen Migrationsansatz. Der Faktor *Entfernung* deutet darauf hin, dass weitere Distanzen höhere Kosten mit sich bringen und dies zu weniger Migration führt. Die NEG/Gravitationsvariable *Urbanisierung* verdeutlicht die Attraktivität der modernen urbanen Zentren und deren Anreiz, dorthin zu wandern.

Von besonderem Interesse sind die für die Armut- und Ungleichheitsvariablen erzielten Ergebnisse: Während die Variablen *Land-Land-Armut* und *Stadt-Land-Armut* in Bezug auf Armut und Ungleichheit keine signifikanten Aussagen bezüglich bilateraler interprovinzieller Migration zulassen, erweist sich *Stadt-Stadt-Armut* als ein Counter-Pull-Faktor. Migranten scheinen durchaus von der Armut in einer Zielregion abgeschreckt zu werden. Im Zusammenhang mit der Interpretation der relativen *Einkommensungleichheit* zeigt sich jedoch, dass in Regionen mit hoher Ungleichheit sehr wohl Zuwanderungsströme zu verzeichnen sind. Dies deutet darauf hin, dass Migranten trotz der offensichtlichen städtischen Armut darauf hoffen, gute bezahlte Jobs zu erhalten und in den Genuss urbaner Privilegien zu kommen.

Die Analyse der Push- und Pull-Faktoren bestätigt die vorherigen Ergebnisse. Während *Durchschnittslöhne*, *Arbeitslosigkeit*, *Urbanisierung* und *Einkommensungleichheit* – ausgedrückt durch den *Gini-Koeffizienten* – Pull-Faktoren sind, kann *städtische Armut* abermals als Counter-Pull-Faktor betrachtet werden.

### 3. Kausalitätsanalyse provinzieller Migration in China

Die Ausführungen des vorherigen Kapitels veranschaulichen, dass die modernen urbanen Gebiete mit ihren Einkommens- und Beschäftigungsmöglichkeiten das bevorzugte Ziel von Migranten sind. Die Ergebnisse zu den Armut- und Ungleichheitsindikatoren (Neue Ökonomie der Arbeitsmigration) verdeutlichen, dass ‚städtische Armut‘ Migranten zwar abschreckt, dennoch scheinen viele aber auch die Chancen zu sehen, welche sich ihnen in den urbanen Zentren eröffnen. Da erwartet wird, dass bis 2025 mehr als 243 Millionen weitere Migranten in die städtischen Regionen wandern (MGI, 2008), wird die chinesische Politik vor die herausfordernde Aufgabe gestellt, geeignete Maßnahmen zu ergreifen, um die Migrationsströme zu steuern.

Da die bisherigen Betrachtungen eindimensionaler Natur sind, ist die Interpretationskraft eingeschränkt. Obwohl die Literatur argumentiert, dass nicht nur ein einseitiger Zusammenhang zwischen wirtschafts- und gesellschaftspolitischen Variablen sowie Migration besteht (vgl. Zhang & Song, 2003), beschränken sich viele Studien auf Korrelationsanalysen oder Regressionsmodelle mit gewöhnlich eindimensionalem Fokus (vgl. bspw. Zhu, 2002a; Bao et al., 2009). Allerdings ist gerade die zweiseitige Betrachtung interessant, um herauszufinden, welche Variablen die Migration antreiben und inwieweit die Migration selbst andere Variablen beeinflusst. Durch eine Kausalitätsanalyse sollen deshalb im Folgenden die Erkenntnisse des vorangegangenen Kapitels erweitert werden. Dabei stehen die Determinanten des traditionellen Migrationsansatzes (Harris/Todaro, 1970) im Fokus: Dies sind die Variablen *Urbanisierung*, *Arbeitslosigkeit* und *Einkommen*. Die im zweiten Kapitel verwendeten Armut- und Ungleichheitsvariablen werden aufgrund fehlender Zeitreihen nicht untersucht.

Da die Situation der provinziellen Migration in China bereits im zweiten Kapitel eingehender erläutert wurde (vgl. Paragraph 2.1), werden die stilisierten Fakten im nächsten Abschnitt nur kurz dargestellt. Im zweiten Teil folgt eine Darstellung zum Stand der Forschung, während im dritten Abschnitt der Datensatz und die Inferenzmethoden eingehender beschrieben werden. Die empirischen Ergebnisse werden im vierten Teil vorgestellt, bevor im fünften Abschnitt eine Zusammenfassung erfolgt.

### 3.1 Stilisierte Fakten provinzieller Migration 1997-2008

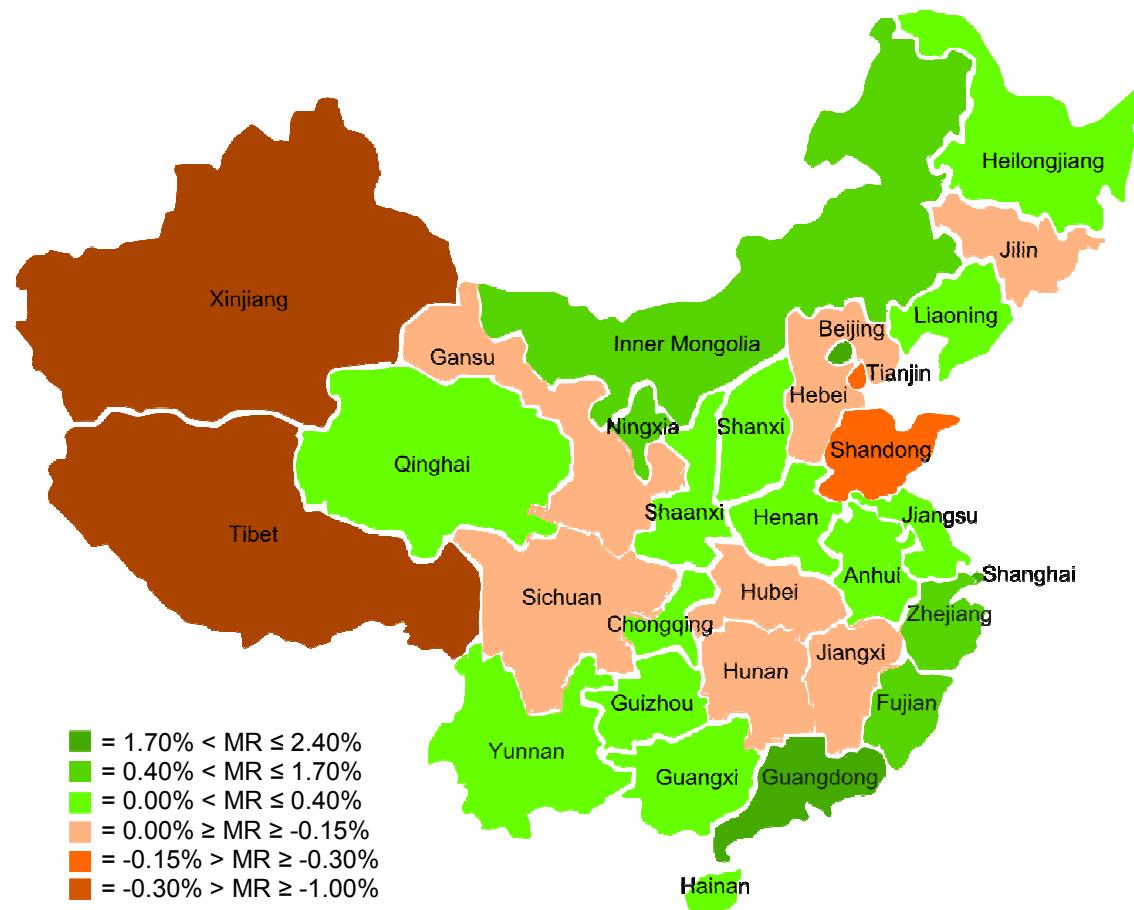
Zur Durchführung der nachfolgenden Kausalitätsanalyse ist im Gegensatz zur vorherigen linearen Regression ein Zeitreihendatensatz erforderlich. Dieser vom zweiten Kapitel abweichende Migrationsdatensatz wird durch Tab. 17 (Abschnitt 3.3) und Abb. 4 veranschaulicht. Der verwendete Datensatz enthält sowohl inter- als auch intra-provinzielle Migranten. Eine getrennte Ausweisung ist nicht möglich.

Ein Vergleich der Abb. 1 und 4 zeigt, dass sich die Migrationssituation zwischen 2000 und 1997-2008 leicht verändert hat.<sup>35</sup> Die östlichen Provinzen, besonders Beijing, Shanghai und Guangdong, sind allerdings nach wie vor das Ziel der meisten Migranten. Doch gewinnen auch einige innere Provinzen Migranten hinzu. Dennoch sind die meisten westlichen und zentralen Provinzen im Vergleich zum Osten nicht die bevorzugten Zuwanderungsprovinzen.

---

<sup>35</sup> Abb. 4 enthält im Vergleich zu Abb. 1 auch intra-provinzielle Migranten.

**Abbildung 4 – Durchschnittliche inter- und intra-provinzielle Migrationsrate (MR) im Verhältnis zur provinziellen Gesamtbevölkerung 1997-2008**



#### Anmerkungen:

- Die Karte zeigt die durchschnittliche inter- und intra-provinzielle Migrationsrate im Verhältnis zur provinziellen Gesamtbevölkerung 1997-2008. Die Migrationsrate ist definiert als die jährliche prozentuale Veränderungsrate der Bevölkerungsteile, die einen Registrierungsstatus abweichend vom Heimatort haben. Der illustrierte Datensatz ist auch die Berechnungsgrundlage für das spätere Kausalitätsmodell in diesem Kapitel.
- Die Datenskalierung ist bewusst nicht symmetrisch vorgenommen worden, um auf Grundlage der vorliegenden Daten sinnvoll abgrenzbare Cluster darzustellen.

Quelle: *China Statistical Yearbook 1997-2009*, NBS China; eigene Darstellung

## 3.2 Stand der Forschung

Die Diskussion im zweiten Kapitel stellt heraus, dass viele Studien gemäß dem traditionellen Ansatz von Harris und Todaro (1970) einen kausalen Zusammenhang zwischen höheren Löhnen sowie besseren Beschäftigungsbedingungen und der Motivation, zu migrieren, herstellen.<sup>36</sup>

<sup>36</sup> Vgl. Shen, 1999; Seeborg, Jin & Zhu, 2000; Zhu, 2002a, 2002b; Lin, Wang & Zhao, 2004; Zhang & Song, 2003; Fan, 2005.; ten Raa & Pan, 2005

Obwohl die Beziehungen zwischen wirtschaftlichen Bedingungen und Migrationsströmen nicht nur eindimensional sind, wenden die meisten Studien dennoch nur Korrelationsanalysen oder Regressionsmodelle an, die gewöhnlich einen einseitigen Fokus haben. Mit solchen Analysen ist es kaum möglich, alternative Hypothesen bezüglich kausaler Abhängigkeiten aufzustellen. Migration wird einerseits von einer Reihe verschiedenster ökonomischer Variablen – wie bspw. Urbanisierung, Beschäftigung oder Pro-Kopf-Einkommen – beeinflusst, hat anderseits aber auch selbst einen entscheidenden Einfluss auf eben diese Einflussgrößen. Deshalb mag die Anwendung von Granger-Kausalitätstests einen besseren Einblick in die Interdependenz von Migrations- und ökonomischen Variablen geben. Allerdings lassen sich hierzu kaum entsprechende Untersuchungsergebnisse finden. Dies scheint dabei weniger ein Problem adäquater Methodik als der Verfügbarkeit von Daten für entsprechende Analysen zu sein. Da dies kein China-spezifisches Problem ist, lässt sich generell wenig Literatur zu Kausalitätszusammenhängen zwischen Migration, Urbanisierung, Beschäftigung und Einkommen finden.

Außerhalb von China war Steinnes (1978) einer der ersten, der Granger-Kausalität zwischen verschiedenen Migrationsvariablen in den USA untersuchte. Er fand einen eindimensionalen Zusammenhang, welcher von Migration in Richtung Beschäftigung führt („Die Beschäftigung folgt den Menschen“). Im Gegensatz dazu zeigen die Resultate von Gruidl und Pulver (1991) für zehn US-amerikanische Bundesstaaten, dass ein Wechsel der Beschäftigung die Nettomigration positiv beeinflusst und nicht umgekehrt. Des Weiteren haben relative Löhne einen Granger-kausalen Einfluss auf die Beschäftigung. Greasley et al. (2000) stellen fest, dass Immigration Australiens Reallöhne leicht erhöhte, in Kanada jedoch reduzierte. Ben-Porath (2000) hat einen signifikanten kausalen Zusammenhang von Immigration zu ökonomischem Wachstum bis in die Mitte der 1960er Jahre in Israel gefunden. Danach stagnierten sowohl das Bevölkerungs- als auch das Produktivitätswachstum. Weinhold und Reis (2001) argumentieren in ihrer Studie über Brasilien, dass wachsende Bevölkerung auch nach besserer Infrastruktur verlangt. Sie konnten nicht bestätigen, dass die Bereitstellung urbaner Infrastruktur zu weniger ländlicher Bevölkerung führt.

Narayan und Smyth (2003, 2005 und 2006) untersuchten kausale Zusammenhänge zwischen Einkommen, Arbeitslosigkeit und Migration auf den Fiji-Inseln. In ihrem ersten Aufsatz über die Migration zwischen Fiji und Neuseeland argumentieren sie, dass auf lange Sicht nur das Arbeitslosigkeitsdifferenzial zwischen den beiden Ländern statistisch signifikant ist. Der Lebensstandard und Reallohdifferenziale sind über alle Spezifikationen statistisch insignifikant. In ihrer zweiten Studie, in der sie nur Fiji

untersuchen, zeigt sich, dass Demokratie und Auswanderung das reale Wirtschaftswachstum in Fiji langfristig positiv bzw. negativ beeinflussen. Der dritte Aufsatz, welcher die Migration zwischen Fiji und den USA analysierte, macht deutlich, dass Unterschiede im realen Einkommen, Unterschiede in der Stärke der Politik und die Anzahl an Ärzten sowie die Kosten für Mobilität und politische Instabilität langfristig statistisch signifikant sind. Auf kurze Sicht gelten – mit der Ausnahme der Einkommensstufen – die gleichen Variablen, um Migrationsverhalten zu erklären.

Folgt man den obigen Ausführungen zeigt sich, dass bessere wirtschaftliche Rahmenbedingungen anderer Länder bzw. Regionen Migration dorthin begünstigen. Die Migration selbst hat in Teilen auch positiven Einfluss auf das ökonomische Wachstum. Für China lässt sich lediglich eine Studie finden, welche die Verbindung zwischen wirtschaftlicher Entwicklung und Migration beleuchtet. Zhang und Song (2003) untersuchten im Rahmen eines Standard-Granger-Kausalitätstests für den Zeitraum 1978-1999, wie sich das reale Pro-Kopf-Einkommen und Migration zueinander verhalten. Sie kommen zu dem Ergebnis, dass der nationale Migrationsstrom im Untersuchungszeitraum ein Ergebnis von Chinas rascher wirtschaftlichen Entwicklung gewesen ist und nicht umgekehrt.

### 3.3 Datensatz und Inferenzmethoden

#### 3.3.1 Datensatzbeschreibung

Die Daten zur Analyse des kausalen (wechselseitigen) Zusammenhangs zwischen Migration und den entsprechenden ökonomischen Variablen werden nun detaillierter vorgestellt. Die provinzielle *Migrationsrate* wird als Differenz der Bevölkerung mit einem vom Heimatort abweichenden Registrierungsstatus von einem Jahr zum nächsten in Bezug auf die provinzielle (Gesamt-)Bevölkerung berechnet. Somit erhält man die jährliche Veränderungsrate (%) der *inter- und intra-provinziellen Migration* der jeweiligen Provinz.<sup>37</sup> Eine Trennung dieser beiden Gruppen erlaubt der Datensatz nicht.

---

<sup>37</sup> Zur Durchführung der Kausalitätsanalyse sind längere Zeitreihen unabdingbar. Da jedoch derartige Migrationsdaten von offizieller Seite in der Literatur nicht erhältlich sind, wurde die Migrationsrate über den Registrierungsstatus näherungsweise berechnet. Bezüglich der Problematik der Datenverfügbarkeit sei auf den Abschnitt 2.4 verwiesen.

Die weiteren Variablen zur Untersuchung der Kausalität sind:<sup>38</sup>

- 1) *Urbanisierung* – Gesamtausgaben für Immobilienentwicklung (10.000 Yuan)<sup>39</sup>
- 2) *Arbeitslosenrate* – Städtisch registrierte arbeitslose Personen (%)<sup>40</sup>
- 3) *Einkommen* – Verfügbares Pro-Kopf-Einkommen städtischer Haushalte (Yuan)<sup>41</sup>

Die obigen Daten sind weitestgehend direkt aus den *China Statistical Yearbooks 1997-2009* entnommen worden.<sup>42</sup> Da Zahlen zur Bevölkerung, die eine abweichende Registrierung von ihrem Heimatort aufweist, für das Jahr 2000 und provinzielle Arbeitslosigkeit für 1997-2000 nicht über das *China Statistical Yearbook* verfügbar sind, stammen diese Daten aus dem *Population Census 2000* bzw. dem *China Compendium of Statistics 1950-2004*. In den letzten drei Variablen sind keine Migranten enthalten.

Um die Zeitreihen zu glätten und annähernd normalverteilte Werte zu erhalten, wurden alle Daten – mit der Ausnahme von Migration (umfasst auch negative Werte) – logarithmiert. Obwohl China 31 Provinzen hat, basieren die Berechnungen nur auf 28, da zur Arbeitslosigkeit in Tianjin, Anhui und Tibet nur eingeschränktes Zahlenmaterial vorliegt. Alle Daten basieren auf den Jahren 1997-2008.

Die verwendeten Daten, welche nach östlichen, zentralen und westlichen Provinzen gruppiert sind, werden in Tab. 17 zusammengefasst. Grundsätzlich wäre auch eine Sortierung der Daten nach Einkommen oder nach Ein- bzw. Auswanderungsprovinzen möglich. Da jedoch der Osten ökonomisch gesehen die erfolgreichste Region darstellt und die meisten Migranten anzieht, wurden die Daten nach geographischen Regionen aufgestellt. Um die Datenzusammenstellung und die Besonderheit der geographischen Dreiteilung weiter zu veranschaulichen, können sämtliche Daten zusätzlich den Abb. 5-7 entnommen werden.

---

<sup>38</sup> Die Variablen, welche in diesem und dem vorherigen bzw. nachfolgendem Kapitel genutzt werden, können zusätzlich auch dem Anhang A 1 entnommen werden.

<sup>39</sup> Die Variable ‚Urbanisierung‘ (Anteil der urbanen Bevölkerung in der jeweiligen Provinz) des zweiten Kapitels kann nicht genutzt werden, da durchgängige Zeitreihen nicht für alle Provinzen verfügbar sind. Die obige Variable wird alternativ für besonders geeignet erachtet, weil sie die Dynamik einer sich entwickelnden Ökonomie gut abbildet. Des Weiteren werden für den Immobilienbau ungelernte Arbeiter benötigt, besonders Migranten.

<sup>40</sup> Die exakte Berechnungsmethode kann der Datenquelle nicht entnommen werden.

<sup>41</sup> Die Variable ‚Durchschnittslohn‘, welche im vorherigen Kapitel verwendet wurde, ist auch hier getestet worden. Allerdings ist ein kausaler Zusammenhang für keine Provinz zu beobachten. Von daher wird das verfügbare Pro-Kopf-Einkommen genutzt, da eine starke Tendenz von Land-Stadt-Wanderung zu beobachten ist und folglich das städtische Einkommen für Migranten von besonderem Interesse ist. Weitere Erläuterungen zur Variable folgen im Abschnitt 3.4.3.3.

<sup>42</sup> Das *China Statistical Yearbook* weist keine Daten auf, die weiter zurückgehen.

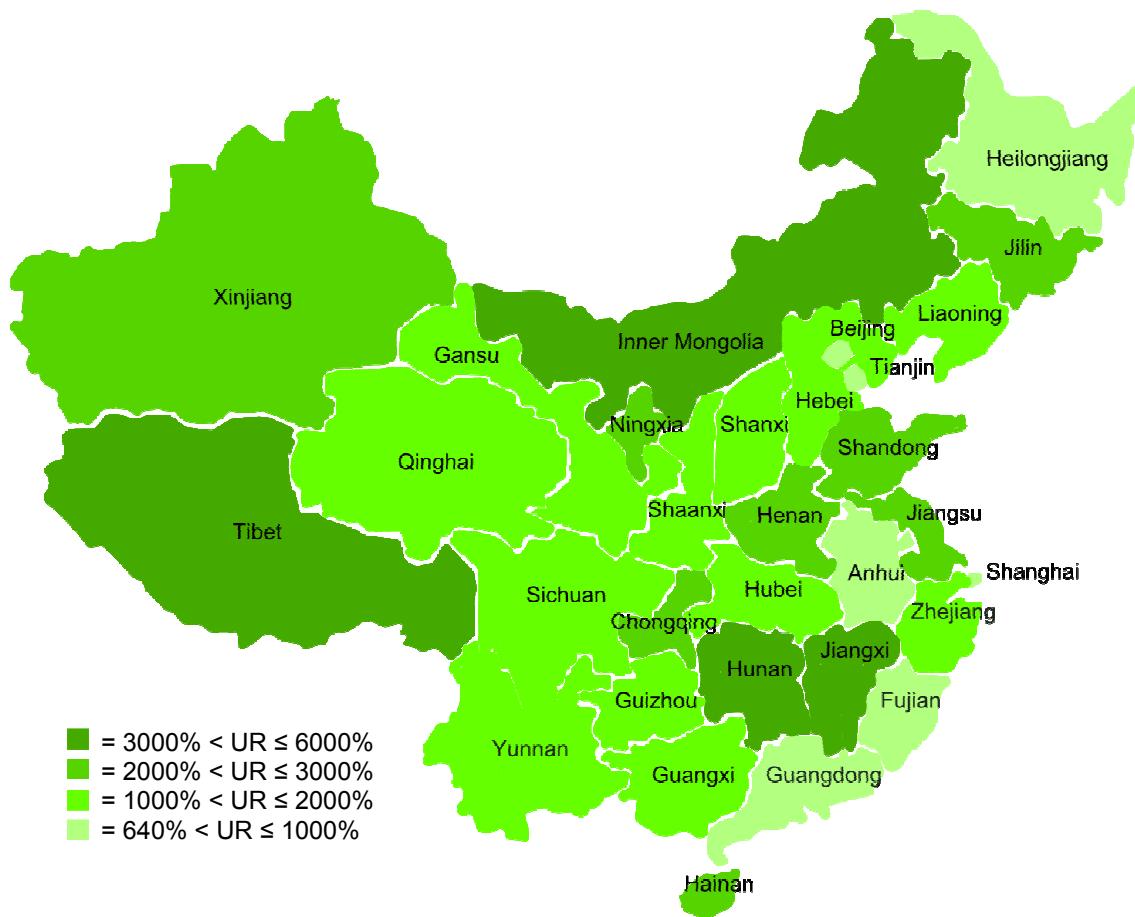
**Tabelle 17 – Deskriptive Datenzusammenfassung (1997-2008)**

<b>Provinz</b>	<b>Migrationsrate</b>	<b>Urbanisierung</b>	<b>Arbeitslosenrate</b>	<b>Einkommen</b>
Beijing	2,39	967,10	1,32	316,45
Hebei	0,00	1722,20	3,34	271,06
Liaoning	0,08	1237,54	4,66	318,56
Shanghai	1,75	642,43	3,99	316,09
Jiangsu	0,31	2174,38	3,37	324,00
Zhejiang	0,98	1208,43	3,61	308,84
Fujian	0,70	812,45	3,38	292,36
Shandong	-0,16	2459,83	3,38	314,12
Guangdong	1,83	649,52	2,61	230,48
Guangxi	0,05	1537,40	3,89	276,81
Hainan	0,29	2878,55	3,39	259,96
<b>Ost (Ø)</b>	<b>0,75</b>	<b>1480,89</b>	<b>3,36</b>	<b>293,52</b>
Shanxi	0,10	1409,71	2,77	328,80
Inner Mongolia	0,49	5992,54	3,85	365,87
Jilin	-0,07	2134,79	3,70	306,15
Heilongjiang	0,23	928,45	3,93	283,11
Jiangxi	-0,10	3377,45	3,17	316,03
Henan	0,04	2777,66	2,98	323,21
Hubei	-0,12	1586,88	3,95	281,46
Hunan	-0,02	3212,74	4,05	265,29
<b>Zentral (Ø)</b>	<b>0,07</b>	<b>2677,53</b>	<b>3,55</b>	<b>308,74</b>
Chongqing	0,00	2348,55	3,86	269,93
Sichuan	-0,03	1444,21	4,19	265,23
Guizhou	0,07	1859,26	3,97	264,72
Yunnan	0,17	1491,88	3,55	238,39
Shaanxi	0,11	1953,05	3,48	321,34
Gansu	-0,05	1139,08	3,18	305,35
Qinghai	0,22	1941,37	3,32	291,06
Ningxia	0,43	2521,54	4,48	337,06
Xinjiang	-0,32	2309,06	3,78	235,97
<b>West (Ø)</b>	<b>0,07</b>	<b>1889,78</b>	<b>3,76</b>	<b>281,01</b>

Anmerkungen:

- Alle Daten sind Prozentwerte. Migration ist berechnet als die jährliche durchschnittliche Wachstumsrate im Zeitraum 1997-2008. Urbanisierung und Einkommen sind dargestellt als Wachstumsraten zwischen dem Jahr 1997 und 2008. Die Arbeitslosenrate ist die durchschnittliche Arbeitslosenrate im Zeitraum 1997-2008.
- Die Durchschnittswerte für Ost, Zentral und West sind nur einfache und keine gewichteten Durchschnitte.

**Abbildung 5 – Provinzielle Wachstumsrate der Urbanisierung (UR) im Zeitraum 1997-2008**

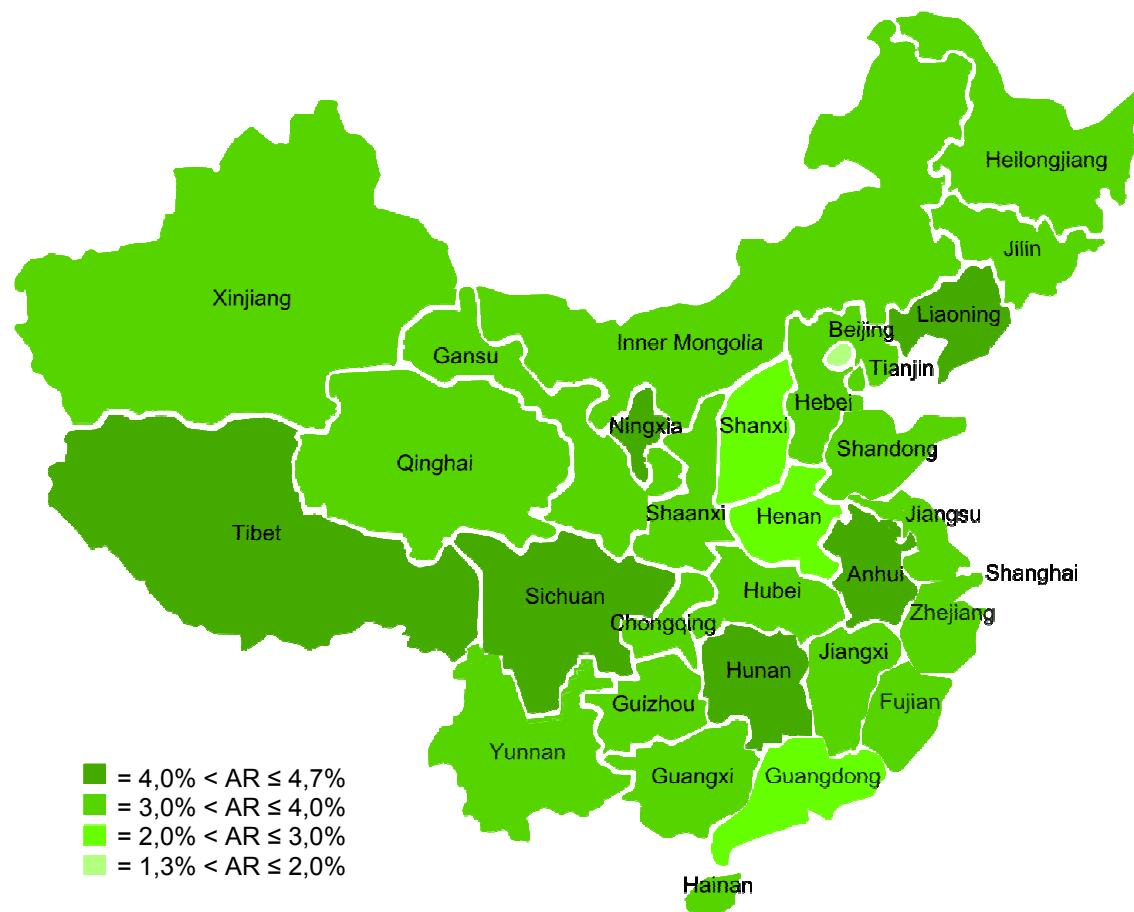


Anmerkungen:

- Für Anhui beziehen sich die Daten nur auf den Zeitraum 1997-2004.
- Die Datenskalierung ist bewusst nicht symmetrisch vorgenommen worden, um auf Grundlage der vorliegenden Daten sinnvoll abgrenzbare Cluster darzustellen.

Quelle: *China Statistical Yearbook 1997-2009*, NBS China; eigene Darstellung

**Abbildung 6 – Durchschnittliche provinzielle Arbeitslosenrate (AR) im Zeitraum  
1997-2008**

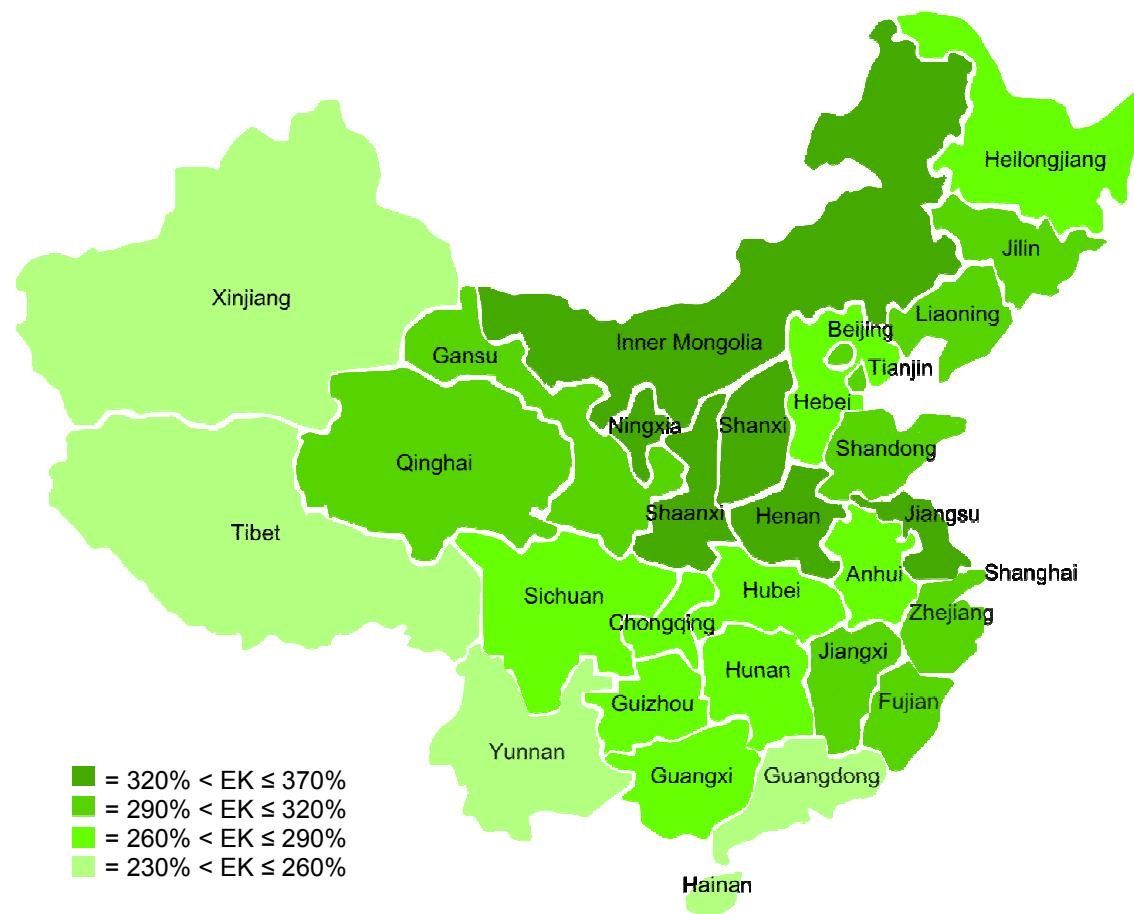


Anmerkungen:

- Für Tianjin und Anhui beziehen sich die Daten nur auf den Zeitraum 1999-2008 bzw. 2001-2008. Für Tibet sind die Daten aus den Jahren 2002 und 2004 ermittelt worden.
- Die Datenskalierung ist bewusst nicht symmetrisch vorgenommen worden, um auf Grundlage der vorliegenden Daten sinnvoll abgrenzbare Cluster darzustellen.

Quelle: *China Statistical Yearbook 1997-2009*, NBS China; eigene Darstellung

**Abbildung 7 – Provinzielle Wachstumsrate des Einkommens (EK) im Zeitraum 1997-2008**



Anmerkungen:

- Für Tibet beziehen sich die Daten nur auf den Zeitraum 1999-2008.
- Die Datenskalierung ist bewusst nicht symmetrisch vorgenommen worden, um auf Grundlage der vorliegenden Daten sinnvoll abgrenzbare Cluster darzustellen.

Quelle: *China Statistical Yearbook 1997-2009*, NBS China; eigene Darstellung

Es wird deutlich, dass die östlichen Provinzen im Durchschnitt die niedrigsten Arbeitslosenraten aufweisen. Während das Einkommenswachstum auf einem hohen Niveau ist, ist die Wachstumsrate der Urbanisierung im Vergleich zu den zentralen und westlichen Provinzen eher moderat. Dennoch zieht der Osten die meisten Migranten an. Obwohl Zentralchina die höchsten Einkommens- und Urbanisierungszuwächse aufweist, verliert es dennoch Einwohner. Das gleiche gilt für Westchina. In allen Kategorien – außer bei Urbanisierung – stellt der Westen das Schlusslicht dar.

### 3.3.2 Granger-Kausalitätsverfahren

Die Methode, welche sich in den letzten 40 Jahren am stärksten durchgesetzt hat, um die Natur kausaler Zusammenhänge zwischen zwei Variablen zu untersuchen, ist die von Granger (1969). Obwohl sie ursprünglich entworfen wurde, um Paare längerer Zeitreihen zu untersuchen, wird sie auch zunehmend für Time Series Cross-Section (TSCS)-Daten genutzt.<sup>43</sup> TSCS-Modelle bieten eine Reihe von Vorteilen gegenüber separaten Analysen von Zeitreihendaten durch Querschnitte (Hood III, Kidd & Morris, 2008): Erstens, TSCS-Daten enthalten mehr Informationen und erlauben erheblich mehr Flexibilität sowie Variabilität bezüglich der Modellierung des Verhaltens von Querschnittseinheiten im Vergleich zu gewöhnlichen Zeitreihenanalysen (Greene, 2003; Gujarati, 2003; Baltagi, 2008). Zweitens, der TSCS-Rahmen erlaubt die analytische Einbeziehung von erheblich mehr Beobachtungen (mehr Freiheitsgraden) als vergleichbare Analysen individueller Zeitreihen (Gujarati, 2003; Baltagi, 2008; Hood III, Kidd & Morris, 2008). Und drittens sind – was für die folgende Analyse von größter Bedeutung ist – TSCS-Granger-Tests aufgrund der steigenden Anzahl der Freiheitsgrade und der reduzierten Kollinearität zwischen den erklärenden Variablen effizienter als gewöhnliche Granger-Tests (Hurlin und Venet, 2001).

Neben diesen Vorteilen muss jedoch beachtet werden, dass das Verfahren die ungünstige Annahme von kausaler Homogenität mit sich bringt. Es kann bspw. geschlossen werden, dass ein kausaler Zusammenhang für alle Querschnittseinheiten vorliegt, obwohl dieser nur für eine Teilmenge gilt. Des Weiteren könnte das Vorliegen eines kausalen Zusammenhangs für eine komplette Gruppe an Beobachtungen abgelehnt werden, auch wenn eine Untergruppe des Datensatzes tatsächlich einen hypothetischen kausalen Zusammenhang manifestiert (Hood III, Kidd & Morris, 2008). Es wird offensichtlich, dass ungetestete Annahmen über die Spezifikation eines TSCS-Modells oftmals zu recht fragwürdigen Ergebnissen führen können (vgl. Beck, 2007; Wilson & Butler, 2007).

Die Anwendung konventioneller Granger-Tests mit TSCS-Daten bringt zwei wichtige Aspekte hervor, die sich beide mit potenzieller Heterogenität der individuellen Querschnitte beschäftigen. Erstens ist eine Form der Querschnittsvariation aufgrund der charakteristischen Achsenabschnitte gegeben. Diesem Variationstyp kann mit einem Fixed-Effects-Modell begegnet werden. Der zweite, definitiv problematischere Typ der Heterogenität – kausale Variation zwischen den Querschnittseinheiten – verlangt eine

<sup>43</sup> Die Begriffe TSCS und Panel werden in der nachfolgenden Analyse synonym verwendet. In den Politikwissenschaften werden sie häufig getrennt, da Panel-Daten mehr Querschnittseinheiten als Zeitperioden und TSCS-Daten mehr Zeitperioden als Querschnittseinheiten beschreiben sollen. Auf diese begriffliche Trennung wird hier verzichtet. In der Folge dominiert der Begriff TSCS, da die Analyse auf Hurlin und Venet (2001) beruht, die in ihren Analysen von TSCS-Daten sprechen.

komplexere analytische Antwort. Bisher wurde dieser Typ der Heterogenität in TSCS-vektorautoregressiven Modellen von Autoren wie Hsiao (1986) sowie Holtz-Eakin, Newey und Rosen (1988) weitestgehend ignoriert.

Hurlin und Venet (2001) adressieren in ihrer Arbeit genau diesen Typ der Heterogenität. Sie haben eine Methode entwickelt, um die Natur kausaler Prozesse (homogen versus heterogen) innerhalb eines TSCS-Modells zu untersuchen. Es ist eine Erweiterung des Standard-Granger-Modells und eignet sich insbesondere für Paneldaten mit einer überschaubaren Anzahl an Querschnittseinheiten ( $i < 50$ ) und langen Zeitperioden ( $t > 10$ ), um zeitliche Dynamik zu modellieren.

Der vorliegende Datensatz ist mit 28 Provinzen und 12 Zeitperioden für das obige Modell besonders geeignet. Deshalb basiert die folgende empirische Analyse des kausalen Zusammenhangs zwischen provinzieller *Migration* und *Urbanisierung*, *Arbeitslosigkeit* sowie *Einkommen* auf Hurlin und Venet (2001), um die kausale Beziehung zwischen statistischen Einheiten in einem TSCS-Modell zu bewerten.

Die analytischen Ergebnisse fußen somit auf dem folgenden Modell

$$y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^p \gamma^{(k)} y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^p \beta_i^{(k)} x_{i,t-k} + v_{i,t} \quad (3.1)$$

mit jeder der Querschnittseinheiten  $i = 1, \dots, N$  (Provinzen) und für alle Zeitperioden  $t = 1, \dots, T$ . Folglich erhält man ein TSCS-Modell mit verzögerten Werten der abhängigen Variable ( $y_{i,t-k}$ ), verzögerten Werten der unabhängigen Variable ( $x_{i,t-k}$ ) und einem Fehlerterm  $v_{i,t}$ . Die autoregressiven Koeffizienten werden durch  $\gamma^{(k)}$  repräsentiert, die Regressionskoeffizienten durch  $\beta_i^{(k)}$  und die fixen Effekte durch  $\alpha_i$ <sup>44</sup>. Schließlich gibt  $p$  die Anzahl der lags (Verzögerungen) an. Um ausreichende Freiheitsgrade zu erhalten, haben Hurlin und Venet (2001) für die Modellschätzung zwei Bedingungen definiert:

- 1)  $\gamma_i^{(k)} = \gamma^{(k)}$  sind konstant für alle  $i = 1, \dots, N$
- 2)  $\beta_i^{(k)} = \beta_i$  werden als konstant für alle  $k = 1, \dots, p$  angenommen

Folglich ist eine Variation der autoregressiven Koeffizienten von Provinz zu Provinz durch die erste Bedingung ausgeschlossen. Die zweite Bedingung stellt sicher, dass eine Variation der Regressionskoeffizienten von Zeitperiode zu Zeitperiode ebenfalls

---

<sup>44</sup> Die Konstante im Standard-Regressionsmodell entfällt hier und wird durch die provinzspezifischen Achsenabschnitte (fixe Effekte) ersetzt, um Multikollinearität zu vermeiden. Die fixen Effekte werden anhand von least square dummy variables (LSDV) geschätzt.

ausgeschlossen wird. Während die autoregressiven Steigungskoeffizienten für alle Provinzen gleich sind, können die Regressionskoeffizienten über die individuellen Provinzen variieren. Die Schätzung der Modellparameter wird gemäß der Empfehlung von Beck und Katz (1995) mit OLS vorgenommen.

Die Methodik von Hurlin und Venet (2001), welche u.a. von Hood III, Kidd und Morris (2008) zur Untersuchung kausaler Heterogenität in TSCS-Daten angewendet wurde, erfordert einige sequentielle *F*-Tests. Zunächst wird das Vorliegen eines generellen kausalen Zusammenhangs getestet. Wenn dieser Test signifikant ist, wird in einem weiteren Test die Natur der Kausalität (homogen vs. heterogen) analysiert. Sofern das zuvor beschriebene Verfahren standhält, wird abschließend auf gruppenspezifische Kausalität getestet. Aufgrund der kurzen Zeitreihe von 12 Jahren wird nur ein lag von *t*-1 für die *F*-Statistiken zugelassen, um nicht zu viele Freiheitsgrade – und folglich Informationen – zu verlieren (vgl. Beck & Katz, 1995).

## 3.4 Empirische Ergebnisse

### 3.4.1 Stationarität

Bevor mit den TSCS Granger Tests gestartet wird, werden die Zeitreihendaten auf Stationarität überprüft. Dies ist notwendig, da Modelle mit nicht-stationären Variablen die Tendenz haben, Scheinregression (spurious regressions) aufzuweisen. Die gewöhnlichen Teststatistiken (*t*, *F* und  $R^2$ ) sind dann nicht mehr zuverlässig (vgl. z.B. Granger & Newbold, 1974; Stock & Watson, 1989). Durch Differenzenbildung kann jedoch erreicht werden, dass eine nicht-stationäre Variable stationär wird (Granger, 1986). Zur Untersuchung der Stationarität werden die drei folgenden Einheitswurzeltest-Verfahren (unit-root tests) angewendet, welche für die Analyse von TSCS-Daten besonders geeignet sind:

- 1) Levin-Lin-Chu-Test (2002)
- 2) Im-Pesaran-Shin-Test (2003)
- 3) Fisher-Verfahren (Choi, 2001)

Zur Veranschaulichung der Testverfahren wird ein einfaches Paneldaten-Modell genutzt:

$$y_{it} = \rho_i y_{i,t-1} + \gamma_i z'_{it} + \nu_{it} \quad (3.2)$$

wobei  $i = 1, \dots, N$  die Querschnittseinheiten und  $t = 1, \dots, T_i$  die Zeitperioden sind sowie  $y_{it}$ , die Variable, welche gestestet wird, und  $v_{it}$  ein stationärer Fehlerterm ist. Der Term  $z_{it}$  gibt drei Ausprägungen wieder: panel-spezifische arithmetische Mittel (fixe Effekte), panel-spezifische arithmetische Mittel und einen Zeittrend oder überhaupt nichts. Dies ist abhängig von der Spezifikation des Modells. Falls  $z_{it} = 1$  ist, repräsentiert der Term  $\gamma_i z'_{it}$  panel-spezifische arithmetische Mittel. Sofern  $z'_{it} = (1, t)$  ist, gibt  $\gamma_i z'_{it}$  panel-spezifische arithmetische Mittel und lineare Zeittrends wieder. Während der Levin-Lin-Chu-Test ein balanciertes Panel verlangt ( $T_i = T$  für alle  $i$ ), erlauben der Im-Pesaran-Shin-Test und das Fisher-Verfahren nicht balancierte Panels (Baltagi, 2008; Stata, 2009).

Panel-Einheitswurzeltests werden genutzt, um die Null-Hypothese  $H_0: \rho_i = 1$  für alle  $i$  gegen die Alternativhypothese  $H_1: \rho_i < 1$  zu testen. Je nach Test ist  $H_1$  für ein, einen Teil oder alle  $i$  gültig. Gewöhnlich wird die Gleichung 3.2 auch wie folgt dargestellt:

$$\Delta y_{it} = \phi_i y_{i,t-1} + \gamma_i z'_{it} + v_{it} \quad (3.3)$$

Hierbei ist  $\Phi_i = (\rho_i - 1)$  und  $\Delta$  ist der Operator erster Ordnung.

Die Einheitswurzeltests testen die Null-Hypothese  $H_0: \Phi_i = 0$  für alle  $i$  gegen die Alternativhypothese  $H_1: \Phi_i < 0$  (Baltagi, 2008; Stata, 2009).

### 3.4.1.1 Levin-Lin-Chu-Test

Der Ausgangspunkt für das Modell von Levin, Lin und Chu (2002) ist die Gleichung 3.3 mit der Einschränkung, dass alle Panels einen gemeinsamen autoregressiven Parameter haben. In einem Modell wie 3.2 ist  $v_{it}$  anfällig für serielle Korrelation. Um dieses Problem zu umgehen, haben Levin, Lin und Chu zusätzliche lags ( $p$ ) der abhängigen Variable eingeführt:

$$\Delta y_{it} = \phi y_{i,t-1} + \gamma_i z'_{it} + \sum_{k=1}^p \theta_{ik} \Delta y_{i,t-k} + v_{it} \quad (3.4)$$

Der Test von Levin, Lin und Chu nimmt an, dass  $v_{it}$  über alle Panels unabhängig verteilt ist und einem stationären umkehrbaren, autoregressiven, gleitenden Durchschnitte-Prozess (moving average) für jedes Panel folgt. Sofern ausreichende lags in Gleichung 3.4 integriert werden, wird  $v_{it}$  white noise sein. Der Test verlangt nicht, dass  $v_{it}$  die gleiche Varianz über alle Panels hat (Baltagi, 2008; Stata, 2009)

Bei Gültigkeit der Nullhypothese ist  $y_{it}$  nicht stationär, so dass die t-Statistik für  $\phi$  einer Standard-OLS-Regression eine Nicht-Standard-Verteilung haben wird. Dies ist in Teilen von der Spezifikation von  $z_{it}$  abhängig (Baltagi, 2008; Stata, 2009). Darüber hinaus führt die Integration eines Fixed-Effects-Terms in ein dynamisches Modell wie 3.4 dazu, dass die OLS-Schätzung von  $\phi$  einen Bias gegen Null hat (vgl. Nickell, 1981). Die Methode von Levin, Lin und Chu führt zu einer um den Bias angepassten t-Statistik, welche eine asymptotische Normalverteilung hat (Baltagi, 2008; Stata, 2009).

Levin, Lin und Chu (2002) raten, ihren Test bei Panels mit ‚überschaubarer‘ Größe anzuwenden. Es wird von 10 bis 250 Panels mit 25 bis 250 Beobachtungen pro Panel ausgegangen. Baltagi (2008) ergänzt, dass die Anforderung  $N/T \rightarrow 0$  impliziert, dass  $N$  im Verhältnis zu  $T$  recht klein sein sollte.

### 3.4.1.2 Im-Pesaran-Shin-Test

Während das vorherige Testverfahren einen gemeinsamen autoregressiven Parameter  $\rho$  erwartet, wird diese Annahme bei Im, Pesaran und Shin (2003) gelockert. Das Verfahren verlangt keinen balancierten Datensatz, allerdings dürfen keine Lücken im Panel sein. Ausgangspunkt des Tests ist die Gleichung 3.3.

Hierbei ist  $\phi$  panel-spezifisch, indexiert durch  $i$ , wohingegen in Gleichung 3.4  $\phi$  konstant ist. Im, Pesaran und Shin (2003) gehen davon aus, dass  $v_{it}$  für alle  $i$  und  $t$  unabhängig normal-verteilt ist. Des Weiteren wird erlaubt, dass  $v_{it}$  heterogene Varianzen  $\sigma^2_i$  über alle Panel hat.

Ein wichtiger Unterschied zwischen dem Verfahren von Levin, Lin und Chu sowie dem von Im, Pesaran und Shin ist, dass Gleichung 3.3 für jedes Panel bei letzteren separat angepasst wird und die resultierenden t-Statistiken gemittelt werden. Beim Verfahren von Levin, Lin und Chu werden die Daten zunächst gepoolt und es wird eine Teststatistik basierend auf den gepoolten Regressionsergebnissen berechnet (Maddala & Wu, 1999). Gemäß der Nullhypothese, dass alle Panels eine Einheitswurzel haben, ist  $\phi_i = 0$  für alle  $i$ . Die Alternative ist, dass die Panels, welche einem stationären Prozess folgen, nicht Null sind. Somit tendiert  $N$  gegen unendlich.  $N_1/N$  nährt sich einem Nicht-Nullwert an, wobei  $N_1$  die Anzahl der Panels ist, die stationär ist.

### 3.4.1.3 Fisher-Verfahren

Zuletzt soll das Fisher-Verfahren vorgestellt werden, welches u.a. von den Autoren Maddala und Wu (1999) sowie Choi (2001) favorisiert wird. Der Test stellt sich wie folgt dar:

$$P = -2 \sum_{i=1}^N \ln prob_i \quad (3.5)$$

Dieser Test kombiniert die Signifikanzwerte von Einheitswurzeltests für jeden Querschnitt  $i$ , um einen gemeinsamen Test zu erhalten, wodurch entschieden wird, ob die Panelserie eine Einheitswurzel enthält. Dabei hat  $-2\ln prob_i$  eine Chi<sup>2</sup>-Verteilung mit zwei Freiheitsgraden. Das Fisher-Verfahren kombiniert Informationen, die auf individuellen Einheitswurzeltests basieren. Des Weiteren verlangt es kein balanciertes Panel (Baltagi, 2008).

Das Fisher-Verfahren kann bspw. mit den gängigen Einheitswurzeltests, wie dem Augmented Dickey-Fuller-Test (ADF) oder dem Phillips-Perron-Test (PP), durchgeführt werden (Stata, 2009)

Die getestete Null-Hypothese zeigt auf, dass alle Panels eine Einheitswurzel haben. Für eine endliche Zahl an Panels gilt die Alternative, dass zumindest ein Panel stationär ist. Da  $N$  gegen unendlich tendiert, sollte die Anzahl der Panels, die keine Einheitswurzel haben, mit der gleichen Rate wachsen wie  $N$  unter der alternativen Hypothese (Stata, 2009).

Um jeweils die richtige lag-Länge für die Schätzung der obigen Modellparameter festzulegen, wird das Schwarz-Informationskriterium (1978) angewendet. Neben diesem gibt es z.B. auch noch das Akaike-Informationskriterium (1973). Beide Kriterien testen, wie ein zu schätzendes Modell generell beschaffen sein sollte, um die beste Vorhersagekraft zu haben. Es soll ein Kompromiss zwischen der Anpassung der Daten und der Zahl der benutzten Parameter erreicht werden. So würde bspw. das Hinzufügen zusätzlicher lags zwar die Anpassungsgüte eines Modells steigern, jedoch müsste gleichzeitig durch das Schätzen der zusätzlichen Koeffizienten ein Verlust von Freiheitsgraden hingenommen werden (Enders, 2003).

Im vorliegenden Fall ist die grundsätzliche Modellentscheidung bereits abgeschlossen, so dass die beiden Informationskriterien lediglich bei den Einheitswurzeltests genutzt werden. Der Vollständigkeit halber sind beide Verfahren im Anhang A 12 dargestellt. Da die Gewichtung des so genannten penalty factors bezüglich der Freiheitsgrade bei Schwarz stärker ist als bei Akaike (vgl. Anhang A 12), wird das Schwarz-

Informationskriterium in der folgenden Untersuchung favorisiert, um die richtige lag-Länge des Modells zu bestimmen. Die Ergebnisse der Einheitswurzeltests und der optimalen lag-Länge können Tab. 18 entnommen werden. Es zeigt sich, dass die Migrationsvariable direkt stationär ist, während für die verbleibenden drei Variablen – Arbeitslosenrate, Einkommen und Urbanisierung – die erste Differenz zu bilden ist, um Stationarität zu erreichen.

**Tabelle 18 – Ergebnisse der Einheitswurzeltests**

Methode	Statistik	Wahrscheinlichkeiten	lag-Länge	Querschnitte	Beobachtungen
Null: Unit root (es wird von einem gemeinsamen Einheitswurzelprozess ausgegangen)					
<b>Levin, Lin und Chu</b>					
Migrationsrate	-19,3865	0,0000	0-1	28	299
Arbeitslosenrate	-9,86619 (D)	0,0000	0-1	28	271
Einkommen	-11,1459 (D)	0,0000	0-1	28	273
Urbanisierung	-14,8643 (D)	0,0000	0-1	28	265
Null: Unit root (es wird von einem individuellen Einheitswurzelprozess ausgegangen)					
<b>Im, Pesaran und Shin</b>					
Migrationsrate	-10,8691	0,0000	0-1	28	299
Arbeitslosenrate	-4,06791 (D)	0,0000	0-1	28	271
Einkommen	-3,87931 (D)	0,0001	0-1	28	273
Urbanisierung	-4,51425 (D)	0,0000	0-1	28	265
<b>ADF – Fisher Chi<sup>2</sup></b>					
Migrationsrate	201,764	0,0000	0-1	28	299
Arbeitslosenrate	117,157 (D)	0,0000	0-1	28	271
Einkommen	110,851 (D)	0,0000	0-1	28	273
Urbanisierung	134,342 (D)	0,0000	0-1	28	265

#### Anmerkungen:

- Alle Variablen, mit der Ausnahme von ‚Migration‘, sind logarithmiert.
- D beschreibt die Differenz 1. Ordnung.
- Ein Trendterm wurde in alle Berechnungen einbezogen.
- Die optimale lag-Länge ist anhand des Schwarz-Kriteriums automatisch berechnet worden.
- Der Levin-Lin-Chu- und der Im-Pesaran-Shin-Test nehmen eine asymptotische Normverteilung an.

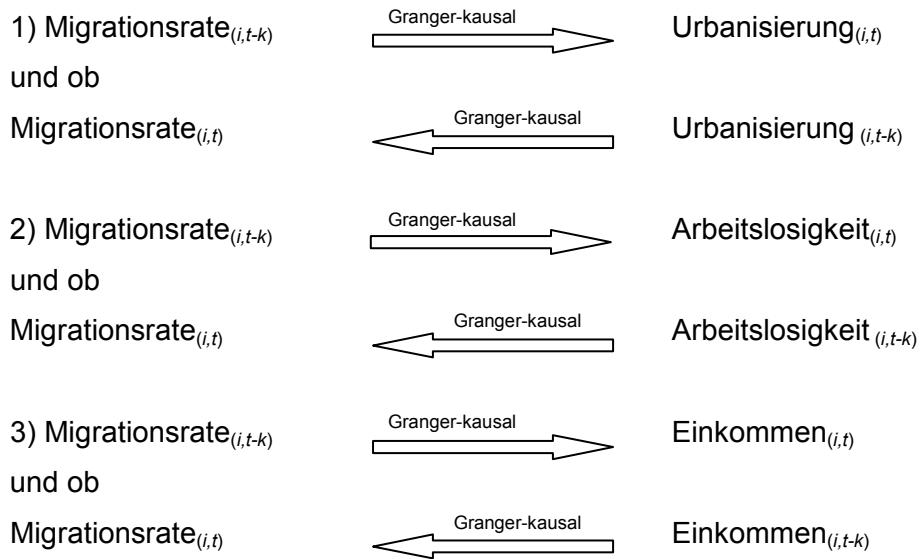
#### 3.4.2 Kointegration

Nach Überprüfung der Stationarität ist ein Test auf mögliche Kointegration erforderlich. Dieses Konzept besagt, dass zwei Variablen gleicher Ordnung kointegriert sein mögen, so dass eine Langfristbeziehung zwischen ihnen bestehen kann (Greene, 2003; Baltagi, 2008). Da jedoch die Migrationsvariable in der vorliegenden Untersuchung direkt stationär ist und die übrigen Variablen, welche nur im Verhältnis zur Migration untersucht werden, von gleicher Ordnung differenziert sind, liegt kein Kointegrationsproblem vor (vgl. Engle & Granger, 1987). Somit ist Kointegration in der weiteren Analyse nicht näher zu betrachten.

Damit kann aber in der folgenden Untersuchung auch nicht geschlossen, ob mögliche Granger-kausale Zusammenhänge langfristiger Natur sind. Man bleibt auf kurzfristige Effekte beschränkt.

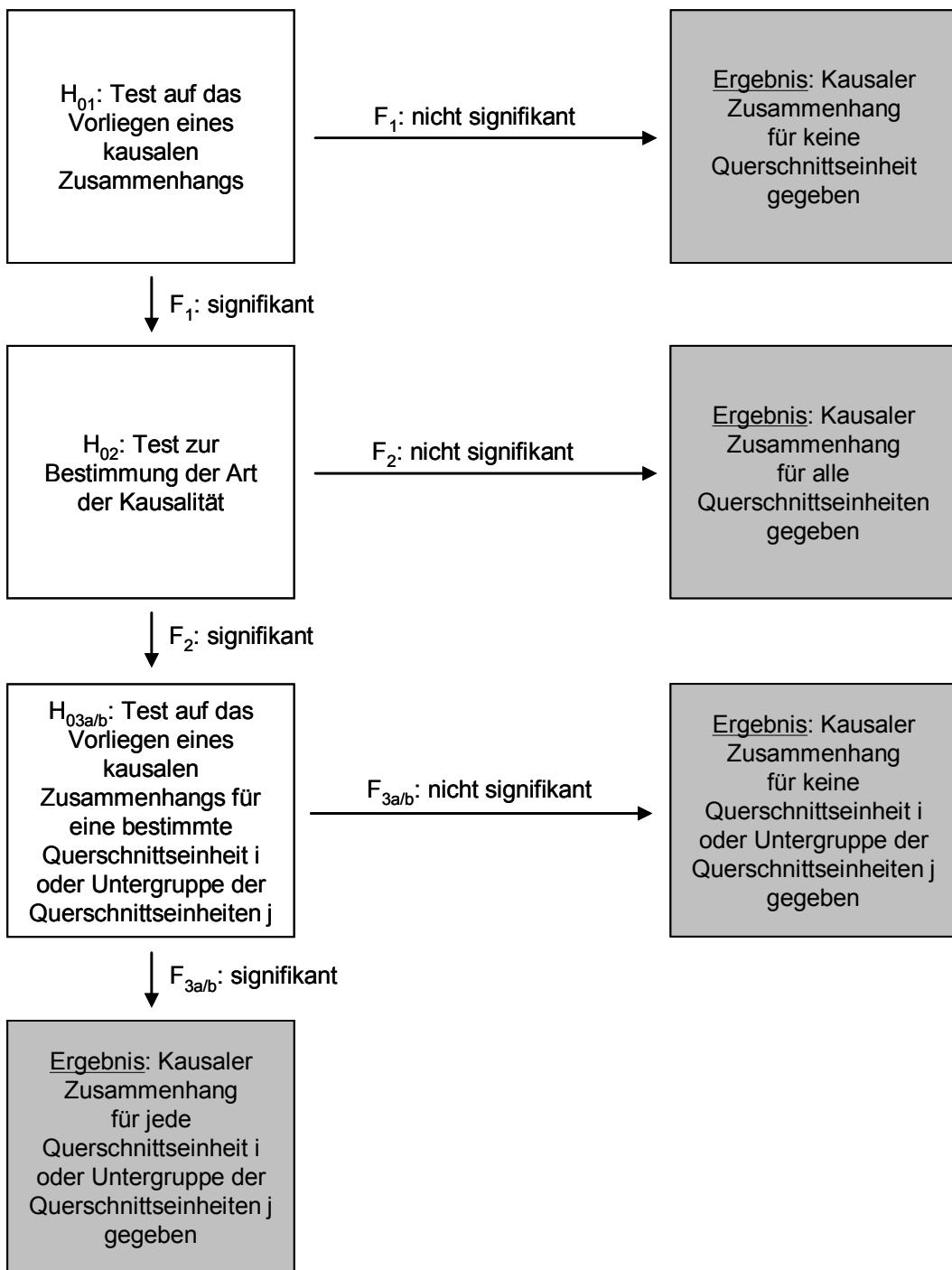
### 3.4.3 Kausalitätsanalyse

Der nächste Schritt ist der Test der Kausalität. Hierzu wird untersucht, ob:



Das Testverfahren ist wie folgt: Zunächst wird für jedes Variablenpaar 1)-3) getestet, ob ein kausaler Zusammenhang für *irgendeine* Provinz vorliegt. Dazu wird ein Test auf Nicht-Kausalität ( $H_{01}$ ) durchgeführt. Falls  $H_{01}$  abgelehnt wird, wird die Natur der Kausalität mit einem Test auf *Homogenität* ( $H_{02}$ ) analysiert. Sofern  $H_{02}$  auch abgelehnt wird, wird auf gruppenspezifische Kausalität ( $H_{03}$ ) getestet. Als Ergebnis ist ein Kausalzusammenhang für spezifische Provinzen vorhanden oder nicht. Eine graphische Veranschaulichung des Testverfahrens bietet Abb. 8.

Abbildung 8 – Granger-Kausalitätsanalyse für TSCS-Daten



Quelle: Hood III, Kidd, Morris (2008)

Der erste Test untersucht – wie bereits vorgestellt – die Aussage, dass  $x$  nicht Granger-kausal für  $y$  für *irgendeine* Provinz im Beispiel ist. Falls diese Hypothese abgelehnt wird, ist  $x$  Granger-kausal für  $y$  für zumindest eine (und möglicherweise mehr) Provinz(en).

Somit,

$H_{01}$ : Für alle  $i$ ,  $x$  ist nicht Granger-kausal für  $y$ .

Um diese Hypothese zu untersuchen, wird die Teststatistik  $F_1$  berechnet. Dafür wird die Summe der quadrierten Residuen eines so genannten beschränkten Modells ( $RSS_2$ ) mit der Summe der quadrierten Residuen eines unbeschränkten Modells ( $RSS_1$ ) verglichen. Wie beim traditionellen Granger-Kausalitätstest umfasst das unbeschränkte Modell lags von  $y_{i,t-k}$  sowie verzögerte Werte der unabhängigen Variable  $x_{i,t-k}$  und die fixen Effekte ( $\alpha_i$ ), um die aktuellen Werte von  $y_{i,t}$  zu prognostizieren. Die verzögerten Werte der abhängigen Variable sind für beide Modelle über die Provinzen egalisiert ( $\gamma_{i,t-1} = \gamma_{i,t-k}$ ). Gleiches gilt im unbeschränkten Modell über die Zeit für die lags der TSCS Steigungskoeffizienten ( $\beta_{i,t-1} = \beta_{i,t-k}$ ). Im beschränkten Modell hingegen sind die Steigungskoeffizienten und lags auf 0 limitiert ( $\beta_{i,t-1} = 0$ ). Somit sind nur die querschnittsspezifischen Effekte und die verschiedenen lags der abhängigen Variable übrig, um die aktuellen Werte von  $y$  zu prognostizieren.  $F_1$  ergibt sich wie folgt:

$$F_1 = \frac{(RSS_2 - RSS_1) / Np}{RSS_1 / [NT - N(1 + p) - p]}$$

$N$  ist die Anzahl der Provinzen,  $p$  die Anzahl der lags, und  $T$  die Zahl der Zeitperioden. Die Interpretation ist abhängig von der  $F$ -Verteilung mit  $df = (Np, NT - N(1 + p) - p)$ . Falls die Teststatistik nicht signifikant ist, ist  $x$  nicht Granger-kausal für  $y$  und das Testverfahren ist beendet. Das Gegenteil ist wahr, wenn die Teststatistik signifikant ist. Dann ist zumindest für eine (und möglicherweise alle) Provinz(en) ein kausaler Zusammenhang existent und ein Test für *homogene* Kausalität wird angewendet.

Um zu prüfen, ob ein gleichgerichteter (oder homogener) kausaler Prozess für alle  $i$  vorliegt, wird die folgende Hypothese getestet:

$H_{02}$ : Für alle  $i$ ,  $x$  ist Granger-kausal für  $y$ .

Falls  $H_{02}$  bestätigt wird (angezeigt durch eine nicht signifikante Teststatistik  $F_2$ ), liegt ein gleichgerichteter kausaler Prozess für alle Provinzen vor. Folglich ist weiteres Testen nicht notwendig, da sicher gesagt werden kann, dass  $x$  Granger-kausal für  $y$  für alle Provinzen ist. Sofern  $H_{02}$  abgelehnt wird (angezeigt durch eine signifikante Teststatistik  $F_2$ ), kann argumentiert werden, dass für mindestens eine Provinz  $x$  nicht Granger-kausal für  $y$  ist.  $F_2$  wird anhand der Summe der quadrierten Residuen des obigen nicht

beschränkten Modells ( $RSS_1$ ) und der Summe der quadrierten Residuen ( $RSS_3$ ) eines zusätzlichen beschränkten Modells berechnet. In diesem werden die Kurvenkoeffizienten derart beschränkt, dass sie für jede Querschnittseinheit gleich sind ( $\beta_{t-1} = \beta_{t-k}$ ):

$$F_2 = \frac{(RSS_3 - RSS_1) / [p(N-1)]}{RSS_1 / [NT - N(1+p) - p]}$$

Wiederum basiert die Interpretation auf der  $F$ -Verteilung mit  $df = (Np, NT - N(1 + p) - p)$ . Die Ergebnisse der  $F_1$ - und  $F_2$ -Teststatistiken können Tab. 19 entnommen werden. Mit Ausnahme der kausalen Zusammenhänge von Migration in Richtung Urbanisierung und Einkommen in Richtung Migration sind die Teststatistiken hoch signifikant. Nur für die beiden vorgenannten Ergebnisse ist kein kausaler Zusammenhang für irgendeine Provinz zu beobachten.

**Tabelle 19 –  $F_1$ - und  $F_2$ -Teststatistiken**

Test-statistik	Kausalitätsrichtung					
	MR → UR	UR → MR	MR → AR	AR → MR	MR → E	E → MR
$F_1$	1,12829	2,06219 ***	2,98378 ***	2,07682 ***	2,17390 ***	0,73091
$F_2$	---	1,82341 ***	2,60421 ***	1,98105 ***	2,19419 ***	---

Anmerkung: \*\*\* 1% Signifikanzniveau, \*\* 5% Signifikanzniveau, \* 10% Signifikanzniveau

Falls  $H_{02}$  abgelehnt wird, kann eine dritte Behauptung aufgestellt werden, um zu illustrieren, für welche Untergruppe der Querschnittseinheiten  $j$  ( $j$  = Regionen Ost, Zentral und West) x Granger-kausal für y ist:

$H_{03a}$ : Für  $j$ , x ist nicht Granger-kausal für y.

Die Hypothese  $H_{03a}$  wird getestet, indem  $RSS_1$  mit der Summe der quadrierten Residuen ( $RSS_{2,j}$ ) eines Modells, in dem die Steigungskoeffizienten für die Untergruppe der Provinzen auf 0 limitiert sind bzw. nicht in der Modellgleichung enthalten sind ( $\beta_{j,t-k} = 0$ ), verglichen wird. Die Teststatistik  $F_{3a}$  wird wie folgt berechnet:

$$F_{3a} = \frac{(RSS_{2,j} - RSS_1) / (n_{nc} p)}{RSS_1 / [NT - N(1+p) - n_c p]}$$

Hierbei ist  $n_{nc}$  die Anzahl der Provinzen, für die  $\beta$  auf 0 limitiert ist und  $n_c$  die Anzahl der Provinzen, für die  $\beta$  nicht auf 0 limitiert ist. Wenn  $F_{3a}$  unter Verwendung der  $F$ -Verteilung mit  $df = (Np, NT - N(1 + p) - p)$  signifikant ist, kann  $H_{03a}$  abgelehnt werden. Somit ist  $x$  Granger-kausal für  $y$  in dieser Untergruppe der Provinzen. Die Ergebnisse der  $F_{3a}$ -Teststatistik für die Regionen Ost, Zentral, und West sind in Tab. 20 dargestellt.

**Tabelle 20 –  $F_{3a}$ -Teststatistiken**

Region	Kausalitätsrichtung					
	MR→UR	UR→MR	MR→AR	AR→MR	MR→E	E→MR
Ost	Kein kausaler Zusammenhang für irgendeine Querschnittseinheit gegeben	3,61907 ***	5,96240 ***	3,44145 ***	2,12154 ***	Kein kausaler Zusammenhang für irgendeine Querschnittseinheit gegeben
Zentral		0,73117	0,86531	0,81777	2,68044 ***	
West		0,47444	0,80214	0,70270	1,44479 *	

Anmerkungen: \*\*\* 1% Signifikanzniveau, \*\* 5% Signifikanzniveau, \* 10% Signifikanzniveau  
Die in den Regionen enthaltenen Provinzen können der Tab. 17 entnommen werden.

Da allerdings neben den Untergruppen der Querschnittseinheiten  $j$  jede Querschnittseinheit  $i$  auch selbst von Interesse ist, wird zusätzlich  $H_{03b}$  berechnet.

$H_{03b}$ : Für  $i$ ,  $x$  ist nicht Granger-kausal für  $y$ .

In diesem Fall wird der Kurvenkoeffizient der jeweiligen Querschnittseinheit  $i$ , welche untersucht wird, auf 0 gesetzt bzw. ist nicht im Modell enthalten ( $\beta_{i,t,k} = 0$ ). Die Summe der quadrierten Residuen der beschränkten Gleichung ( $RSS_{2,i}$ ) wird mit dem unbeschränkten Modell ( $RSS_1$ ) verglichen, um die Teststatistik  $F_{3b}$  zu erhalten:

$$F_{3b} = \frac{(RSS_{2,i} - RSS_1) / p}{RSS_1 / [NT - N(1 + 2p) + p]}$$

Falls  $F_{3b}$  unter Verwendung der  $F$ -Verteilung mit  $df = (Np, NT - N(1 + p) - p)$  signifikant ist, kann  $H_{03b}$  abgelehnt werden. Folglich ist  $x$  Granger-kausal für  $y$  für die jeweilige Querschnittseinheit  $i$ .

Um zu wissen, ob ein positiver oder negativer kausaler Zusammenhang zwischen den jeweiligen Variablen besteht, werden in Tab. 21 die provinzspezifischen Regressionskonstanten einschließlich der Signifikanzniveaus der  $F_{3b}$  Teststatistiken wiedergegeben.

**Tabelle 21 – Provinzspezifische Regressionskonstanten (inkl. Signifikanzniveaus)**

Provinz	Kausalitätsrichtung					
	MR→UR	UR→MR	MR→AR	AR→MR	MR→E	E→MR
Beijing		28,7792 ***	-0,0005883	3,983679	-0,0005834	
Hebei		10,01117	0,0004209	31,58286	0,0018498*	
Liaoning		35,7158 ***	0,017326 ***	-0,4991326	0,0003579	
Shanghai		-60,27262 ***	0,001204	-152,5375 ***	-0,0007376 ***	
Jiangsu		28,44282 **	0,0038808 ***	9,087413	-0,0005368	
Zhejiang		27,72871 **	0,0028045	13,37875	-0,0000478	
Fujian		-26,39975	-0,00225	60,06392 ***	-0,0005687	
Shandong		14,98043	0,0015284	71,21013	-0,0011088	
Guangdong		-4,217714	0,0021256 ***	-139,5594 ***	-0,0004315	
Guangxi		3,507972	0,0016338	1,050356	-0,0038213 ***	
Hainan		0,9275377	-0,0026274	-87,11679 ***	0,0029117 ***	
Shanxi	Kein kausaler Zusammenhang für irgendeine Querschnittseinheit gegeben	13,24799 ***	0,0071366 ***	12,79325	0,0003834	
Inner Mongolia		2,385936	0,0001532	50,75632 *	-0,0007182 *	
Jilin		2,952212	0,0025223	12,95903	0,0015553 ***	
Heilongjiang		9,09574 ***	-0,0025219	29,79181 ***	0,0003618	
Jiangxi		0,0599276	-0,0017044	62,11031	0,001291 *	
Henan		8,47588	-0,0004983	1,976489	0,0019816	
Hubei		7,670549	-0,000984	52,64921	0,0028981 ***	
Hunan		5,544062	-0,0021312	2,881688	-0,0038576 ***	
Chongqing		1,172341	-0,0001169	-52,69305	-0,0002924	
Sichuan		6,380506	0,0000893	57,336	-0,0018007 ***	
Guizhou		6,217767	-0,0008184	-42,37191	-0,0005131	
Yunnan		-11,90961	0,0045589 **	-9,024896	0,0000814	
Shaanxi		3,804323	-0,0044726	19,90103	0,0032714 ***	
Gansu		11,27208	0,0083973 ***	-2,261382	0,0020988 ***	
Qinghai		1,905585	-0,0035956	-12,92058	-0,0018431 ***	
Ningxia		18,82046 ***	-0,000535	161,8672 ***	-0,0009976	
Xinjiang		-1,067816	0,000709	112,0645 ***	0,0002304	

Anmerkungen: \*\*\* 1% Signifikanzniveau, \*\* 5% Signifikanzniveau, \* 10% Signifikanzniveau  
Die Signifikanzniveaus sind die der  $F_{3b}$ -Teststatistiken. Die Teststatistiken selbst sind nicht ausgewiesen.

### 3.4.3.1 Migration und Urbanisierung<sup>45</sup>

Die aktuelle Literatur argumentiert, dass Migration einen erheblichen Einfluss auf Urbanisierung in China hat (Chan & Hu, 2003; Sicular et al., 2007; Wang, Wang, & Wu, 2009). Umgekehrt werden viele Migranten aber auch von den urbanen Zentren selbst

<sup>45</sup> Anstelle der Gesamtausgaben für Immobilienentwicklung sollte die Regression ursprünglich mit Daten städtisch registrierter Personen getestet werden. Jedoch sind diese Daten nicht für den gewünschten Zeitraum erhältlich. Alternativ ist die Regression mit beschäftigten Personen in urbanen Gebieten (%) getestet worden. Diese Daten stammen aus dem *China Statistical Yearbook*. Es lässt sich allerdings kein kausaler Zusammenhang für irgendeinen Querschnitt feststellen (s. Anhang A 13).

angezogen (Zhang & Song, 2003). Deshalb ist ein kausaler Zusammenhang in beide Richtungen zu erwarten.

Die Testergebnisse zeigen allerdings, dass kein Granger-kausaler Zusammenhang von Migration in Richtung Urbanisierung gegeben ist. Somit kann die vorliegende Analyse nicht bestätigen, dass Migration Urbanisierung in den drei chinesischen Regionen (Ost, Zentral und West) fördert (vgl. Tab. 20). Im Gegensatz dazu zeigt sich ein kausaler Zusammenhang von Urbanisierung in Richtung Migration. Der starke positive Einfluss von Urbanisierung auf Migration wird besonders für die östlichen Provinzen deutlich (vgl. Tab. 20 und 21). Da bei der Kausalitätsanalyse aufgrund der kurzen Zeitreihe von 12 Jahren nur ‚ein‘ lag berücksichtigt wird, spiegeln sich hier die kurzfristigen Effekte wider. Inwieweit Migranten das Anwachsen der urbanen Zentren langfristig beeinflussen, kann mit dem vorliegenden Datensatz nicht abschließend beantwortet werden. Dafür scheint die hier verwendete Zeitreihe zu kurz zu sein. Die zuvor genannte Literatur argumentiert zwar, dass es einen langfristigen Zusammenhang gibt, aber in der vorliegenden Analyse ist ein langfristiger (Kointegrations-)Zusammenhang nicht festzustellen (vgl. Abschnitt 3.4.2). Kurzfristig führt die steigende Urbanisierung jedoch zu Migrationsbewegungen in die Städte. Diese Ergebnisse decken sich mit den Erkenntnissen aus dem zweiten Kapitel. In der Tat eröffnen urbane Zentren Chancen auf Arbeit und ein besseres Einkommen sowie den Zugriff auf andere städtische Privilegien, wie z.B. die Sozialversicherungssysteme. Urbanisierung bringt aber auch Agglomerationskosten mit sich, und zumindest in einigen Provinzen scheinen diese durchaus abschreckend zu wirken (vgl. z.B. Shanghai in Tab. 21). Weinhold und Reis (2001) haben ebenfalls beobachtet, dass Urbanisierung als eine Art Counter-Pull-Faktor wirken kann. Somit scheinen Migranten und städtische Bewohner gleichermaßen bessere Infrastruktur nachzufragen, wenn die Urbanisierung steigt (vgl. Weinhold & Reis, 2001).

### 3.4.3.2 Migration und Arbeitslosigkeit

Nach der Analyse von Migration und Urbanisierung wird nun untersucht, wie der Einzelfaktor Arbeitslosigkeit die Entscheidung zuwandern beeinflusst, beziehungsweise welchen Einfluss Migration auf die Arbeitslosigkeit hat. Gemäß der traditionellen Hypothese (Harris/Todaro) und den Ergebnissen von Migrationsstudien in China (z.B. Wu & Yao, 2003) wird erwartet, dass hohe Arbeitslosenquoten in den Zielprovinzen Migranten abschrecken, in die entsprechende Provinz zu wandern. In der Kausalitätsliteratur für andere Länder wird behauptet, dass Unterschiede in den Arbeitslosenraten und Beschäftigungsaussichten die Migration in eine bestimmte Region beeinflussen (vgl.

Gruidl & Pulver, 1991; Narayan & Smyth, 2003). Steinnes (1978) argumentiert, dass 'die Beschäftigung den Menschen folgt' und nicht umgekehrt.

Die Ergebnisse der vorliegenden Arbeit verdeutlichen einen Granger-kausalen Zusammenhang in beide Richtungen. Die Interpretation hängt allerdings stark von der betrachteten chinesischen Region ab. Es zeigt sich, wie erwartet, dass gemäß der klassischen Migrationshypothese in den östlichen Provinzen steigende Arbeitslosenraten weniger Migration verursachen (vgl. Tab. 21). Diese Feststellung deckt sich mit der linearen Regressionsanalyse im zweiten Kapitel. Die Ergebnisse für die zentralen und westlichen Provinzen sind allerdings nicht wie erwartet. Hier nimmt die Anzahl der Migranten trotz steigender Arbeitslosigkeit zu. Die meisten dieser Provinzen gehören jedoch nicht zu den bevorzugten Migrationszielen. Es scheint, dass im Unterschied zu den östlichen Provinzen Migranten den Jobmarkt komplementieren. Für den Osten lässt sich in umgekehrter kausaler Richtung beobachten, dass steigende Migration Arbeitslosigkeit begünstigt (vgl. Tab. 21). Das Angebot an Arbeitskräften in erfolgreichen östlichen Provinzen scheint mittlerweile höher zu sein als die Nachfrage nach Arbeit und somit wird durch die steigende Zahl an Migranten ‚Unterbeschäftigung‘ begünstigt (vgl. z.B. Xue & Wei, 2003). Denn im Gegensatz zu den inneren und westlichen Provinzen konkurrieren die Migranten im Osten mit den vielen städtischen Arbeitskräften (Giles et al., 2005; Wang & Cai, 2006). Durch weitere Migration entsteht ein sich selbst verstärkender Prozess, also ein weiteres Ansteigen der Arbeitslosigkeit. In Bezug auf den Arbeitsmarkt scheinen sich im Osten ‚gesättigte‘ Einwanderungsprovinzen zu formieren. Diese Interpretation ist gegensätzlich zu den Erkenntnissen der zuvor angeführten Kausalitätsanalysen anderer Autoren. Die Teststatistiken sind gesamtheitlich gesehen jedoch nur für den Osten signifikant (vgl. Tab. 20).

### 3.4.3.3 Migration und Einkommen<sup>46</sup>

Die Ausführungen im vorherigen Abschnitt implizieren, dass Arbeitslosigkeit in den östlichen Provinzen Migranten abgeschreckt und darüber hinaus Migration zur ‚Unterbeschäftigung‘ beiträgt. Wie stellt sich die Situation beim Einkommen dar? Theorie und Empirie sprechen dem Einkommen bei der Entscheidung zuwandern eine entscheidende Rolle zu. Nach dem klassischen Ansatz wird erwartet, dass Migranten durch höhere Einkommen in den Zielprovinzen angezogen werden. Der

---

<sup>46</sup> Anstelle des verfügbaren Pro-Kopf-Einkommens der urbanen Haushalte ist die Regression auch mit Durchschnittslöhnen (Yuan, real; wie in Abschnitt 3.3.1 beschrieben) und dem GDP pro Kopf (Yuan, real) getestet worden. Die Daten stammen aus dem *China Statistical Yearbook*. Für beide Variablen und beide Richtungen ist kein kausaler Zusammenhang für irgendeine Provinz zu beobachten (s. Anhang A 13).

Kausalitätsliteratur können hierzu folgende beispielhafte Untersuchungsergebnisse entnommen werden: Greasley et al. (2000) behaupten, dass Migration in Australien zu höheren, in Kanada jedoch zu niedrigeren Löhnen geführt hat. Während in Israel das wirtschaftliche Wachstum durch Migration positiv beeinflusst wurde (Ben-Porath, 2000), stellen Zhang und Song (2003) für China in umgekehrter Richtung fest, dass die positive wirtschaftliche Entwicklung die Migration antreibt. Einkommensunterschiede zwischen Fiji und den USA motivieren Menschen, Fiji zu verlassen (Narayan und Smyth, 2006).

Für China lässt sich anhand der durchgeföhrten Analyse kein Granger-kausaler Zusammenhang von Einkommen in Richtung Migration feststellen. Die Hypothese, dass die Aussicht auf höheres Einkommen Migration fördert, kann im Rahmen des getesteten Zusammenhangs nicht bestätigt werden und ist gegensätzlich zu den Erkenntnissen im zweiten Kapitel. Somit können die Ergebnisse von Zhang und Song (2003), dass die Kausalität von ökonomischem Wachstum bzw. steigendem Einkommen in Richtung Migration läuft, nicht bestätigt werden. Ein kausaler Zusammenhang von Migration in Richtung Einkommen ist jedoch gegeben. Allerdings sind die Ergebnisse für die jeweiligen Regionen unterschiedlich zu interpretieren. Es zeigt sich, dass in erfolgreichen östlichen Provinzen steigende Zahlen von Migranten die Einkommen drücken (vgl. Tab. 21). Diese Feststellung kann im Kontext mit den vorherigen Ergebnissen, wonach Migranten die Situation der ‚Unterbeschäftigung‘ im Osten verstärken und gleichzeitig Druck auf die Einkommen ausüben, interpretiert werden (vgl. z.B. Knight & Li, 2006; Solinger, 2006). Dies scheint zumindest in den Sektoren zu gelten, wo Migranten direkt mit den lokal ansässigen Einwohnern konkurrieren (vgl. z.B. Giles et al., 2005). Somit stagnieren bzw. sinken die Einkommen der Migranten sogar aufgrund gegenseitigen Wettbewerbs. In den zentralen und westlichen Provinzen hingegen führt Migration zu steigenden Einkommen (vgl. Tab. 21). Da die meisten dieser Provinzen Nettoverlierer an Migranten sind, scheint es, dass die zurückbleibende Bevölkerung in Form von höheren Einkommen von dem insgesamt gesunkenen Arbeitskräfteangebot profitiert. Die Ausprägung dieses Effekts mag jedoch von den spezifischen Gegebenheiten der jeweiligen Provinz abhängig sein. Die unterschiedlichen Ergebnisse für die östlichen sowie für die zentralen und westlichen Provinzen verdeutlichen, dass Migration als Arbitrageaktivität, die inter-provinzielle Einkommensunterschiede ausgleicht, wirken kann.

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass die klassischen Migrationshypothesen mit Blick auf China nur zum Teil bestätigt werden können. Insbesondere lassen sich Migrationstendenzen beobachten, die zu unterschiedlichen Interpretationen für Ost- und Zentral- bzw. Westchina führen. Die Modernisierung der chinesischen Wirtschaft hat sich

in Urbanisierung manifestiert, was zur Anziehung einer Vielzahl an Migranten geführt hat (vgl. z.B. Chan & Hu, 2003). Aufgrund erheblicher Migrationsströme in jüngster Zeit verspüren die Arbeitsmärkte in den östlichen Provinzen jedoch hohen Druck. Chinas stark wachsende Wirtschaft kann sicherlich große Teile der überschüssigen ländlichen Arbeitskräfte aufnehmen (vgl. z.B. Zhu, 2002a), jedoch scheinen sich im Osten Sättigungstendenzen aufzutun, so dass die Absorptionsfähigkeit sinkt. Migranten setzen die Arbeitsmärkte und Einkommen erfolgreicher Provinzen erheblich unter Druck, da sie direkt mit den lokal ansässigen Arbeitskräften konkurrieren (vgl. z.B. Xue & Wei, 2003; Wang & Cai, 2006). Während das Einkommen sinkt, steigt die Arbeitslosigkeit. Dies trifft insbesondere für den Osten zu. Somit ist eine Art substitutive Migration zu beobachten. Aufkommende Unterbeschäftigung kann zu Armut – besonders ‚urbaner Armut‘ – führen bzw. diese verstärken (vgl. z.B. Li, 2006; Liu und Wu, 2006). Der Prozess der Urbanisierung stoppt dennoch nicht. Im Rahmen des getesteten Zusammenhangs lässt sich sagen, dass Urbanisierung kurzfristig nicht durch Migranten getrieben wird, sondern dass die Wanderung der Migranten das Ergebnis ist. Die zumeist städtischen Gebiete der erfolgreichen Provinzen werden somit vor herausfordernde Aufgaben gestellt. Denn urbane Bürger und Migranten verlangen aufgrund der zunehmenden Urbanisierung, welche von steigenden Agglomerationskosten begleitet wird, gleichermaßen nach besserer Infrastruktur und Sozialversicherungssystemen (vgl. auch Ausführungen zur Urbanisierung im Abschnitt 2.5.1). Die Situation für die zentralen und westlichen Provinzen ist ein wenig anders, weil dort Migranten die Arbeitsmärkte zu komplementieren scheinen. Im Gegensatz zum Osten sind hier keine gesättigten Einwanderungsprovinzen vorzufinden, jedoch existiert Einkommensdruck in einigen Provinzen gleichermaßen.

### 3.4.4 Robustheitsanalyse

Aufgrund der geringen Anzahl von zwölf Zeitperioden des vorliegenden Datensatzes kann im obigen Modell (3.1) ein dynamischer Panelbias vorliegen. Judson und Owen (1999) argumentieren, dass der gewöhnliche Ansatz zur Schätzung der fixen Effekte in einem Modell mit einer zeitverzögerten abhängigen Variable zu verzerrten Schätzungen der Koeffizienten führt. Selbst mit einer Anzahl von Zeitperioden größer gleich 30 macht die Verzerrung 20 % oder mehr des wahren Wertes des geschätzten Koeffizienten aus. Love und Zicchino (2006) haben eine Methode entwickelt, mit welcher der dynamische Panelbias durch die Schätzung der Koeffizienten mit GMM<sup>47</sup> umgangen werden kann. Daher wird diese Methode im Rahmen eines zusätzlichen panel-vektorautoregressiven

<sup>47</sup> Das Modell ist ‚exakt identifiziert‘ (die Anzahl der unabhängigen Variablen entspricht der Anzahl der Instrumente) und somit entstehen keine Probleme der ‚Überidentifizierung‘ (Love & Zicchino, 2006).

(PVAR) Modells angewendet, um die Robustheit der Kausalitätsergebnisse des Abschnitts 3.4.3 zu bestätigen. Darüber hinaus kann mit der Methode die Unzulänglichkeit umgangen werden, dass im Rahmen der Kausalitätsanalyse bisher nur zwei Regressionsvariablen wechselseitig untersucht werden konnten.

Das vektor-autoregressive Modell erster Ordnung stellt sich wie folgt dar:

$$X_{i,t} = \Gamma_0 + \Gamma_1 X_{i,t-1} + f_i + \nu_t \quad (3.6)$$

Hierbei gilt  $X_{i,t}$  als ein Vier-Variablen-Vektor (*Migrationsrate*, *Urbanisierung*, *Arbeitslosigkeit* und *Einkommen*) mit dem Fehlerterm  $\nu_t$ . Die Annahmen zur Stationarität und Kointegration im Abschnitt 3.4.1 und 3.4.2 werden im Modell übernommen. Mit Anwendung des VAR-Verfahrens für Paneldaten wird angenommen, dass die vom Modell unterstellte Struktur die gleiche für jede Querschnittseinheit ist. Da diese Annahme in der Praxis jedoch leicht verletzt wird, besteht die Möglichkeit, diese Beschränkung bezüglich der Parameter zu umgehen, indem ‘individuelle Heterogenität’ in den Variablenebenen durch die Einführung fixer Effekte zugelassen wird. Diese werden im Modell durch  $f_i$  wiedergegeben. Da jedoch aufgrund der lags der abhängigen Variablen die fixen Effekte mit den unabhängigen Variablen korreliert sind, würde das Verfahren der Bildung der Mittelwertdifferenzen, welches gewöhnlich zur Eliminierung fixer Effekte genutzt wird, zu verzerrten Koeffizienten führen. Um dieses Problem zu vermeiden, wird die ‚Helmert-Methode‘ angewendet (vgl. Arellano und Bover, 1995). Bevor jedoch diese vorgenannte Transformation angewendet werden kann, werden alle Variablen zeitreihenmittelwertbereinigt. Mit der Helmert-Methode wird schließlich das arithmetische Mittel aller zukünftigen Beobachtungen eliminiert, so dass die Orthogonalität zwischen den transformierten und zeitverzögerten Variablen gewahrt bleibt. Somit können die zeitverzögerten Variablen als Instrumente genutzt werden und die Koeffizienten durch GMM (generalized methods of moments) geschätzt werden.

Die Ergebnisse des Modells sind in Tab. 22 dargestellt. Es zeigt sich, dass Urbanisierung Migration positiv beeinflusst. Die steigende Migration lässt – wie zuvor auch in Abschnitt 3.4.3 beobachtet – die Arbeitslosigkeit anwachsen und erzeugt Lohndruck. Das Ergebnis sinkender Einkommen durch Migration ist allerdings nicht signifikant. Vielmehr führt die Urbanisierung selbst zu geringerem Einkommen. Die qualitativen Ergebnisse sind insgesamt robust und bestätigen die Interpretationen im Abschnitt 3.4.3.

Schließlich werden auch die Varianzzerlegungen präsentiert, welche den prozentualen Anteil der Variation in einer Variable zeigen, der durch den Schock einer anderen Variable

erklärt wird, akkumuliert über die Zeit (vgl. Tab. 23). Während die Migrationsrate 7,8 % der Variation in der Arbeitslosenrate erklärt, liegt der Erklärungsgehalt der Variationen bezüglich der anderen Variablen nur bei 1-2 % bzw. unter 1 %.

**Tabelle 22 – Ergebnisse des PVAR-Modells nach Love und Zicchino**

	Koeffizient	Standardfehler	t-Statistik
<b>Gleichung 1: abhängige Variable: Migrationsrate<sub>t</sub></b>			
Migrationsrate <sub>t-1</sub>	-0,26113253 ***	0,08197211	-3,1856267
Urbanisierung	5,0441595 *	2,6520252	1,9020028
Arbeitslosenrate	2,1345329	5,8295514	0,36615733
Einkommen	-10,923069	19,028455	-0,57403869
<b>Gleichung 2: abhängige Variable: Urbanisierung<sub>t</sub></b>			
Migrationsrate	-0,00046304	0,00139411	-0,33213591
Urbanisierung <sub>t-1</sub>	-0,0430929	0,07088734	-0,60790684
Arbeitslosenrate	-0,1477129	0,15892998	-0,92942126
Einkommen	0,03210473	0,40144111	0,0799737
<b>Gleichung 3: abhängige Variable: Arbeitslosenrate<sub>t</sub></b>			
Migrationsrate	0,00192594 **	0,000836	2,303765
Urbanisierung	0,04181036	0,002576249	1,6229164
Arbeitslosenrate <sub>t-1</sub>	0,04594579	0,07488993	0,61351089
Einkommen	-0,3290561 *	0,17064136	-1,928349
<b>Gleichung 4: abhängige Variable: Einkommen<sub>t</sub></b>			
Migrationsrate	-0,00014223	0,00015793	-0,90061615
Urbanisierung	-0,01361825 **	0,00650905	-2,0922003
Arbeitslosenrate	-0,0213715	0,01997921	-1,0696865
Einkommen <sub>t-1</sub>	0,29391952 ***	0,06692157	4,3919995

Anmerkungen: Das Modell ist mit GMM (generalized methods of moments) geschätzt worden;

Anzahl der Beobachtungen: 252

\*\*\* 1% Signifikanzniveau, \*\* 5% Signifikanzniveau, \* 10% Signifikanzniveau

**Tabelle 23 – Varianzzerlegung<sup>48</sup> des PVAR-Modells nach Love und Zicchino**

	Perioden	Migrationsrate	Urbanisierung	Arbeitslosenrate	Einkommen
Migrationsrate	10	0,98265063	0,01595198	0,00049343	0,00090396
Urbanisierung	10	0,00145472	0,99555667	0,00291907	0,00006954
Arbeitslosenrate	10	0,07849117	0,01741078	0,89287412	0,01122394
Einkommen	10	0,00343058	0,01847015	0,01046885	0,96763042

Anmerkung: Es wird der prozentuale Anteil der Variation in der Zeilenvariable durch die Spaltenvariable erklärt.

<sup>48</sup> Das Verfahren und seine Ergebnisse sind jedoch von der Anordnung der Variablen abhängig (Cholesky-Zerlegung; Lütkepohl, 1991). Daher sind unterschiedliche Anordnungen durchgetestet worden. Eine Änderung der Reihenfolge der Variablen führt dazu, dass der Erklärungsgehalt der Variation der Urbanisierung, Arbeitslosenrate und des Einkommens durch die Migration für alle getesteten Kombinationen steigt. Für alle anderen Kombinationen bleibt der Erklärungsgehalt nahezu unverändert.

### 3.5 Zwischenfazit

Anhand der multiplen linearen Regressionsanalyse im zweiten Kapitel war es zunächst nur möglich, einen eindimensionalen Zusammenhang zwischen Migration und verschiedenen Bestimmungsgrößen herzustellen. Die Literatur argumentiert jedoch, dass wechselseitige kausale Zusammenhänge zwischen den Migrationsvariablen vorliegen. Migration wird einerseits von ökonomischen Faktoren wie Urbanisierung, Arbeitslosigkeit oder Einkommen beeinflusst, andererseits bestimmen diese Faktoren aber auch Migration.

Die meisten Studien haben sich der potenziellen zweiseitigen Kausalität bisher kaum angenähert. Insbesondere für China lassen sich dazu keine aussagekräftigen Untersuchungen finden. Eine Granger-Kausalitätsanalyse vermag jedoch im Vergleich zum zweiten Kapitel mehr Aufschluss über die treibenden Faktoren und deren Wirkungsrichtung geben. Im Rahmen der Untersuchung der kausalen Zusammenhänge werden verschiedene klassische provinzielle Variablen (Harris/Todaro) angewendet, um ihren Einfluss auf Migration – und umgekehrt – zu untersuchen: die Gesamtausgaben für Immobilienentwicklung (Urbanisierung), die urbane Arbeitslosenquote sowie das verfügbare Pro-Kopf-Einkommen städtischer Haushalte. Die Daten sind überwiegend dem *China Statistical Yearbook* für den Zeitraum 1997-2009 für 28 Provinzen entnommen.

Die Analyse des kausalen Zusammenhangs zwischen *Migration und Urbanisierung* zeigt, dass Migration Urbanisierung nicht beeinflusst. Somit wird die Urbanisierung in Chinas Provinzen im Rahmen des getesteten Zusammenhangs zumindest kurzfristig nicht durch die Migration angetrieben. In umgekehrter Richtung ist jedoch ein kausaler Zusammenhang festzustellen: Insbesondere in den östlichen Provinzen wird die Migration positiv durch die Urbanisierung beeinflusst. Dieses Ergebnis deckt sich mit den Erkenntnissen aus der multiplen linearen Regressionsanalyse im vorherigen Kapitel.

Bezüglich *Migration und Arbeitslosigkeit* ist ein wechselseitiger kausaler Zusammenhang zu beobachten. Jedoch ist die Interpretation sehr stark von der jeweiligen Region abhängig. Im östlichen Teil Chinas führt die steigende Arbeitslosigkeit zu weniger Migration. Die Ergebnisse der linearen Regression des zweiten Kapitels zeigen dies bzgl. ein identisches Bild. Allerdings werden dort alle Provinzen gemeinsam betrachtet. Wie die Kausalitätsanalyse verdeutlicht, werden die Arbeitsmärkte in den zentralen und westlichen Provinzen hingegen durch die Migranten eher komplementiert. In den östlichen Provinzen vermag Migration zu Unterbeschäftigung führen, da die Absorptionsfähigkeit dieser

Region zu sinken scheint. Demnach üben Migranten Druck auf den Arbeitsmarkt aus – zumindest in den Bereichen, wo sie mit lokal ansässigen Arbeitskräften konkurrieren.

Für *Migration und Einkommen* zeigt sich, dass ein kausaler Zusammenhang von Einkommen in Richtung Migration nicht festzustellen ist. Das Einkommen scheint im Rahmen der Kausalitätsanalyse für Migranten folglich kein erheblicher Motivator zu sein, um zu wandern. Diese Feststellung stützt jedoch nicht die Ergebnisse des zweiten Kapitels, wonach die Aussicht auf höheres Einkommen sehr wohl die Migration antreibt. Es ist allerdings zu berücksichtigen, dass vorliegend das Einkommen urbaner Haushalte untersucht wurde und im vorherigen Kapitel die städtischen Durchschnittslöhne in die lineare Regressionsanalyse eingeflossen sind. Letztere wurden jedoch auch im Rahmen der Kausalitätsanalyse getestet und es war kein kausaler Zusammenhang für irgendeine Provinz zu beobachten (vgl. Abschnitt 3.4.3.3). Ob der Zeitraum oder die entsprechende Variable ungeeignet ist, kann hier nicht abschließend beantwortet werden. Ein Wirkungszusammenhang von Migration in Richtung Einkommen ist allerdings gegeben. Dieser zeigt, dass Migranten in den östlichen Provinzen neben Druck auf den Arbeitsmarkt auch Lohndruck ausüben.

## 4. Einfluss internationaler Handelsbeziehungen auf provinzielle Migration in China

Die Kausalitätsanalyse der traditionellen Migrationsvariablen im vorherigen Kapitel zeigt, dass Migration besonders durch die zunehmende Urbanisierung in den östlichen Provinzen Chinas angetrieben wird. Allerdings führt diese Entwicklung, zumindest in den Sektoren, wo Migranten direkt mit der heimischen Bevölkerung konkurrieren, auch zu steigender Arbeitslosigkeit und Lohndruck.

Die hohen Urbanisierungsraten hängen stark mit dem enormen wirtschaftlichen Wandel der letzten Jahrzehnte zusammen. Folgt man Bao, Bodvarsson, Hou und Zhao (2009) sind Globalisierungstendenzen sowie eine Kombination lokaler Anlageinvestitionen und ausländischer Direktinvestitionen (*FDI*, foreign direct investment<sup>49</sup>) für Chinas beachtliches Wachstum verantwortlich. Doch die bisherige Diskussion legt dar, dass nicht alle Provinzen gleichermaßen an der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung teilhaben.

Um die vorherigen Untersuchungen zu erweitern, ergibt sich neben den klassischen Migrationshypthesen ein besonderes Interesse an der Untersuchung des wirtschaftlichen Wachstums als entscheidenden Faktor der Migration. Dabei ist es aufgrund des hohen internationalen Einflusses wichtig, die ausländischen Direktinvestitionen und den internationalen Handel mit einzubeziehen. Die Zusammenhänge zwischen *Migration*, *ausländischen Direktinvestitionen*, *internationalem Handel* und *Wirtschaftswachstum* sollen daher ebenfalls durch eine Kausalitätsanalyse verdeutlicht werden.

Der in der nachstehenden Analyse verwendete Migrationsdatensatz ist der gleiche wie im dritten Kapitel. Hinsichtlich der stilisierten Fakten zur Migration in China wird auf die Abschnitte 2.1 und 3.1 verwiesen, in denen diesbzgl. bereits eine ausführliche Diskussion erfolgte. Im folgenden Abschnitt wird zunächst der Stand der Forschung vorgestellt. Anschließend stehen im zweiten Teil der Datensatz und die Inferenzmethoden im Fokus. Im dritten Paragraph findet sich eine Erläuterung der empirischen Ergebnisse, bevor der vierte Abschnitt zusammenfasst.

---

<sup>49</sup> Da auch im deutschen Sprachgebrauch die englische Abkürzung FDI mittlerweile sehr geläufig ist, wird sie in der Folge beibehalten.

## 4.1 Stand der Forschung

Die empirischen Fakten bezüglich des Einflusses der FDI auf die Exporte sind sehr gemischt. Horst (1972) und Jeon (1992) bspw. behaupten in einer Vielzahl von Länderstudien, dass FDI und Exporte eine negative Korrelation haben, wenn so genanntes ‚market-seeking FDI'<sup>50</sup> dominiert. Andere wiederum sehen FDI und internationalen Handel positiv korreliert, wenn so genanntes ‚resource-seeking FDI'<sup>51</sup> im Empfängerland überwiegt (Ajami & BarNiv, 1984; Grosse & Trevino, 1996). Das gleiche gemischte Bild ergibt sich, wenn die Effekte der FDI auf die wirtschaftliche Entwicklung untersucht werden. Viele internationale Studien betonen, dass FDI einen negativen Einfluss auf das wirtschaftliche Wachstum haben (Chase-Dunn, 1975; Bornschier & Chase-Dunn, 1985; Dixon & Boswell, 1996; Kentor, 1998, 2001; Kentor & Boswell, 2003). Tatsächlich mögen hohe fortwährende ausländische Investitionen transnationaler Unternehmen zu einer externen Abhängigkeit der einheimischen Wirtschaft führen (Portes, 1978; Bornschier & Chase-Dunn, 1985; Dixon & Boswell, 1996; Kentor, 1998). Im Gegensatz dazu argumentieren andere Autoren, dass FDI einen positiven Einfluss auf die wirtschaftliche Entwicklung haben (De Soysa & Oneal, 1999; Firebaugh, 1992; Firebaugh and Beck, 1994; Ito & Iguchi, 1994; Sauvant, Mallampally, & Economou, 1993; Gries, 2002; Tsay, Tsai, & Hayase, 2003). Demnach erhöhen FDI den inländischen Kapitalstock des aufnehmenden Landes und fördern dadurch das wirtschaftliche Wachstum, welches anderenfalls eventuell nicht stattgefunden hätte.

Da die Korrelation zwischen FDI sowie internationalem Handel und wirtschaftlichem Wachstum prinzipiell positiv und negativ sein kann, stellt sich die Frage, auf welche Weise FDI Migration beeinflussen. Gemäß Hayase (2001) ist ein positiver Zusammenhang zwischen japanischen FDI und der Beschäftigungssituation in den ostasiatischen Empfängerländern zu beobachten, wodurch die Auswanderung aus diesen Ländern reduziert wird. Auch Ito und Iguchi (1994) sehen positive Effekte der japanischen FDI bezüglich der Beschäftigung in Indonesien, Thailand, Malaysia und den Philippinen. In Nordamerika ist zu beobachten, dass erhöhte FDI die Rate unkontrollierter Migration von Mexiko in die USA verringern (Massey & Espinosa, 1997; Aroca & Maloney, 2005). Sanderson und Kentor (2008) argumentieren, dass kurzfristige Kapitalflüsse und eine höhere Exportproduktion Migranten in wirtschaftlich erfolgreiche Regionen drücken. In solchen Regionen generieren die Kapitalflüsse Jobs und erhöhen die Chancen auf dem

---

<sup>50</sup> Unternehmen investieren in ein Land, um Zugang zu den lokalen Märkten zu erhalten (Absatzorientierung).

<sup>51</sup> Unternehmen investieren in ein Land, um sich Rohstoffe oder knappe Ressourcen zu sichern (Beschaffungsorientierung).

Arbeitsmarkt. Strukturelle makroökonomische Faktoren erscheinen dabei relevanter zu sein als die wirtschaftliche Entwicklung per se.

Doch wie stellt sich der Zusammenhang zwischen ausländischen Direktinvestitionen, internationalem Handel, Wirtschaftswachstum und Migration in China dar? Es wird vielfach argumentiert, dass intra- und inter-provinzielle LandStadt-Wanderung im Wesentlichen durch die wirtschaftliche Entwicklung und das Einkommensdifferenzial zwischen Stadt und Land beeinflusst wird (Seeborg, Jin & Zhu, 2000; Zhu, 2002a, 2002b; Zhang & Song; 2003; Lin, Wang & Zhao, 2004; ten Raa & Pan, 2005).

Mit Orientierung der chinesischen Entwicklungspolitik in Richtung einer stärkeren Exportförderung flossen seit 1978 ausländische Direktinvestitionen in das Land. Es wird argumentiert, dass FDI einen positiven Einfluss auf die technologische und die Export-Entwicklung der provinziellen Unternehmen haben (Zhang & Song, 2000; Liu & Shu, 2003, Gries & Redlin, 2011). Mehr noch, der Zusammenhang zwischen einfließenden FDI und chinesischen Exporten ist wechselseitig (Zhang & Felmingham, 2001). Die ausländischen Direktinvestitionen helfen chinesischen Unternehmen, die das Potenzial für internationale Wettbewerbsfähigkeit besitzen, an Kapital zu kommen. Claro (2009) veranschaulicht, dass die einströmenden FDI und die Exportstrukturen Chinas auf der einen Seite den Überfluss an Arbeitskräften und auf der anderen Seite die international höhere relative Produktivität in arbeitsintensiven Sektoren widerspiegeln. Des Weiteren stellen viele Untersuchungen heraus, dass ausländische Direktinvestitionen nicht nur positiv mit den Exporten korreliert sind, sondern auch mit dem wirtschaftlichen Wachstum in China (Chen, Chang & Zhang, 1995; Berthelemy & Demurger, 2000; Lemoine, 2000; Liu, Wang & Wei, 2001; Sun & Parikh, 2001; Whalley & Xin, 2006). Folgt man Baharumshah und Thanoon (2006) so ist der Einfluss von FDI auf das wirtschaftliche Wachstum in ost-asiatischen Ländern, inklusive China, stärker als der der inländischen Investitionen. Der größte Teil der einfließenden ausländischen Direktinvestitionen und des chinesischen Exportvolumens ist in den Küstenprovinzen zu verzeichnen. Diese Entwicklung verstärkt jedoch sowohl die Ungleichheitstendenzen zwischen den westlichen bzw. inneren und den östlichen Provinzen als auch zwischen den ländlichen und städtischen Gebieten (Fu, 2004).

Bao et al. (2009) behaupten, dass große Ströme ausländischer Direktinvestitionen zu erhöhter inländischer Migration in China führten, besonders in den 1990er Jahren. Fu (2004) argumentiert, dass FDI-basierte arbeitsintensive Exporte an der Küste mobile und effiziente Arbeitskräfte aus den zentralen und westlichen Provinzen stark anziehen.

Insgesamt scheinen die räumlichen und geographischen Vorteile der östlichen Provinzen die Migrationstendenzen in diese Region sowie steigende Wachstumsungleichheiten zu fördern, da in den inneren und westlichen Provinzen nur geringe Wachstumsimpulse zu verzeichnen sind (Bao, Chang, Sachs & Woo, 2002). Dennoch wird inter-provinzielle Migration in China reduziert, wenn Provinzen ausreichendes ausländisches Kapital anziehen und somit wirtschaftliches Wachstum sowie Arbeitsplätze generiert werden (Liang & White, 1997).

## 4.2 Datensatz und Inferenzmethoden

Die Daten zur Analyse des kausalen (wechselseitigen) Zusammenhangs zwischen Migration und den entsprechenden ökonomischen Variablen werden nachfolgend detaillierter beschrieben. Die provinzielle *Migrationsrate* wird wie im dritten Kapitel als Differenz der Bevölkerung mit einem vom Heimatort abweichenden Registrierungsstatus von einem Jahr zum nächsten in Bezug auf die provinzielle (Gesamt-)Bevölkerung dargestellt. Auf diese Weise erhält man die jährlichen Veränderungsraten der *inter-* und *intra-provinziellen Migration* der einzelnen Provinzen.<sup>52</sup> Eine Trennung der Datengruppen ist nicht möglich.

Die weiteren Variablen zur Untersuchung der Kausalität sind:<sup>53</sup>

- 1) *FDI (foreign direct investment)* – Gesamtwert des registrierten ausländischen Kapitals (100 Mio. Yuan)
- 2) *Exporte* – Gesamtwert der Exporte nach Standort des Exporteurs (100 Mio. Yuan)
- 3) *Bruttoinlandsprodukt (GDP, growth domestic product)<sup>54</sup>* – Bruttoregionalprodukt (100 Mio. Yuan, real)<sup>55</sup>

Die Daten zu den vorstehenden Variablen sind erneut überwiegend den *China Statistical Yearbooks 1997-2009* direkt entnommen worden.<sup>56</sup> Da das *China Statistical Yearbook* für das Jahr 2000 keine Zahlen zur Bevölkerung mit einer vom Heimatort abweichenden

---

<sup>52</sup> Zur Durchführung der Kausalitätsanalyse sind längere Zeitreihen unabdingbar. Da jedoch derartige Migrationsdaten von offizieller Seite in der Literatur nicht erhältlich sind, wurde die Migrationsrate über den Registrierungsstatus näherungsweise berechnet. Bezüglich der Problematik der Datenverfügbarkeit sei auf den Abschnitt 2.4 verwiesen.

<sup>53</sup> Die Variablen, welche in diesem und den vorherigen Kapiteln genutzt werden, können zusätzlich auch dem Anhang A 1 entnommen werden.

<sup>54</sup> Da auch im deutschen Sprachgebrauch die englische Abkürzung GDP sehr geläufig ist, wird sie in der Folge beibehalten.

<sup>55</sup> Die exakte Berechnung kann der Datenquelle nicht entnommen werden. Es handelt sich hier nicht um Pro-Kopf-Daten sondern um absolute Werte der jeweiligen Provinz, da sich im dritten Kapitel gezeigt hat, dass bzgl. GDP pro Kopf und Migration kein kausaler Zusammenhang gegeben ist (vgl. Abschnitt 3.4.3.3).

<sup>56</sup> Das *China Statistical Yearbook* weist keine Daten auf, die weiter zurückgehen.

Registrierung enthält, sind diese Daten abermals dem *Population Census 2000* entnommen worden.

Da das GDP in chinesischen RMB (Yuan) gegeben ist, wurden die Variablen FDI und Exporte von US-Dollar in die chinesische Währung umgerechnet, um eine einheitliche Basis für die Daten aus dem *China Statistical Yearbook* zu haben.<sup>57</sup> Um die Komponente des internationalen Handels auszuweiten, wird der Datensatz um die absoluten Importe (aus China) der wichtigsten chinesischen Handelspartner – USA, EU-15<sup>58</sup> und Japan – erweitert. Die Daten (in Euro) sind über das *China Statistical Yearbook* nicht verfügbar und wurden *Eurostat* entnommen. Allerdings sind diese *nicht für jede Provinz einzeln erhältlich*, so dass nur der Gesamteffekt gemessen werden kann und die Aussagekraft dadurch eingeschränkt ist. Es ergeben sich folgende zusätzliche Variablen:

- 4) *Importe USA* (100 Mio. Euro)
- 5) *Importe EU-15* (100 Mio. Euro)
- 6) *Importe Japan* (100 Mio. Euro)<sup>59</sup>

Um die Zeitreihen zu glätten und annähernd normalverteilte Werte zu erhalten, wurden alle Daten – mit der Ausnahme von Migration (umfasst auch negative Werte) – logarithmiert. Sämtliche Berechnungen basieren auf allen 31 chinesischen Provinzen für die Jahre 1997-2008.

Die verwendeten Daten werden wie im dritten Kapitel nach östlichen, zentralen und westlichen Provinzen sortiert und gruppiert, da der Osten ökonomisch gesehen die erfolgreichste Region ist und die meisten Migranten anzieht. Eine Zusammenfassung der Daten wird in Tab. 24 gegeben. Um die Besonderheit der geographischen Dreiteilung noch einmal zu veranschaulichen, sind die FDI, die Exporte und das GDP zusätzlich in den Abb. 9-11 dargestellt.

Es zeigt sich, dass die östlichen Provinzen im Schnitt die höchsten Wachstumsraten des GDP aufweisen. Obwohl die inneren und westlichen Provinzen beachtliche Zuwächse bezüglich FDI, Exporte und GDP verzeichnen, verliert gerade der Westen die meisten Einwohner.

---

<sup>57</sup> Der durchschnittliche Wechselkurs für den Zeitraum 1997-2008 ist 100 USD = 808 RMB.

<sup>58</sup> Die EU-15 umfasst Belgien, Dänemark, Deutschland, Finnland, Frankreich, Griechenland, Irland, Italien, Luxemburg, Niederlande, Österreich, Portugal, Schweden, Spanien, Großbritannien.

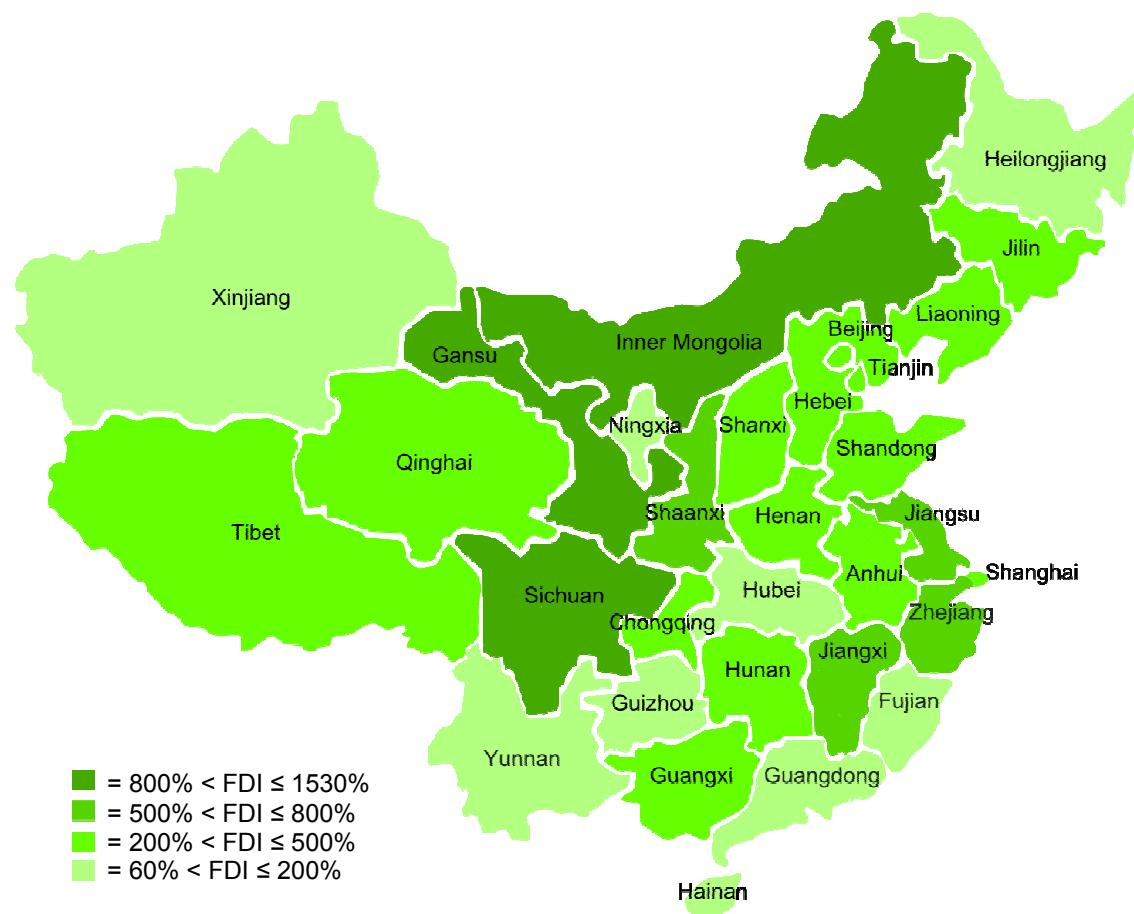
<sup>59</sup> Für die Umrechnung der FDI und der Exporte sind die offiziellen Umrechnungskurse des chinesischen National Bureau of Statistics (NBS) genutzt worden, dem die Ursprungsdaten entstammen. Da das NBS jedoch einen RMB-Euro-Umrechnungskurs erst ab 2002 ausweist und sich die vorliegende Analyse auf den Zeitraum 1997-2008 bezieht, sind die Importe in Euro beibehalten worden.

**Tabelle 24 – Deskriptive Datenzusammenfassung (1997-2008)**

Provinz	Migrations-rate	FDI	Exporte	Importe USA	Importe EU-15	Importe Japan	GDP
Beijing	2,39	358,71	501,77				575,72
Tianjin	-0,34	379,57	672,18				476,11
Hebei	0,00	210,07	621,07				388,56
Liaoning	0,08	406,51	384,81				362,56
Shanghai	1,75	369,81	940,37				408,81
Jiangsu	0,31	622,34	1414,78				429,87
Zhejiang	0,98	615,61	1281,54	185,87			448,89
Fujian	0,70	185,11	465,16		206,19		353,27
Shandong	-0,16	240,93	717,87				439,16
Guangdong	1,83	155,33	455,94				474,66
Guangxi	0,05	210,59	270,07				366,36
Hainan	0,29	88,93	166,46				324,08
<b>Ost (Ø)</b>	0,66	320,29	657,67				420,67
Shanxi	0,10	377,16	687,17				429,60
Inner Mongolia	0,49	803,16	459,15				660,81
Jilin	-0,07	217,37	428,72				419,83
Heilongjiang	0,23	165,27	1076,10				298,87
Anhui	0,01	288,95	615,15	185,87			341,81
Jiangxi	-0,10	600,48	581,14		206,19		366,09
Henan	0,04	214,74	701,82				416,36
Hubei	-0,12	193,65	510,71				311,88
Hunan	-0,02	366,64	486,99				353,82
<b>Zentral (Ø)</b>	0,06	358,60	616,33				399,90
Chongqing	0,00	227,81	1065,30				360,03
Sichuan	-0,03	1529,60	542,41				349,68
Guizhou	0,07	87,41	358,47				388,41
Yunnan	0,17	193,01	367,61				322,51
Tibet	-0,97	388,18	1584,59	185,87			521,76
Shaanxi	0,11	613,72	367,20		206,19		488,70
Gansu	-0,05	954,88	373,38				383,97
Qinghai	0,22	364,05	301,16				411,36
Ningxia	0,43	135,48	566,31				478,88
Xinjiang	-0,32	67,89	2837,69				386,25
<b>West (Ø)</b>	-0,03	414,73	760,37				371,96

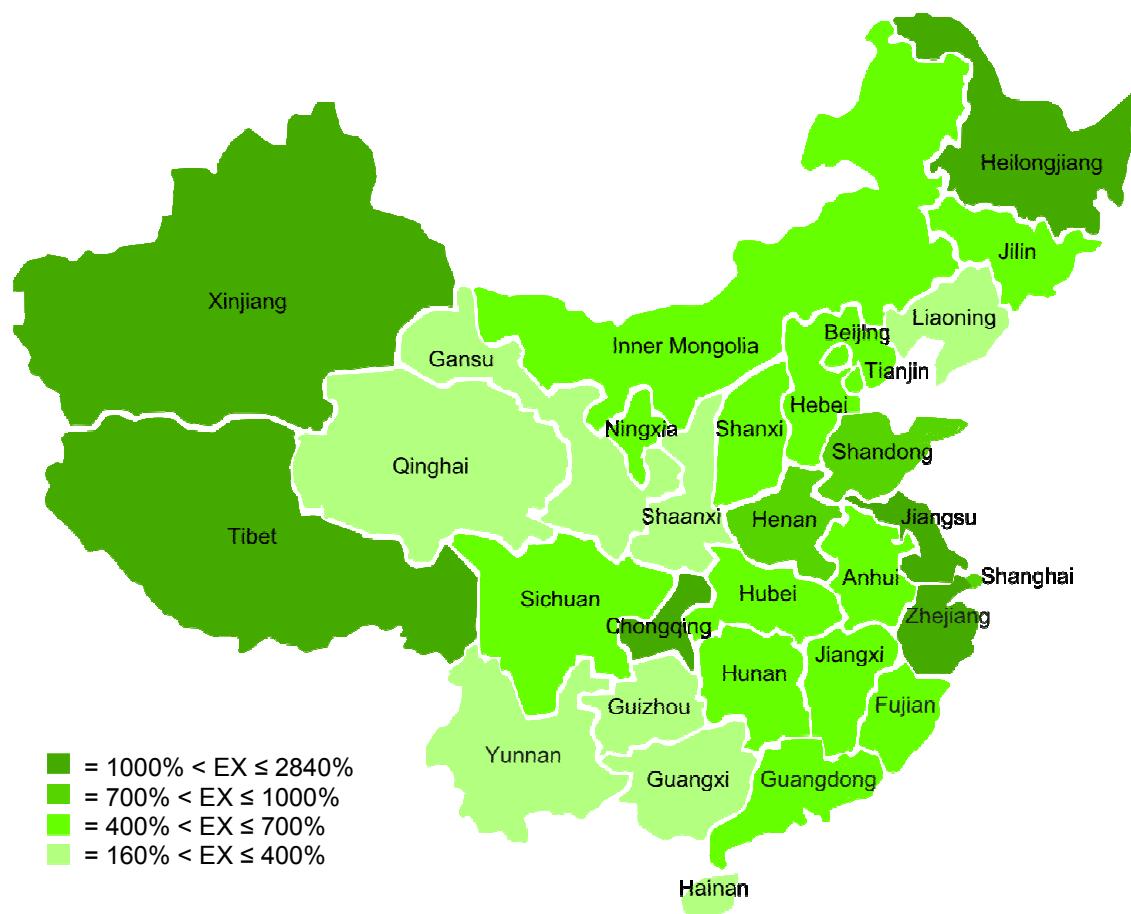
**Anmerkungen:**

- Alle Daten sind Prozentwerte. Migration ist berechnet als die jährliche durchschnittliche Wachstumsrate im Zeitraum 1997-2008. FDI, Exporte, Importe und GDP sind dargestellt als Wachstumsrate zwischen dem Jahr 1997 und 2008.
- Da die Importe aus China der USA, der EU-15 und Japans in der verwendeten Datenquelle nicht für jede Provinz separat ausgewiesen sind, wird der Gesamtwert angegeben.
- Die Durchschnittswerte für Ost, Zentral und West sind nur einfache und keine gewichteten Durchschnitte.

**Abbildung 9 – Provinzielle Wachstumsrate der FDI im Zeitraum 1997-2008****Anmerkung:**

Die Datenskalierung ist bewusst nicht symmetrisch vorgenommen worden, um auf Grundlage der vorliegenden Daten sinnvoll abgrenzbare Cluster darzustellen.

Quelle: *China Statistical Yearbook 1997-2009*, NBS China; eigene Darstellung

**Abbildung 10 – Provinzielle Wachstumsrate der Exporte (EX) im Zeitraum 1997-2008**Anmerkung:

Die Datenskalierung ist bewusst nicht symmetrisch vorgenommen worden, um auf Grundlage der vorliegenden Daten sinnvoll abgrenzbare Cluster darzustellen.

Quelle: *China Statistical Yearbook 1997-2009*, NBS China; eigene Darstellung

Abbildung 11 – Provinzielle Wachstumsrate des GDP im Zeitraum 1997-2008

Anmerkung:

Die Datenskalierung ist bewusst nicht symmetrisch vorgenommen worden, um auf Grundlage der vorliegenden Daten sinnvoll abgrenzbare Cluster darzustellen.

Quelle: *China Statistical Yearbook 1997-2009*, NBS China; eigene Darstellung

Aufgrund der vorliegenden Datenstruktur eignet sich für die empirische Analyse des kausalen Zusammenhangs zwischen provinzieller *Migration* sowie *FDI*, *Exporten*, *Importen* und dem *GDP* das bereits im dritten Kapitel vorgestellte Verfahren von Hurlin und Venet (2001). Die analytischen Ergebnisse basieren somit auf dem folgenden Modell:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^p \gamma^{(k)} y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^p \beta_i^{(k)} x_{i,t-k} + \nu_{i,t} \quad (4.1)$$

Zur Durchführung der Methodik werden erneut einige sequentielle *F*-Tests berechnet. Aufgrund der kurzen Zeitreihe von 12 Jahren wird abermals nur ein lag von  $t-1$  für die *F*-Statistiken zugelassen, um nicht zu viele Freiheitsgrade – und folglich Informationen – zu verlieren (vgl. Beck & Katz, 1995).

## 4.3 Empirische Ergebnisse

### 4.3.1 Stationarität und Kointegration

Vor Beginn der TSCS Granger Tests werden die Zeitreihendaten auf Stationarität überprüft. Die Ergebnisse der Einheitswurzeltests sind in Tab. 25 dargestellt. Die Tabelle gibt die Ergebnisse der Testverfahren von Levin, Lin und Chu (2002), Im, Pesaran und Shin (2003) sowie dem Fisher Verfahren (ADF) wieder. Um die richtige lag-Länge anzuwenden, ist das Schwarz-Informationskriterium (1978) berechnet worden.

**Tabelle 25 – Ergebnisse der Einheitswurzeltests**

Methode	Statistik	Wahrscheinlichkeiten	lag-Länge	Querschnitte	Beobachtungen
Null: Unit root (es wird von einem gemeinsamen Einheitswurzelprozess ausgegangen)					
<b>Levin, Lin und Chu</b>					
Migrationsrate	-20,2549	0,0000	0-1	31	332
FDI	-8,76453	0,0000	0-1	31	333
Exporte	-11,5142	0,0000	0-1	31	332
Importe USA	-18,1344	0,0000	1	31	310
Importe EU-15	-10,3933	0,0000	1	31	310
Importe Japan	-21,9966	0,0000	1	31	310
GDP	-10,3599 (D)	0,0000	0-1	31	297
Null: Unit root (es wird von einem individuellen Einheitswurzelprozess ausgegangen)					
<b>Im, Pesaran und Shin</b>					
Migrationsrate	-11,5431	0,0000	0-1	31	332
FDI	-2,73385	0,0031	0-1	31	333
Exporte	-4,64327	0,0000	0-1	31	332
Importe USA	-6,63980	0,0000	1	31	310
Importe EU-15	-2,82698	0,0000	1	31	310
Importe Japan	-8,58201	0,0000	1	31	310
GDP	-3,38554 (D)	0,0004	0-1	31	297
<b>ADF – Fisher Chi<sup>2</sup></b>					
Migrationsrate	224,519	0,0000	0-1	31	332
FDI	101,457	0,0012	0-1	31	333
Exporte	120,084	0,0000	0-1	31	332
Importe USA	154,202	0,0000	1	31	310
Importe EU-15	89,8835	0,0118	1	31	310
Importe Japan	187,460	0,0000	1	31	310
GDP	118,878 (D)	0,0000	0-1	31	297

Anmerkungen:

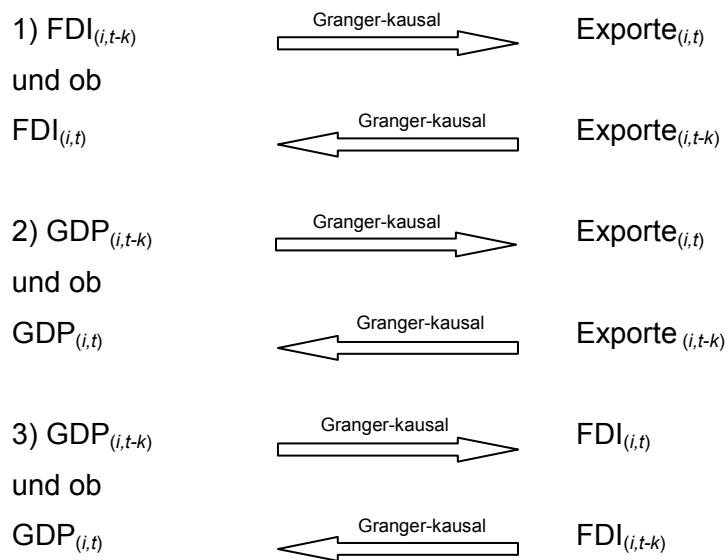
- Alle Variablen mit der Ausnahme von ‚Migration‘ sind logarithmiert.
- D beschreibt die Differenz 1. Ordnung.
- Ein Trendterm wurde in alle Berechnungen einbezogen.
- Die optimale lag-Länge ist anhand des Schwarz-Kriteriums automatisch berechnet worden.
- Der Levin-Lin-Chu- und der Im-Pesaran-Shin-Test nehmen eine asymptotische Normverteilung an.

Die Ergebnisse zeigen, dass mit Ausnahme von GDP alle Variablen in der vorliegenden Untersuchung direkt stationär sind. Lediglich für GDP ist die erste Differenz zu bilden, um Stationarität zu erreichen. Nach Überprüfung der Stationarität ist ein Test auf mögliche Kointegration erforderlich. Wie die vorliegenden Daten zeigen, liegt jedoch kein Kointegrationsproblem vor (vgl. Tab. 25).

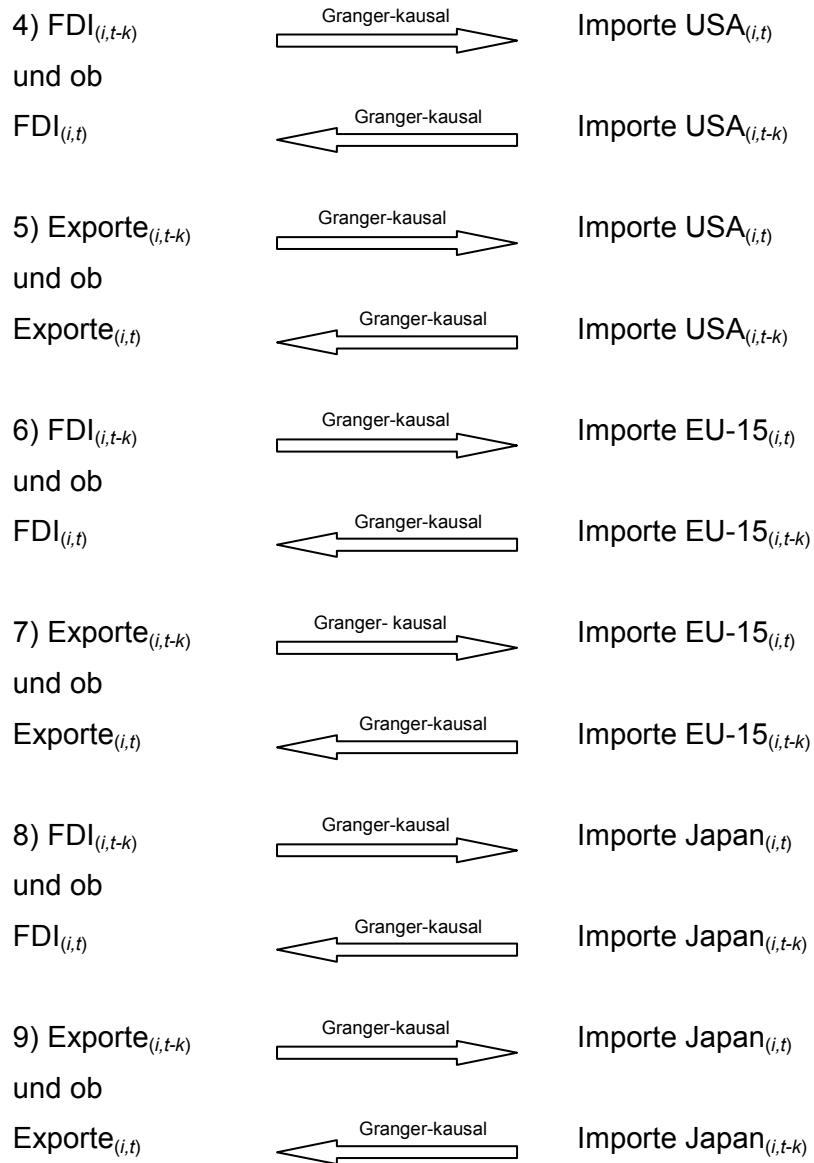
Die Resultate der Einheitswurzeltests entsprechen zum Teil nicht den Erwartungen. Denn man hätte vermutet, dass FDI, die Exporte und die Importe auch erst durch Bildung der ersten Differenz stationär sind, da die vorgenannten Größen über die Zeit wachsen sollten. Auf diese Besonderheit wird bei der Ergebnisinterpretation im folgenden Abschnitt eingegangen.

### 4.3.2 Kausalitätsanalyse

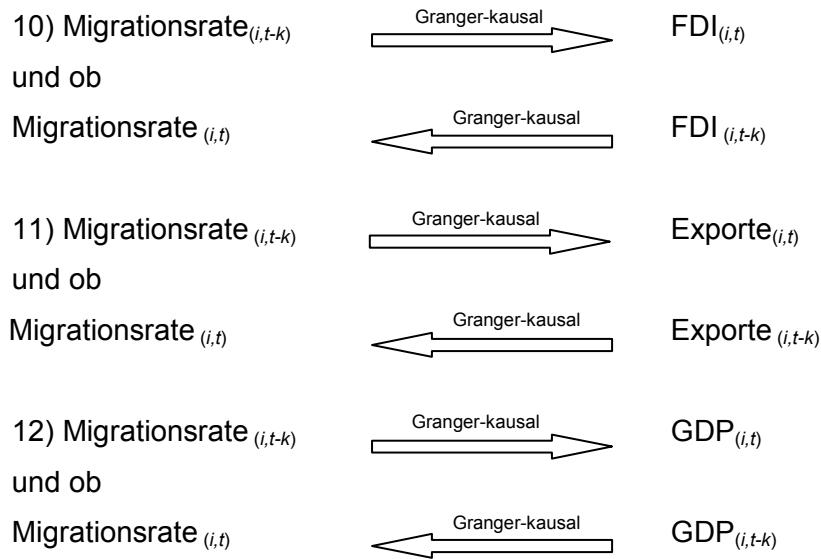
Es wird nun die Kausalität getestet. Hierzu wird zunächst untersucht, wie FDI, Exporte und GDP sich untereinander beeinflussen:



Im nächsten Schritt wird analysiert, in welchem Verhältnis FDI, Exporte und ausländische Importe zueinander stehen. Hiermit soll insbesondere geprüft werden, wie der Einfluss der wichtigsten chinesischen Handelspartner auf die ausländischen Direktinvestitionen und den internationalen Handel ist bzw. inwiefern ein Wirkungszusammenhang in anderer Richtung vorliegt:



Letztlich wird untersucht, wie FDI, Exporte und GDP die Migration beeinflussen bzw. inwieweit in umgekehrter Richtung ein kausaler Zusammenhang gegeben ist:



Wie im dritten Kapitel wird für jedes Variablenpaar 1)-12) geprüft, ob ein kausaler Zusammenhang für *irgendeine* Provinz vorliegt. Dazu wird als erstes auf Nicht-Kausalität ( $H_{01}$ ) getestet. Falls  $H_{01}$  abgelehnt wird, wird die Natur der Kausalität mit dem Test auf *Homogenität* ( $H_{02}$ ) geprüft. Sofern  $H_{02}$  ebenfalls abgelehnt wird, wird auf gruppen-spezifische Kausalität ( $H_{03}$ ) getestet. Als Ergebnis ist ein Kausalzusammenhang für spezifische Provinzen vorhanden oder nicht. Das komplette Testverfahren kann abermals in graphischer Form der Abb. 8 in Kapitel 3 entnommen werden. Aufgrund der ausführlichen Erläuterungen im vorherigen Kapitel wird das Testverfahren nachstehend nur in verkürzter Form dargestellt.

Zu Beginn wird nun untersucht, ob  $x$  nicht Granger-kausal für  $y$  für *irgendeine* Provinz im Beispiel ist. Falls diese Hypothese abgelehnt wird, ist  $x$  Granger-kausal für  $y$  für zumindest eine (und möglicherweise mehr) Provinz(en).

$H_{01}$ : Für alle  $i$ ,  $x$  ist nicht Granger-kausal für  $y$ .

Die Teststatistik  $F_1$  wird wie folgt berechnet:

$$F_1 = \frac{(RSS_2 - RSS_1) / Np}{RSS_1 / [NT - N(1+p) - p]}$$

Falls die Teststatistik nicht signifikant ist, ist  $x$  nicht Granger-kausal für  $y$  und das Testverfahren ist beendet. Das Gegenteil ist wahr, wenn die Teststatistik signifikant ist. Dann ist zumindest für eine (und möglicherweise alle) Provinz(en) ein kausaler Zusammenhang existent und der Test für *homogene Kausalität* wird angewendet. Um festzustellen, ob ein gleichgerichteter (oder homogener) kausaler Prozess für alle  $i$  vorliegt, wird die folgende Hypothese getestet:

$H_{02}$ : Für alle  $i$ ,  $x$  ist Granger-kausal für  $y$ .

Falls  $H_{02}$  bestätigt wird (angezeigt durch eine nicht signifikante Teststatistik  $F_2$ ), liegt ein gleichgerichteter kausaler Prozess für alle Provinzen vor. Folglich ist weiteres Testen nicht notwendig, da sicher gesagt werden kann, dass  $x$  Granger-kausal für  $y$  für alle Provinzen ist. Sofern  $H_{02}$  abgelehnt wird (angezeigt durch eine signifikante Teststatistik  $F_2$ ), kann argumentiert werden, dass für mindestens eine Provinz  $x$  nicht Granger-kausal für  $y$  ist.  $F_2$  berechnet sich wie folgt:

$$F_2 = \frac{(RSS_3 - RSS_1) / [p(N-1)]}{RSS_1 / [NT - N(1+p) - p]}$$

Die Ergebnisse der  $F_1$ - und  $F_2$ -Teststatistiken können Tab. 26 entnommen werden. Es zeigt sich, dass von den Exporten zu den FDI und zum GDP ein kausaler Zusammenhang besteht. Bzgl. GDP und FDI ist dieser Zusammenhang sogar zweiseitig. Darüber hinaus haben die Importe der wichtigsten Handelspartner einen Einfluss auf das FDI. Für Migration ist lediglich eine Kausalität von Migration in Richtung Wirtschaftswachstum (GDP) gegeben.

**Tabelle 26 –  $F_1$ - und  $F_2$ -Teststatistiken**

**a) FDI, Exporte, GDP**

Teststatistik	Kausalitätsrichtung					
	FDI→EX	EX→FDI	GDP→EX	EX→GDP	GDP→FDI	FDI→GDP
$F_1$	1,18875	7,98364 ***	4,58229 ***	4,78434 ***	11,88924 ***	2,74266 ***
$F_2$	---	2,47222 ***	1,17805	1,73260 **	1,37951 *	1,57934 **

Anmerkung: \*\*\* 1% Signifikanzniveau, \*\* 5% Signifikanzniveau, \* 10% Signifikanzniveau

**b) FDI, Exporte im Verhältnis zu Importe USA, EU-15 und Japan**

Teststatistik	Kausalitätsrichtung			
	FDI→IM USA	IM USA→FDI	EX→IM USA	IM USA→EX
F <sub>1</sub>	0,51130	4,75816 ***	0,37538	1,82991 ***
F <sub>2</sub>	---	3,22112 ***	---	0,91393

Teststatistik	Kausalitätsrichtung			
	FDI→IM EU-15	IM EU-15→FDI	EX→IM EU-15	IM EU-15→EX
F <sub>1</sub>	0,98445	6,88805 ***	1,61987 **	2,27031 ***
F <sub>2</sub>	---	3,70905 ***	0,39881	0,95399

Teststatistik	Kausalitätsrichtung			
	FDI→IM Japan	IM Japan→FDI	EX→IM Japan	IM Japan→EX
F <sub>1</sub>	2,23910 ***	2,85940 ***	2,78957 ***	0,81942
F <sub>2</sub>	0,92197	1,59796 **	0,35858	---

Anmerkung: \*\*\* 1% Signifikanzniveau, \*\* 5% Signifikanzniveau, \* 10% Signifikanzniveau

**c) FDI, Exporte, GDP im Verhältnis zur Migrationsrate**

Teststatistik	Kausalitätsrichtung					
	MR→FDI	FDI→MR	MR→EX	EX→MR	MR→GDP	GDP→MR
F <sub>1</sub>	0,84063	0,43321	0,57997	0,23359	5,26009 ***	1,43449 *
F <sub>2</sub>	---	---	---	---	5,10069 ***	0,67256

Anmerkung: \*\*\* 1% Signifikanzniveau, \*\* 5% Signifikanzniveau, \* 10% Signifikanzniveau

Falls H<sub>02</sub> abgelehnt wird, kann die dritte Behauptung aufgestellt werden, um zu illustrieren, für welche Untergruppe der Querschnittseinheiten *j* (*j* = Regionen Ost, Zentral und West) x Granger-kausal für *y* ist, oder:

H<sub>03a</sub>: Für *j*, *x* ist nicht Granger-kausal für *y*.

Die Teststatistik F<sub>3a</sub> ist wie folgt:

$$F_{3a} = \frac{(RSS_{2,j} - RSS_1) / (n_{nc} p)}{RSS_1 / [NT - N(1 + p) - n_c p]}$$

Wenn  $F_{3a}$  signifikant ist, kann  $H_{03a}$  abgelehnt werden. Somit ist x Granger-kausal für y in dieser Untergruppe der Provinzen. Die Ergebnisse der  $F_{3a}$ -Teststatistiken für die Regionen Ost, Zentral und West sind in Tab. 27 dargestellt.

**Tabelle 27 –  $F_{3a}$ -Teststatistiken**

**a) FDI, Exporte, GDP**

Region	Kausalitätsrichtung					
	FDI→EX	EX→FDI	GDP→EX	EX→GDP	GDP→FDI	FDI→GDP
Ost	Kein kausaler Zusammenhang für irgendeine Querschnittseinheit gegeben	9,24178 ***	Kein kausaler Zusammenhang für irgendeine Querschnittseinheit gegeben	4,66556 ***	1,46052 *	2,85967 ***
Zentral		12,69088 ***		9,20598 ***	2,34044 ***	4,93297 ***
West		12,13192 ***		5,94145 ***	3,64595 ***	3,03085 ***

Anmerkungen: \*\*\* 1% Signifikanzniveau, \*\* 5% Signifikanzniveau, \* 10% Signifikanzniveau  
Die in den Regionen enthaltenen Provinzen können der Tab. 24 entnommen werden.

**b) FDI, Exporte im Verhältnis zu Importe USA, EU-15 und Japan**

Region	Kausalitätsrichtung			
	FDI→IM USA	IM USA→FDI	EX→IM USA	IM USA→EX
Ost	Kein kausaler Zusammenhang für irgendeine Querschnittseinheit gegeben	1,79286 ***	Kein kausaler Zusammenhang für irgendeine Querschnittseinheit gegeben	Kein kausaler Zusammenhang für irgendeine Querschnittseinheit gegeben
Zentral		2,75474 ***		
West		8,85405 ***		

Region	Kausalitätsrichtung			
	FDI→IM EU-15	IM EU-15→FDI	EX→IM EU-15	IM EU-15→EX
Ost	Kein kausaler Zusammenhang für irgendeine Querschnittseinheit gegeben	4,88267 ***	Kein kausaler Zusammenhang für irgendeine Querschnittseinheit gegeben	Kein kausaler Zusammenhang für irgendeine Querschnittseinheit gegeben
Zentral		7,51020 ***		
West		11,31030 ***		

Region	Kausalitätsrichtung			
	FDI→IM Japan	IM Japan→FDI	EX→IM Japan	IM Japan→EX
Ost	Kein kausaler Zusammenhang für irgendeine Querschnittseinheit gegeben	1,79296 ***	Kein kausaler Zusammenhang für irgendeine Querschnittseinheit gegeben	Kein kausaler Zusammenhang für irgendeine Querschnittseinheit gegeben
Zentral		2,75535 ***		
West		4,54858 ***		

Anmerkungen: \*\*\* 1% Signifikanzniveau, \*\* 5% Signifikanzniveau, \* 10% Signifikanzniveau  
Die in den Regionen enthaltenen Provinzen können der Tab. 24 entnommen werden.

### c) FDI, Exporte, GDP im Verhältnis zur Migrationsrate

Region	Kausalitätsrichtung					
	MR→FDI	FDI→MR	MR→EX	EX→MR	MR→GDP	GDP→MR
Ost	Kein kausaler Zusammenhang für irgendeine Querschnittseinheit gegeben	5,49697***	Kein kausaler Zusammenhang für irgendeine Querschnittseinheit gegeben			
Zentral					7,70781***	
West					2,12006***	

Anmerkungen: \*\*\* 1% Signifikanzniveau, \*\* 5% Signifikanzniveau, \* 10% Signifikanzniveau  
 Die in den Regionen enthaltenen Provinzen können der Tab. 24 entnommen werden.

Da allerdings neben den Untergruppen der Querschnittseinheiten  $j$  auch jede Querschnittseinheit  $i$  selbst wiederum von Interesse ist, wird zusätzlich  $H_{03b}$  berechnet.

$H_{03b}$ : Für  $i$ ,  $x$  ist nicht Granger-kausal für  $y$ .

Die Teststatistik  $F_{3b}$  gestaltet sich wie folgt:

$$F_{3b} = \frac{(RSS_{2,i} - RSS_1) / p}{RSS_1 / [NT - N(1+2p) + p]}$$

Falls  $F_{3b}$  signifikant ist, kann  $H_{03b}$  abgelehnt werden. Folglich ist  $x$  Granger-kausal für  $y$  für die jeweilige Querschnittseinheit  $i$ . Um zu wissen, ob ein positiver oder negativer kausaler Zusammenhang zwischen den jeweiligen Variablen besteht, werden in Tab. 28 die provinzspezifischen Regressionskonstanten einschließlich der Signifikanzniveaus der  $F_{3b}$ -Teststatistiken wiedergegeben.

**Tabelle 28 – Provinzspezifische Regressionskonstanten (inkl. Signifikanzniveaus)****a) FDI, Exporte, GDP**

Provinz	Kausalitätsrichtung					
	FDI→EX	EX→FDI	GDP→EX	EX→GDP	GDP→FDI	FDI→GDP
Beijing	0,385312 ***			-0,024349	-0,3217029	-0,005011
Tianjin	0,3313624 ***			0,0383618 ***	1,818108 **	0,054311 ***
Hebei	0,318487 ***			0,0560301 ***	1,289994	0,0869862 ***
Liaoning	0,4167514 ***			0,0574949 ***	2,130593 **	0,0606861 ***
Shanghai	0,31315 ***			0,0176917	1,808035	0,0257176
Jiangsu	0,4166826 ***	Kein kausaler Zusammenhang für irgendeine Querschnittseinheit gegeben		0,0413602 ***	2,361359 ***	0,0453503 ***
Zhejiang	0,4549142 ***			0,0282854 ***	3,349409 ***	0,0248114 **
Fujian	0,2493496 ***			0,0659928 ***	0,8843634	0,142196 ***
Shandong	0,3321684 ***			0,0589578 ***	0,5688375	0,0882356 ***
Guangdong	0,1956428 ***			0,025039	0,707819	0,0247788
Guangxi	0,4201558 ***			0,1043103 ***	1,551118 ***	0,1462003 ***
Hainan	0,37029 **			0,1187233 ***	2,127281 **	-0,0405903 ***
Shanxi	0,3975613 ***			0,0597062 ***	1,046743 ***	0,0338435
Inner Mongolia	0,8274797 ***			0,0702676 ***	2,41111 ***	0,0418005 ***
Jilin	0,3701298 ***			0,0867638 ***	0,9800017	0,0708502 ***
Heilongjiang	0,2070196 ***			0,0378873 ***	1,434136 *	0,0437491
Anhui	0,4044465 ***			0,0768437 ***	1,888732 ***	0,1013891 ***
Jiangxi	0,6750904 ***			0,0586072 ***	2,444442 ***	0,0473586 ***
Henan	0,2948266 ***			0,0669165 ***	1,499948 ***	0,1124562 ***
Hubei	0,3071485 ***			0,1053601 ***	0,0295704	0,1876605 ***
Hunan	0,5514437 ***			0,0854141 ***	1,802147 ***	0,0841003 ***
Chongqing	0,3051702 ***			0,053699 ***	3,44163 ***	0,027669
Sichuan	0,4123342 ***			0,0570651 ***	3,247912 ***	0,0856317 ***
Guizhou	0,1956762 ***			0,0649509 ***	2,215176 ***	0,0224911
Yunnan	0,4512619 ***			0,0753941 ***	1,544658 *	0,1012838 ***
Tibet	0,3232026 ***			-0,0176883	-1,100523	-0,0103936
Shaanxi	0,0835226			0,0704934 ***	-0,4551023	0,1368075 ***
Gansu	-0,0562549			0,0534352 ***	-1,381797	0,0875179 ***
Qinghai	0,3483649 ***			0,0486301 ***	3,642096 ***	0,0728742 ***
Ningxia	0,3503797 ***			0,0624354 ***	2,254583 ***	0,0303856 ***
Xinjiang	0,397375 ***			0,0301579 ***	4,137074 ***	0,027927

Anmerkungen: \*\*\* 1% Signifikanzniveau, \*\* 5% Signifikanzniveau, \* 10% Signifikanzniveau

Die Signifikanzniveaus sind die der  $F_{3b}$ -Teststatistiken. Die Teststatistiken selbst sind nicht ausgewiesen.

**b) FDI, Exporte im Verhältnis zu Importen USA, EU-15 und Japan**USA

Provinz	Kausalitätsrichtung			
	FDI→IM USA	IM USA→FDI	EX→IM USA	IM USA→EX
Beijing		0,3644741 **		
Tianjin		0,3368336		
Hebei		0,4289235 ***		
Liaoning		0,3011424		
Shanghai		0,4552288 ***		
Jiangsu		0,7109599 ***		
Zhejiang		0,7315774 ***		
Fujian		0,2876945		
Shandong		0,4643012 ***		
Guangdong		0,1934147		
Guangxi		0,3652905 **		
Hainan		-0,0761491		
Shanxi		0,5574825 ***		
Inner Mongolia		0,7064752 ***		
Jilin		0,2433579		
Heilongjiang		0,2603513		
Anhui		0,4431358 ***		
Jiangxi		0,9532767 ***		
Henan		0,3402429		
Hubei		0,2762151		
Hunan		0,5121156 ***		
Chongqing		0,7111701 ***		
Sichuan		-0,0357267		
Guizhou		0,3364551		
Yunnan		0,7307611 ***		
Tibet		0,1140052		
Shaanxi		-0,6316975 ***		
Gansu		-1,343591 ***		
Qinghai		0,9223633 ***		
Ningxia		0,5305419 ***		
Xinjiang		1,687396 ***		

Kein kausaler Zusammenhang für irgendeine Querschnittseinheit gegeben

Kein kausaler Zusammenhang für irgendeine Querschnittseinheit gegeben

Anmerkungen: \*\*\* 1% Signifikanzniveau, \*\* 5% Signifikanzniveau, \* 10% Signifikanzniveau  
 Die Signifikanzniveaus sind die der  $F_{3b}$ -Teststatistiken. Die Teststatistiken selbst sind nicht ausgewiesen.

EU-15

Provinz	Kausalitätsrichtung			
	FDI→IM EU-15	IM EU-15→FDI	EX→IM EU-15	IM EU-15→EX
Beijing		0,7374085 ***		
Tianjin		0,7431019 ***		
Hebei		0,6704581 ***		
Liaoning		0,6967185 ***		
Shanghai		0,8195418 ***		
Jiangsu		1,262596 ***		
Zhejiang		1,274188 ***		
Fujian		0,4736931 ***		
Shandong		0,731162 ***		
Guangdong		0,347256 **		
Guangxi		0,640995 ***		
Hainan		-0,0026361		
Shanxi		0,9494409 ***		
Inner Mongolia		1,496505 ***		
Jilin		0,5282974 ***		
Heilongjiang		0,5227426 ***		
Anhui		0,7907411 ***		
Jiangxi		1,500857 ***		
Henan		0,6514577 ***		
Hubei		0,5301579 ***		
Hunan		0,9615037 ***		
Chongqing		1,016635 ***		
Sichuan		0,6575575 ***		
Guizhou		0,3344849 *		
Yunnan		0,9474978 ***		
Tibet		0,4967228 ***		
Shaanxi		-0,22556		
Gansu		-0,7892469 ***		
Qinghai		1,245002 ***		
Ningxia		0,6544329 ***		
Xinjiang		1,787245 ***		

Kein kausaler Zusammenhang für irgendeine Querschnittseinheit gegeben

Kein kausaler Zusammenhang für irgendeine Querschnittseinheit gegeben

Kein kausaler Zusammenhang für irgendeine Querschnittseinheit gegeben

Anmerkungen: \*\*\* 1% Signifikanzniveau, \*\* 5% Signifikanzniveau, \* 10% Signifikanzniveau  
 Die Signifikanzniveaus sind die der  $F_{3b}$ -Teststatistiken. Die Teststatistiken selbst sind nicht ausgewiesen.

Japan

Provinz	Kausalitätsrichtung			
	FDI→IM Japan	IM Japan→FDI	EX→IM Japan	IM Japan→EX
Beijing		0,4549449 **		
Tianjin		0,4091404		
Hebei		0,5267756 ***		
Liaoning		0,3824803 ***		
Shanghai		0,5844619 ***		
Jiangsu		0,8764174 ***		
Zhejiang		0,8602346 ***		
Fujian		0,3589245		
Shandong		0,5093447 ***		
Guangdong		0,2464854		
Guangxi		0,4844931 ***		
Hainan		-0,0173155		
Shanxi		0,7402185 ***		
Inner Mongolia		0,7988054 ***		
Jilin		0,3257916		
Heilongjiang		0,3383727		
Anhui		0,5529786 ***		
Jiangxi		1,151966 ***		
Henan		0,4222345 *		
Hubei		0,3427117		
Hunan		0,6653829 ***		
Chongqing		0,8526026 ***		
Sichuan		0,4696377 **		
Guizhou		0,3799596		
Yunnan		0,6895854 ***		
Tibet		0,2068751		
Shaanxi		-0,3031175		
Gansu		-0,8994271 ***		
Qinghai		0,8876901 ***		
Ningxia		0,1647581		
Xinjiang		1,498718 ***		

Kein kausaler Zusammenhang für irgendeine Querschnittseinheit gegeben

Kein kausaler Zusammenhang für irgendeine Querschnittseinheit gegeben

Kein kausaler Zusammenhang für irgendeine Querschnittseinheit gegeben

Anmerkungen: \*\*\* 1% Signifikanzniveau, \*\* 5% Signifikanzniveau, \* 10% Signifikanzniveau  
 Die Signifikanzniveaus sind die der  $F_{3b}$ -Teststatistiken. Die Teststatistiken selbst sind nicht ausgewiesen.

### c) FDI, Exporte, GDP im Verhältnis zur Migrationsrate

Provinz	Kausalitätsrichtung					
	MR→FDI	FDI→MR	MR→EX	EX→MR	MR→GDP	GDP→MR
Beijing					0,0060778***	
Tianjin					0,0005416	
Hebei					-0,0012794	
Liaoning					0,0002136	
Shanghai					-0,0000826	
Jiangsu					0,0000511	
Zhejiang					0,0002484	
Fujian					-0,0009096	
Shandong					-0,0005034	
Guangdong					0,0017642***	
Guangxi					0,0022994	
Hainan					-0,0013994	
Shanxi					0,0046711***	
Inner Mongolia					0,0015894***	
Jilin					0,0015754*	
Heilongjiang					-0,0025132***	
Anhui					0,0017547	
Jiangxi					-0,0015726	
Henan					-0,0033339***	
Hubei					-0,0084034***	
Hunan					-0,0049039***	
Chongqing					0,0004206	
Sichuan					-0,001141	
Guizhou					0,00020603	
Yunnan					0,0019726*	
Tibet					0,0028994***	
Shaanxi					0,0035982***	
Gansu					0,0019174	
Qinghai					-0,000666	
Ningxia					0,0039423***	
Xinjiang					-0,0006747	

Anmerkungen: \*\*\* 1% Signifikanzniveau, \*\* 5% Signifikanzniveau, \* 10% Signifikanzniveau  
 Die Signifikanzniveaus sind die der  $F_{3b}$ -Teststatistiken. Die Teststatistiken selbst sind nicht ausgewiesen.

#### 4.3.2.1 FDI und Exporte

Die in Tab. 27a) und 28a) dargestellten Ergebnisse zeigen, dass die Variablen FDI, Exporte und GDP eng miteinander verbunden sind. Deshalb werden diese in einem gemeinsamen Kontext interpretiert. Gemäß der neoklassischen Theorie werden FDI als Wachstumsmotor angesehen (vgl. Faeth, 2009; Kuncic & Svetlicic, 2011). Der Grund dafür ist, dass FDI (a) die Kapitalbildung erhöhen und Beschäftigungsmöglichkeiten verbessern; (b) industrielle Exporte steigern; (c) spezielle Ressourcen, wie Management-

fähigkeiten und Technologietransfer, mit sich bringen (Grossman & Helpman, 1993; Balasubramanyam, Salisu & Sapsford, 1996; Borensztein, De Gregorio & Lee, 1998); und (d) sich in Übertragungseffekten (spillover effects), bspw. auf die Innovationsfähigkeit der gastgebenden Wirtschaft, positiv auswirken können (vgl. Wei, 1995; Markusen & Venables, 1999; Zhang, 2001). Gemäß diesem theoretischen Hintergrund und der Ergebnisse der Studien im Abschnitt 4.1 wird angenommen, dass ein wechselseitiger Zusammenhang zwischen FDI und Exporten in China besteht. Zhang und Song (2000) sowie Liu und Shu (2003) gehen davon aus, dass steigendes FDI einen positiven Einfluss auf die Exportentwicklung in China hat. Darüber hinaus bestätigen Zhang und Felmingham (2001) die zweiseitige Kausalität.

Obwohl nur ein eindimensionaler Zusammenhang von Exporten in Richtung FDI gefunden werden kann, wird dennoch ersichtlich, dass China seinen komparativen Vorteil der hohen Anzahl an verfügbaren Arbeitskräften und die international relativ höhere Produktivität im arbeitsintensiven Sektor zu nutzen scheint (vgl. Claro, 2009). Die provinzspezifischen Regressionskonstanten zeigen, dass der Einfluss von Exporten auf FDI für alle Regionen positiv ist. Einströmende FDI scheinen technologisch fortschrittliche ausländische Unternehmen mit lokalen arbeitsintensiven Industrien zusammenzubringen (vgl. z.B. Liu & Shu, 2003). Dabei wird von den niedrigen örtlichen Löhnen profitiert. Mit Hilfe des ausländischen Kapitals erhalten technologisch rückständige lokale Unternehmen die Möglichkeit, sich im kapital-intensiven Sektor zu engagieren (spillover effects; vgl. Cheung & Lin 2004). Es scheint, wenn das Exportpotenzial einer Region groß ist, dass immer noch mehr FDI angezogen werden. Somit entsteht ein sich selbst verstärkender Prozess.

#### 4.3.2.2 Exporte und GDP

Anhand der Variablen Exporte und GDP wird nun der Zusammenhang zwischen internationalem Handel und wirtschaftlichem Wachstum näher untersucht. Die Literatur zum Zusammenwirken von Exporten und Wirtschaftswachstum ist durch die endogene Wachstumstheorie geprägt. Von dieser lassen sich drei Hypothesen ableiten. Erstens: Technologie sowie importierte Kapitalgüter, welche für die Entwicklung der heimischen Wirtschaft wichtig sind, können durch ausländische Exportdevisen finanziert werden (Chenery & Strout, 1966). Zweitens: Wettbewerb bringt Skaleneffekte, technologischen Fortschritt und Wachstum mit sich (Helpman & Krugman, 1985). Drittens: Der Exportsektor generiert positive Externalitäten, wie z.B. effizientere Produktionsmethoden, wodurch letztlich Wachstum gefördert wird (Balassa, 1978; Grossman & Helpman, 1993). Somit betrachten Theorie und verschiedene Studien (z.B. Feder, 1982; Rodriguez & Rodrik, 1999) Exporte als wachstumssteigernd. Naudé und Rossouw (2010)

argumentieren, dass Exportdiversifikation in China Granger-kausal für das GDP pro Kopf ist. He und Zhang (2010) stellen ebenfalls einen positiven Zusammenhang zwischen Exporten und dem GDP fest.

Die Ergebnisse der Kausalitätsanalyse zeigen, dass eine einseitige Beziehung von GDP in Richtung Exporte für alle chinesischen Provinzen gegeben ist. Chinas Exportsektor beeinflusst demnach die wirtschaftliche Entwicklung des Landes positiv. Der Anteil der chinesischen Exporte am GDP erreichte in 2010 einen Wert von 29,4 % (Statistisches Bundesamt, 2011)<sup>60</sup>. Dieser Wert ist erheblich höher als in anderen großen Volkswirtschaften (vgl. auch He & Zhang, 2010). Auf der einen Seite scheint China seinen komparativen Vorteil ‚Arbeit‘ zu nutzen und auf der anderen Seite werden externe Technologien und Skaleneffekte erfolgreich implementiert, um die Wirtschaft voranzutreiben (vgl. z.B. Sun & Parikh, 2001). Auch die westlichen Provinzen scheinen, wie die hohen Wachstumsraten offenbaren, bei der Exporttätigkeit aufzuholen (vgl. Tab. 24).

#### 4.3.2.3 FDI und GDP

Bzgl. FDI und GDP indizieren Theorie und Literatur (z.B. Whalley & Xin, 2006), dass FDI einen positiven Einfluss auf die wirtschaftliche Entwicklung Chinas hat. Die Kausalitätsanalyse bestätigt diese Erkenntnisse. Darüber hinaus lässt sich sogar ein zweiseitiger Zusammenhang beobachten, wobei der von FDI in Richtung GDP über alle Provinzen gesehen stärker ist als der von GDP in Richtung FDI (vgl. Tab. 27a)). Die hohe Exportorientierung der chinesischen Wirtschaft sowie die ins Land fließenden FDI spiegeln sich somit positiv in der wirtschaftlichen Entwicklung wider. Bisher weisen die östlichen Provinzen immer noch die höchsten Wachstumsraten des GDP auf, doch die zentralen und westlichen Provinzen holen bezüglich des Imports von FDI auf (vgl. Tab. 24).

#### 4.3.2.4 FDI, Exporte sowie Importe USA, EU-15 und Japan

Um die vorangegangenen Ergebnisse zu untermauern, wurden die Importe der wichtigsten Handelspartner Chinas – USA, EU-15 und Japan – ins Verhältnis zu den nach China fließenden FDI und den chinesischen Exporten gesetzt. Ein kausaler Zusammenhang zwischen den chinesischen Exporten und den Importen der größten Handelspartner lässt sich nicht feststellen, aber es existiert ein eindimensionaler Zusammenhang von den

---

<sup>60</sup> Zum Vergleich: Australien: 19,8% (2008), Brasilien: 10,2% (2010), Deutschland: 40,8% (2009), Frankreich: 23,3% (2009), Großbritannien: 27,7% (2009), Indien: 18,5% (2010), Japan: 12,6% (2009), Russland: 28,7% (2010), Südafrika: 25,5% (2010), USA: 11,2% (2009).

ausländischen Importen zu den FDI (vgl. Tab. 27b)). Steigende ausländische Importe sind Granger-kausal für das Wachstum der FDI (vgl. Tab. 28b)). Folglich sind die Ergebnisse robust zu den Interpretationen im Abschnitt 4.3.2.1 bis 4.3.2.3.

#### 4.3.2.5 FDI, Exporte, GDP und Migration

Im Laufe dieser Arbeit – insbesondere im zweiten Kapitel – wurden verschiedene Wanderungsverhalten erklärende Migrationstheorien vorgestellt. Diese Theorien analysieren allesamt nicht unmittelbar die Auswirkungen von FDI, Exporten und GDP auf das Migrationsverhalten. Allerdings bedingen sich die vorgenannten Faktoren untereinander und führen zu Beschäftigung, Einkommen, Agglomeration et cetera. Der Zusammenhang zwischen FDI, Exporten und GDP auf der einen, sowie Migration auf der anderen Seite, soll nun abschließend diskutiert werden.

Bao et al. (2009) argumentieren, dass FDI zu Migration führen. Fu (2004) behauptet, dass arbeitsintensive Exporte Migration in die Küstenprovinzen begünstigen. Demnach sollten vermehrte ausländische Direktinvestitionen, steigende Exporte sowie hohe Wachstumsraten des GDP zu größeren Migrationsströmen führen. Die Regressionsergebnisse zeigen jedoch, dass im Rahmen des getesteten Zusammenhangs nur von Migration in Richtung Wirtschaftswachstum (GDP) eine kausale Beziehung gegeben ist (vgl. Tab. 27c)). Diesbzgl. treibt Migration im Großteil der Provinzen zwar die wirtschaftliche Entwicklung an (vgl. Tab. 28c)), jedoch scheint dieser Umstand nicht allein von der Exportorientierung der chinesischen Wirtschaft abzuhängen.

Bei der Durchführung der Einheitswurzeltests für FDI und Exporte sind keine Differenzbildungen zur Erreichung von Stationarität notwendig gewesen (vgl. Tab. 25). Somit mag Migration zwar zum Teil ein Phänomen der chinesischen Exportwirtschaft sein, doch die mit ihr verbundenen Faktoren, wie potenziell bessere Beschäftigungsmöglichkeiten und höheres Einkommen, scheinen ebenso auf die Migration zu wirken und umgekehrt. Die Analyse im zweiten und besonders im dritten Kapitel hat gezeigt, dass Urbanisierung, Beschäftigungsmöglichkeiten in städtischen Gebieten und das verfügbare Einkommen urbaner Haushalte Anreize für Migration sind, besonders in den wirtschaftlich gut entwickelten östlichen Provinzen.

Da aufgrund der kurzen Zeitreihe von 12 Jahren bei der Analyse nur ein lag berücksichtigt wurde, spiegeln sich hier die kurzfristigen Effekte wider. Das Fehlen von Kointegration deutet jedoch auch auf das Fehlen möglicher langfristiger Beziehungen hin (vgl. Tab. 25). Deshalb kann mit dem vorliegenden Datensatz nicht abschließend beantwortet werden, welche Art von kausaler Beziehung zwischen FDI, Exporten und Migration als auch von GDP in Richtung Migration besteht.

Insgesamt zeigt sich, dass ausländische Direktinvestitionen und die damit eng verbundenen Exporte das wirtschaftliche Wachstum in China positiv beeinflussen. Während die westlichen und zentralen Provinzen lange Zeit von der positiven wirtschaftlichen Entwicklung und internationalen Wettbewerbsfähigkeit Ostchinas abgekoppelt waren, scheinen erstere aufzuholen, wie die Wachstumsraten für den betrachteten Zeitraum 1997-2008 verdeutlichen (vgl. Tab. 24). Dennoch vermag die Attraktivität der östlichen Provinzen aufgrund geographischer Vorteile, wie der Nähe zur Küste und damit verbunden geringeren Transportkosten, höher sein. Der größere Ertrag aus Kapitalinvestitionen im Osten Chinas führt zu vermehrtem FDI, der Schaffung von Arbeitsplätzen und Einwanderung (vgl. Bao et al., 2002; Fu, 2004). Die Kausalitätsergebnisse zeigen, dass Migranten das Wirtschaftswachstum positiv beeinflussen. Doch auch wenn die wachsende chinesische Wirtschaft einen großen Teil der ländlichen Überschussbevölkerung aufnehmen kann, so birgt ein starker Zuzug von Migranten dennoch Konfliktpotenzial, da Migranten direkt mit den lokalen Einwohnern um Arbeitsplätze konkurrieren (vgl. z.B. Zhu, 2002a; Wang & Cai, 2006). Wie die Ergebnisse des dritten Kapitels zeigen, ist dies besonders für die östlichen Provinzen zu beobachten.

### 4.3.3 Robustheitsanalyse

Um die Robustheit der vorstehenden Kausalitätsergebnisse zu bestätigen, wird wie im dritten Kapitel zusätzlich das panel-vektorautoregressives (PVAR) Modell von Love und Zicchino (2006) angewendet. Wie zuvor kann aufgrund der geringen Anzahl von zwölf Zeitperioden des vorliegenden Datensatzes ein dynamischer Panelbias vorliegen. Darüber hinaus wird durch die Anwendung dieses PVAR-Modells ein weiteres Mal die Unzulänglichkeit umgangen werden, dass im Rahmen der Kausalitätsanalyse bisher nur zwei Regressionsvariablen wechselseitig untersucht werden konnten.

Das vektor-autoregressive Modell erster Ordnung stellt sich erneut wie folgt dar (vgl. Abschnitt 3.4.4):

$$X_{i,t} = \Gamma_0 + \Gamma_1 X_{i,t-1} + f_i + \nu_t \quad (4.2)$$

Der Variablenvektor  $X_{i,t}$  umfasst *FDI*, *Exporte*, *GDP* und die *Migrationsrate* ( $f_i$  = fixe Effekte;  $\nu_t$  = Fehlerterm). Die *Importvariablen* werden nicht untersucht, da sie lediglich den FDI sowie den Exporten bei der Kausalitätsanalyse zu Kontrollzwecken dienten. Die Annahmen zur Stationarität und Kointegration im Abschnitt 4.3.1 werden im Modell übernommen.

Die Ergebnisse des Modells und die Varianzzerlegungen sind in Tab. 29 bzw. 30 dargestellt. Es zeigt sich, dass die im vorherigen Paragraph diskutierte enge Verflechtung von FDI, Exporten und GDP bestätigt wird. Dies wird auch durch die Varianzzerlegungen untermauert: z.B. erklären 33,7 % der Exporte die Variation in den FDI (vgl. Tab. 30). Die Migration treibt nach wie vor das Wirtschaftswachstum (GDP) an. Der erwartete positive Einfluss der Exportwirtschaft auf die Migration wird in dieser Analyse bestätigt. Unerwartet hingegen ist der negative Einfluss des Wirtschaftswachstums auf die Migration. Da die einzelnen Provinzen in China sich bzgl. des wirtschaftlichen Wachstums unterschiedlich entwickelt haben und hier eine ganzheitliche Betrachtung vorgenommen wird, mögen die Einflüsse je Provinz durchaus unterschiedlich sein. Die Ursache für das Auftreten dieses Ergebnisses kann an dieser Stelle jedoch nicht abschließend bestimmt werden. Auch die Varianzzerlegungen geben diesbzgl. keinen Aufschluss.

**Tabelle 29 – Ergebnisse des PVAR-Modells nach Love und Zicchino**

	Koeffizient	Standardfehler	t-Statistik
<b>Gleichung 1: abhängige Variable: <math>FDI_t</math></b>			
FDI <sub>t-1</sub>	0,83092664	***	0,06405432 12,97222
Exporte	0,14980459	***	0,04394452 3,4089479
GDP	0,3960495		0,28089304 1,4099655
Migrationsrate	-0,00032089		0,00088229 -0,36370354
<b>Gleichung 2: abhängige Variable: <math>Exporte_t</math></b>			
FDI	0,06050977		0,05804533 1,0424571
Exporte <sub>t-1</sub>	0,96455519	***	0,0469371 20,549953
GDP	0,65363271	**	0,31659648 2,0645609
Migrationsrate	-0,00061888		0,00093565 -0,66143861
<b>Gleichung 3: abhängige Variable: <math>GDP_t</math></b>			
FDI	-0,00299341		0,01070313 -0,27967579
Exporte	0,06526829	***	0,00855575 7,6285835
GDP <sub>t-1</sub>	0,23473102	***	0,0486598 4,8239212
Migrationsrate	0,00077623	**	0,00037631 2,0627311
<b>Gleichung 4: abhängige Variable: <math>Migrationsrate_t</math></b>			
FDI	-3,9350898		2,5704587 -1,5308901
Exporte	4,6988997	**	1,9274852 2,4378396
GDP	-51,528147	***	16,034712 -3,2135375
Migrationsrate <sub>t-1</sub>	-0,28445904	***	0,06915007 -4,1136481

Anmerkungen: Das Modell wurde mit GMM (generalized methods of moments) geschätzt; Anzahl der Beobachtungen: 279

\*\*\* 1% Signifikanzniveau, \*\* 5% Signifikanzniveau, \* 10% Signifikanzniveau

**Tabelle 30 – Varianzzerlegung<sup>61</sup> des PVAR-Modells nach Love und Zicchino**

	Perioden	FDI	Exporte	GDP	Migrationsrate
FDI	10	0,64409886	0,33711097	0,01876278	0,00002739
Exporte	10	0,34228564	0,6360486	0,02160464	0,00006112
GDP	10	0,25213717	0,42084573	0,31582868	0,01118842
Migrationsrate	10	0,02340633	0,03452878	0,0596485	0,88241639

Anmerkung: Es wird der prozentuale Anteil der Variation in der Zeilenvariable durch die Spaltenvariable erklärt.

#### 4.4 Zwischenfazit

Das wirtschaftliche Ungleichgewicht zwischen den westlichen und zentralen Provinzen einerseits sowie den Provinzen im Osten andererseits hat zu sozialen Unterschieden im Land geführt. Da Chinas wirtschaftliches Wachstum stark durch ausländische Direktinvestitionen und eine hohe Exportorientierung getrieben ist, liegt dem vierten Kapitel die Fragestellung zu Grunde, inwieweit sich die vorgenannten Faktoren und Migration einander beeinflussen. Für die Analyse der kausalen Zusammenhänge zwischen den verschiedenen Variablen werden dabei das gesamte registrierte ausländische Kapital, der Gesamtwert der Exporte nach Standort des Exporteurs, die Importe der größten chinesischen Handelspartner (USA, EU-15 und Japan), das absolute Brutto-regionalprodukt sowie Migrationsdaten (intra- und inter-provinzielle Migration) herangezogen. Die Daten entstammen weitestgehend den *China Statistical Yearbooks* für die Periode 1997-2009 für alle 31 Provinzen.

Die Ergebnisse der Kausalitätsanalyse zeigen, dass die Variablen *FDI*, *Exporte* und *GDP* eng miteinander verbunden sind. Während im Rahmen des getesteten Zusammenhangs von *FDI* in Richtung der *Exporte* keine kausale Beziehung gegeben ist, so ist sie jedoch in umgekehrter Richtung für alle Provinzen deutlich zu beobachten. Eine einseitige Verbindung besteht ebenfalls zwischen *Exporten* und *GDP*. Die *Exporte* beeinflussen das wirtschaftliche Wachstum der jeweiligen Region positiv. Das Wirtschaftswachstum wiederum führt zu weiteren ausländischen Direktinvestitionen und diese treiben das Wachstum der Wirtschaft weiter an. Die Exportwirtschaft hat somit einen positiven Einfluss auf das Wirtschaftswachstum und die *FDI*.

<sup>61</sup> Das Verfahren und seine Ergebnisse sind jedoch von der Anordnung der Variablen abhängig (Cholesky-Zerlegung; Lütkepohl, 1991). Daher sind unterschiedliche Anordnungen durchgetestet worden. Eine Änderung der Reihenfolge der Variablen führt dazu, dass der Erklärungsgehalt der Variation der *FDI*, *Exporte* und des *GDP* durch die *Migration* für alle getesteten Kombinationen steigt. Dabei sinken gleichzeitig die Erklärungsgehalte der anderen Variablen untereinander.

Um die internationalen Verflechtungen der chinesischen Wirtschaft zu untermauern, sind die *Importe* aus China *der wichtigsten Handelspartner* mit den in China getätigten FDI und den chinesischen Exporten verglichen worden. Allerdings konnten die Importe der Handelspartner aufgrund eingeschränkter Datenverfügbarkeit nicht auf Ebene der einzelnen Provinzen betrachtet werden. Aus der Analyse ergibt sich ein positiver kausaler Zusammenhang von ausländischen Importen zu den Direktinvestitionen in China. Das Ergebnis deckt sich mit den vorherigen Ausführungen.

Ein Wirkungszusammenhang zwischen den Variablen *FDI*, *Exporte*, *GDP* sowie *Migration* lässt sich im Rahmen der durchgeföhrten Analyse nur von Migration zu wirtschaftlichem Wachstum (*GDP*) beobachten. Anscheinend haben die Determinanten, welche die internationale Verflechtung der chinesischen Wirtschaft präsentieren (*FDI*, *Exporte* und *GDP*), nur einen begrenzten direkten Einfluss auf die Migration und umgekehrt. Es scheint jedoch, dass die internationalen Variablen über Faktoren wie Urbanisierung, Beschäftigung, Einkommen et cetera indirekt auf die Migration wirken, wie die Ergebnisse des zweiten und dritten Kapitels zeigen (vgl. Abschnitt 2.5 und 3.4.3).

## 5. Politische Implikationen und Zusammenfassung

### 5.1 Politische Implikationen

Die Ergebnisse der Analysen des zweiten bis vierten Kapitels verdeutlichen, dass die positive wirtschaftliche Entwicklung Chinas, stark befördert durch die hohe Exportorientierung, sowie die zunehmende Urbanisierung in den östlichen Provinzen letztere zu einem begehrten Ziel für Millionen von Migranten gemacht haben. Auf der Suche nach Beschäftigung und besseren Einkommensmöglichkeiten scheinen Migranten die städtischen Arbeitsmärkte jedoch unter Druck zu setzen und darüber hinaus nach besserer Infrastruktur (z.B. Zugang zu Sozialversicherungssystemen und Bildungseinrichtungen) zu verlangen. Regionale Ungleichheiten und eine stark auf die städtischen Regionen ausgerichtete Politik (z.B. in Form des diskriminierenden Haushaltsregistrierungssystems *hukou*), haben die Migrationsströme in Richtung Osten verstärkt (Seeborg et al., 2000; Knight, 2008; Zhu, 2012). Die individuelle Entscheidung zuwandern reflektiert die nicht zufriedenstellenden Lebensbedingungen in den Heimatregionen der Migranten. Das Risiko, welches sich aus zunehmenden sozialen Unterschieden ergibt, stellt die chinesische Politik vor herausfordernde Aufgaben. Zur Bestimmung geeigneter Maßnahmen ist die Kenntnis der die Migration bestimmenden Faktoren unerlässlich.

Anhand der Analyseergebnisse in den Kapiteln 2 bis 4 und der nun folgenden Diskussion können drei Hauptfelder politischer Maßnahmen identifiziert werden, welche für eine Verringerung provinzieller Migration sowie des daraus entstehenden gesellschaftlichen Drucks als geeignet erscheinen:

- 1) Die grundsätzlichen Einkommensunterschiede zwischen den Provinzen könnten durch die Stärkung der Entwicklung wirtschaftlich schwacher Regionen verringert werden. Ein gezieltes *Entwicklungs- und Industrialisierungsprogramm* für unterentwickelte Regionen (physische und technologische Infrastruktur, Humankapital, effiziente Institutionen zur Bedienung von Markterfordernissen, geringere Transaktions- und Informationskosten zur Anbindung an die großen lokalen und internationalen Märkte et cetera) könnte die Voraussetzungen für ein starkes Wachstum schaffen und die Anreize zur Migration vermindern.<sup>62</sup> Die von der chinesischen Regierung bereits seit 2001 initiierten Entwicklungsprogramme in

---

<sup>62</sup> Für ähnliche politische Vorschläge vgl. Benjamin et al. (2007), Wang und Cai (2006) sowie Zhu (2012).

den zentralen und westlichen Provinzen sind ein Schritt in diese Richtung (vgl. Lin & Chen, 2004).

- 2) Ein *effektives steuerliches Umverteilungssystem* kann extreme Einkommensungleichheiten verringern und zu einer weniger optimistischen Interpretation sich potenziell auftuender Chancen in den städtischen Gebieten führen. Die Einführung eines solchen Steuersystems könnte darüber hinaus zu einem *inter-provinziellen Finanzausgleich* beitragen und somit öffentliche Mittel für die Entwicklungsprogramme bereitstellen.<sup>63</sup>
- 3) Die Errichtung bzw. der Ausbau eines adäquaten *Sozialversicherungssystems* kann dazu beitragen, die schlechten Lebensbedingungen der armen Bevölkerungsgruppen zu verbessern. Insbesondere in den ländlichen Gebieten ist die soziale Absicherung wenig ausreichend.<sup>64</sup>

Die empirischen Ergebnisse des zweiten Kapitels zeigen, dass provinzielle Ungleichheiten Migration fördern. Migranten fühlen sich zu Provinzen mit höheren *Lohnniveaus* und größeren Ungleichheitstendenzen, gemessen anhand des *Gini-Koeffizienten*, hingezogen. Ungleichheit scheint hierbei mögliche Chancen auf Beschäftigung und Lohn zu versprechen; potenzielles Risiko wird damit eher weniger verbunden, obwohl Counter-Pull-Effekte in den urbanen Zentren sehr wohl zu beobachten sind. Ein Steuersystem, welches die extremen Ungleichheiten verringern würde, könnte den (potenziellen) Migranten einen realistischeren Blick auf die tatsächlichen Gegebenheiten und eine bessere Einschätzung der Chancen einer Migration ermöglichen.

,Unterbeschäftigung' und ,urbane Armut' gehören zu den Problemen, welche in den städtischen Gebieten auftreten. Doch hier ergibt sich eine Art politisches Dilemma: Die Reduzierung von Agglomerationskosten sowie die Verminderung urbaner Armut sind zwar wichtige Entwicklungsziele, welche die städtischen Lebensbedingungen und den Wohlstand – besonders für Migranten – erheblich verbessern können. Allerdings mag eine relative Verbesserung in den urbanen Zentren gleichzeitig auch zu einer Steigerung der Anreize führen, dorthin zu migrieren. Dennoch raten Zhang und Song (2003), ausreichend viele Arbeitsplätze in den städtischen Gebieten zu schaffen, um die ländliche Überschussbevölkerung zu absorbieren. Somit werden die Menschen Teil der modernen Wirtschaft durch die Migration in die modernen Gebiete. Allerdings ist die Bewältigung der hohen Anzahl an Migranten eine herausfordernde Aufgabe. Sie impliziert, dass große

<sup>63</sup> Vgl. Fußnote 62

<sup>64</sup> Vgl. Fußnote 62

Investitionen in die Stadtentwicklung zu tätigen sind, um die prognostizierte Zahl der Migranten als Bürger und Arbeitssuchende gleichermaßen aufnehmen zu können. Da Migrationsentscheidungen endogen sind, werden erfolgreiche Programme zur urbanen Modernisierung die Wohlstandslücke jedoch eher erhöhen und somit möglicherweise zu (noch) mehr gesellschaftlichen Spannungen beitragen. Vor diesem Hintergrund kann dem vorstehenden Rat von Zhang und Song (2003) nicht uneingeschränkt zugestimmt werden. Denn anstelle der Förderung bestehender Differenzen könnte vielmehr durch ein ausgeglichenes regionales Wachstum, mit welchem eine Reduzierung der Dualität auf der Stadt-Land- sowie der provinziellen Ebene erreicht werden könnte, zu einer langfristigen gesellschaftlichen Entspannung beigetragen werden. Statt über Massenmobilität in Richtung der modernen Zentren sollte über einen umgekehrten Migrationsprozess nachgedacht werden. Maßgeblich scheint dabei der Transfer von Bedingungen der modernen Wirtschaft, wie sie in den östlichen chinesischen Provinzen vorliegen, in Richtung der Provinzen Zentral- und Westchinas.

Die Betrachtung der provinziellen Entwicklung der letzten 30 Jahre verdeutlicht, dass sich internationale Integration und Offenheit, z.B. durch Einrichtung der so genannten ‚Special Economic Zones‘, als wichtige Determinanten für wirtschaftliches Wachstum herauskristallisiert haben.<sup>65</sup> Der geographische Vorteil der Küste, welcher sich gemäß Bao et al. (2002) in niedrige internationale Transportkosten übersetzen lässt, führt zu niedrigeren Kosten für Exporteure und internationale Investoren.<sup>66</sup> Folglich sind die ausländischen Direktinvestitionen (FDI) und die Exportmöglichkeiten zu wichtigen Größen des starken Wachstums im erfolgreichen Osten Chinas geworden.<sup>67</sup> Heute repräsentieren Chinas Küstenprovinzen einen internen Markt von erheblicher Größe, der nach und nach ein Substitut für die wichtigen internationalen Märkte zu werden scheint. Dies mag sowohl der Ausgangsmarkt als auch die Quelle für Technologie und Kapital für eine westwärts wandernde Industrie sein, sofern die Ausgangsbedingungen attraktiv genug sind.

Ein *Entwicklungs- und Industrialisierungsprogramm*, das Investoren ansprechende Bedingungen (in Form von physischer, institutioneller und technologischer Infrastruktur sowie Nähe zu Humankapital) bietet, könnte einen Modernisierungs- und Entwicklungsprozess

<sup>65</sup> Mit der Einführung der so genannten ‚Special Economic Zones (SEZ)‘ (zeichnen sich u.a. durch Zoll- und Steuererleichterungen aus), welche zunächst alle im Osten Chinas gelegen waren, hat die chinesische Wirtschaft hohe internationale Integration erlebt (Tuan und Ng, 2004). Die meisten Politiken zur Förderung der internationalen Integration schoben gleichzeitig auch die Modernisierung der östlichen Provinzen an.

<sup>66</sup> Vgl. auch Demurger, Sachs, Woo, Bao, Chang & Mellinger (2002).

<sup>67</sup> Liu, Burridge und Sinclair (2002) erachten ausländische Direktinvestitionen, Exporte und Wachstum als gleichermaßen wichtig. Yao (2006) stellt heraus, dass Exporte und ausländische Direktinvestitionen einen starken positiven Einfluss auf das wirtschaftliche Wachstum haben. Vgl. auch die früheren Studien von Chen und Feng (2000) sowie Song und Zhang (2000).

von den östlichen zu den zentralen bzw. westlichen Provinzen unterstützen. Sofern die weniger entwickelten Regionen hierdurch schneller wachsen als die entwickelten Regionen und die Bevölkerungsgruppen erkennen, dass sich eine Angleichung der Lebensbedingungen vollzieht, scheint weniger Migrationsdruck zu erwarten zu sein. Ein *Entwicklungs- und Industrialisierungsprogramm* in Verbindung mit einer Migration der modernen Wirtschaft in die zentralen und westlichen Provinzen – welche ein hohes Entwicklungspotenzial aufweisen – wäre demnach eine gute Alternative zu der jetzigen Massenmigration der Bevölkerung Richtung Ostchina.

Ein *inter-provinzieller Finanzausgleich* kann hilfreich sein, um solch ein Programm zu finanzieren und die Regierung in die Lage zu versetzen, Ressourcen in Richtung derjeniger Infrastrukturprojekte zu leiten, welche die höchsten sozialen Rückläufe versprechen. Eine breite Modernisierung vieler Provinzen mag zudem zu einer Erhöhung des Einkommens und somit zu einer Ausweitung der nationalen Märkte führen – was wiederum zu einer Reduzierung der hohen Exportabhängigkeit der östlichen Provinzen beitragen könnte.

Die empirischen Ergebnisse im zweiten Kapitel zeigen, dass hohe *Arbeitslosigkeit* und *ländliche Armut* die Menschen aus ihrer Heimat heraus zur Migration bewegen. In der Tat ist ländliche Armut ein größeres Problem als städtische (Ravallion & Chen, 2007). Um die ländliche Armut zu bekämpfen, erscheint es notwendig, ausreichend Arbeitsplätze in den abgelegenen Regionen zu schaffen (vgl. Zhu, 2002b; Knight & Song, 2003; Ravallion & Chen, 2007). Entsprechende Impulse können hierbei aus den zuvor genannten Entwicklungsprogrammen stammen. Um die Produktivität der ländlichen Arbeit zu steigern, werden des Weiteren Investitionen in Humankapital notwendig sein. Eine stärkere Integration der ländlichen Entwicklung in die moderne Wirtschaft verlangt zudem den Aufbau von Informationskanälen und Risikobewertungsmechanismen, um einen zielgerichteten Informations- und Kapitalfluss in die abgelegenen Regionen zu ermöglichen. Die Entwicklung der ländlichen Provinzen erscheint wichtig für die Modernisierung des Landes als integrierte Einheit. Die Investitionen in Produktivitätskonvergenz und die Reduzierung von Migration sollten begleitet werden durch die Einführung bzw. den Ausbau eines anreizgesteuerten *Sozialversicherungssystems*, mit welchem armen Haushalten die Möglichkeit gegeben würde, permanenter Armut zu entfliehen. Allerdings sollte ein Sozialversicherungssystem kein Substitut für eigene Anstrengungen sein.<sup>68</sup> Durch flächendeckende Risikoversicherungen (z.B. Krankenversicherungen) dürfte ein solches System jedoch, insbesondere in den weniger entwickelten Regionen, grundsätzlich zu deutlichen Verbesserungen führen – bspw. in

<sup>68</sup> Für weitere Ausführungen vgl. Ma (2002), Taylor et al. (2003), Wang und Cai (2006) sowie Benjamin et al. (2007).

Form einer Reduzierung armutsursächlicher Produktivitätseinschränkungen (vgl. Zhu, 2012).

Zusammenfassend kann gesagt werden, dass die simultane Implementierung bzw. der Ausbau eines erfolgreichen *Entwicklungs- und Industrialisierungsprogramms*, eines effektiven steuerlichen *Umverteilungssystems* sowie eines anreizgesteuerten *Sozialversicherungssystems* hilfreich sein kann, um die Migrationsströme in Richtung der östlichen Provinzen abzuschwächen und nachhaltiges wirtschaftliches Wachstum sowie eine nachhaltige Verbesserung sozialer Faktoren zu generieren.

## 5.2 Gesamtzusammenfassung

Das starke Wachstum der chinesischen Wirtschaft in den vergangenen drei Jahrzehnten hat nicht zu gleichverteiltem Wohlstand unter den Provinzen geführt. Heute zeigen sich erhebliche wirtschaftliche und soziale Unterschiede zwischen den westlichen, zentralen und östlichen Provinzen. Besonders auffällig ist das Ungleichgewicht zwischen ländlichen und städtischen Gebieten. Diese Situation hat dazu geführt, dass Millionen von Migranten ihre Heimat verlassen haben und auf der Suche nach besseren Lebensbedingungen in die urbanen Zentren der Heimatprovinz oder anderer Provinzen wandern. Da bis 2025 mehr als 243 Millionen Migranten in den urbanen Gebieten zu erwarten sind (MGI, 2008), werden die chinesischen Behörden vor eine große Aufgabe gestellt. Zur Bewältigung der diversen Herausforderungen sind insbesondere für politische Institutionen und Entscheidungsträger tiefer gehende Erkenntnisse zu den Determinanten der Migration erforderlich.

Hinsichtlich der Untersuchung des Migrationsprozesses in China wird in der vorliegenden Arbeit auf die folgenden theoretischen Ansätze zurückgegriffen, von denen Hypothesen abgeleitet werden, um die Bestimmungsgrößen inter-provinzieller Migration zu testen:

- 1) Klassischer Ansatz der Land-Stadt-Migration (gemäß Harris und Todaro)
- 2) Neue Ökonomische Geographie (NEG) bzw. Gravitationsmodell
- 3) Neue Ökonomie der Arbeitsmigration (NELM)

In zweiten Kapitel wird mittels einer multiplen linearen Regression untersucht, wie ein Satz klassischer Variablen (Lohn, Arbeitslosigkeit und Entfernung), die Variable Urbanisierung – welche in Verbindung mit der Neuen Ökonomischen Geographie bzw. dem Gravitationsmodell zu sehen ist – sowie von der Neuen Ökonomie der Arbeitsmigration abgeleitete provinzielle Armutsindikatoren und Gini-Koeffizienten sich auf die inter-provinzielle Migration im Jahr 2000 für 29 Provinzen auswirken. Eine *intra*-provinzielle Analyse ist nicht möglich, da Armuts- und Ungleichheitsindikatoren auf dieser Ebene nicht erhältlich sind. Solch eine Analyse wäre sicherlich zukünftig interessant, wenn entsprechendes Zahlenmaterial verfügbar ist. Im Rahmen der multiplen linearen Regression werden Brutto-Migrationsdaten verwendet, da diese – im Vergleich zu Netto-Werten – eine detailliertere Betrachtung der Migrationsströme erlauben und des Weiteren nur mit ihnen die Analyse von Push- und Pull-Faktoren der Migration möglich ist. Da über längere Zeitreihen keine Brutto-Migrationsdaten für alle chinesischen Provinzen erhältlich sind, ist die Datenauswahl auf den *Population Census* aus dem Jahr 2000 beschränkt. Dieser stellt den aktuellsten und umfassendsten Datensatz zur Verfügung, der allerdings

nur eine Querschnittsanalyse erlaubt. Die weiteren Daten sind im Wesentlichen über das chinesische National Bureau of Statistics erhältlich. Bzgl. Armuts- und Ungleichheitsfaktoren ist jedoch die Auswertung zahlreicher Sekundärveröffentlichungen notwendig gewesen. Allerdings liegen auch hier keine durchgängigen Zeitreihen vor, so dass abermals eine Beschränkung auf eine Querschnittsanalyse nötig ist.

Die Regressionsergebnisse zeigen, dass *Einkommenslücken* und Unterschiede bei den *Beschäftigungsperspektiven* die Migration zwischen den verschiedenen Provinzen beeinflussen. Diese Ergebnisse decken sich mit dem traditionellen Migrationsansatz. *Entfernung* kann ebenfalls als ein die Migration beeinflussender Faktor identifiziert werden, wobei mit steigender Distanz höhere Kosten anfallen, welche wiederum zu einer Abschwächung von Migration führen. Wie die NEG bzw. Gravitationsvariable *Urbanisierung* verdeutlicht, sind moderne urbane Umgebungen für Migranten attraktiv und stellen einen Anreiz dar, dorthin zu wandern.

Von besonderem Interesse sind die Variablen für Armut und Ungleichheit, welche mit der Neuen Ökonomie der Arbeitsmigration verbunden sind. Ergibt sich aus urbaner Armut eine abschreckende Wirkung auf Migranten – oder ist die Ungleichheit in städtischen Zentren ein möglicher Indikator für gut bezahlte Jobs und weitere urbane Vorteile? Die provinziellen Unterschiede in Bezug auf Armut und Ungleichheit zeigen, dass *Land-Land-Armut* und *Stadt-Land-Armut* keine signifikanten Determinanten für inter-provinzielle Migrationsströme sind. In Bezug auf inter-provinzielle *Stadt-Stadt-Armut* zeigt sich, dass hier ein Counter-Pull-Faktor vorliegt. Dieser deutet an, dass Migranten von Armut in einer potenziellen Zielregion abgeschreckt werden. In Verbindung mit relativer Einkommensungleichheit machen die Ergebnisse des *Gini-Koeffizienten* jedoch deutlich, dass Migranten weiterhin in Regionen mit hoher Ungleichheit wandern, da sie sich womöglich dennoch gut bezahlte Jobs und urbane Privilegien versprechen.

Die Analyse der Push- und Pull-Faktoren der Migration stützt die vorherigen Ergebnisse. Die Pull-Faktoren sind *Durchschnittslöhne*, *Arbeitslosigkeit*, *Urbanisierung* und *Einkommensungleichheit* gemessen anhand des *Gini-Koeffizienten*. *Städtische Armut* kann weiterhin als Counter-Pull-Faktor betrachtet werden.

Die vorherige Untersuchung zeigt, dass Migration von ökonomischen Faktoren wie *Urbanisierung*, *Arbeitslosigkeit* oder *Einkommen* bestimmt wird. Aufgrund der Eindimensionalität der Analyse kann jedoch nicht betrachtet werden, ob bzw. in welcher Weise die Migration selbst Einfluss auf diese Faktoren nimmt. Obwohl in der Literatur

vielfach die Analyse wechselseitiger Zusammenhänge propagiert wird, haben die meisten bisherigen Studien – besonders diejenigen für China – dieser potenziellen zweiseitigen Kausalität nicht Rechnung getragen. Um mehr Aufschluss über die Richtung der treibenden Faktoren zu gewinnen, wird deshalb im dritten Kapitel eine Granger-Kausalitätsanalyse durchgeführt. Für diese werden drei klassische provinzielle Variablen – die Gesamtausgaben für Immobilienentwicklung (Urbanisierung), die urbane Arbeitslosenquote sowie das verfügbare Pro-Kopf-Einkommen städtischer Haushalte – verwendet und ihr Einfluss auf intra- und inter-provinzielle Migration sowie der umgekehrte Einfluss durch die Migration untersucht. Die verwendeten Daten sind hierbei überwiegend dem *China Statistical Yearbook* für den Zeitraum 1997-2009 für 28 Provinzen entnommen.

Die Ergebnisse der Granger-Kausalitätsanalyse zeigen für die Variablen *Migration und Urbanisierung* keinen Granger-kausalen Zusammenhang von Migration in Richtung Urbanisierung. Im Rahmen des getesteten Zusammenhangs scheint Migration somit zumindest kurzfristig die Urbanisierung in den chinesischen Provinzen nicht anzutreiben. Umgekehrt ist allerdings ein kausaler Zusammenhang von Urbanisierung in Richtung Migration zu beobachten. Dieses Ergebnis deckt sich mit den Erkenntnissen aus der ersten Analyse. Die Modernisierung der chinesischen Wirtschaft manifestiert sich in Urbanisierung und diese wiederum führt zur Anziehung von Migranten. Besonders im Osten hat die Urbanisierung einen stark positiven Einfluss auf die Migration.

Für die Variablen *Migration und Arbeitslosigkeit* ergibt sich ein wechselseitiger kausaler Zusammenhang, wobei die Interpretation hierbei stark von der betrachteten Region abhängig ist. In den östlichen Provinzen führt steigende Arbeitslosigkeit – wie sich auch in der vorherigen Analyse gezeigt hat – tendenziell zu weniger Migration. In umgekehrter Richtung wird ersichtlich, dass die Migration selbst zu steigender Arbeitslosigkeit im Osten beiträgt. Die Arbeitsmärkte in den östlichen Provinzen scheinen demnach durch die erheblichen Migrationsströme insgesamt eher negativ beeinflusst zu werden. Chinas kräftig wachsende Wirtschaft vermag zwar viele der überschüssigen ländlichen Arbeitskräfte aufzunehmen, doch scheinen die östlichen Provinzen diesbezüglich mittlerweile gesättigt zu sein, so dass ihre Absorptionsfähigkeit sinkt. Die Arbeitsmärkte der erfolgreichen Provinzen mögen gerade deshalb extrem unter Druck stehen, da die fortwährend zuziehenden Migranten zu den bereits ansässigen Arbeitskräften in Konkurrenz treten. Als Folge daraus ergibt sich ‚Unterbeschäftigung‘. Für die zentralen und westlichen Provinzen zeigt sich trotz steigender Arbeitslosigkeit eine Zunahme von Migration. Dieses Ergebnis wirkt zunächst wenig plausibel, jedoch scheinen Migranten

hier die Arbeitsmärkte tendenziell zu komplementieren. Allerdings sind die Ergebnisse für die zentralen und westlichen Provinzen nicht signifikant.

Bezüglich *Migration und Einkommen* ist kein kausaler Zusammenhang von Einkommen in Richtung Migration festzustellen. Folglich scheint im Rahmen der durchgeföhrten Analyse das Einkommen Migranten nicht erheblich zur Wanderung zu motivieren. Mit den Erkenntnissen der ersten Analyse ist dieses Ergebnis nicht deckungsgleich. Es ist jedoch zu berücksichtigen, dass in der Kausalitätsanalyse das Einkommen urbaner Haushalte und in der vorherigen linearen Regressionsanalyse städtische Durchschnittslöhne untersucht wurden. Für letztere konnte im Rahmen der Kausalitätsanalyse jedoch kein Zusammenhang für irgendeine Provinz festgestellt werden. Ob hierbei der Zeitraum oder die entsprechende Variable für die Analyse ungeeignet ist, lässt sich nicht abschließend beantworten. Allerdings ist ein kausaler Zusammenhang von Migration in Richtung Einkommen gegeben, welcher darauf hindeutet, dass Migranten die Einkommen in erfolgreichen Provinzen erheblich unter Druck setzen. Diese Erkenntnis steht im Einklang mit der aufkommenden ‚Unterbeschäftigung‘. Neben dem Druck auf den Arbeitsmarkt werden also auch gleichzeitig die Einkommen unter Druck gesetzt. Der Prozess der Urbanisierung stoppt deshalb jedoch nicht. Die Urbanisierung scheint allerdings weniger durch die Migranten getrieben zu sein, als dass die Wanderung der Migranten das Ergebnis ist. Die steigende ‚Unterbeschäftigung‘ kann letztlich zu Armut – besonders ‚urbaner Armut‘ – führen bzw. diese verstärken. Wie die Ergebnisse der ersten Analyse zeigen, scheinen viele Migranten aber dennoch auf die sich vermeintlich ergebenden Chancen in den urbanen Zentren zu setzen.

Die zunehmende Urbanisierung Chinas geht größtenteils auf das starke wirtschaftliche Wachstum zurück, welches nicht zuletzt auf den internationalen Handelsverflechtungen gründet. Somit stellt sich die Frage, inwieweit ausländische Direktinvestitionen und, damit einhergehend, eine stark exportgesteuerte Wirtschaft Migration antreiben und welche Wirkungszusammenhänge sich in umgekehrter Richtung ergeben.

Zur Ergründung dieser Fragestellung wird im vierten Kapitel in einer dritten Analyse der wechselseitige Granger-kausale Zusammenhang zwischen dem gesamten registrierten ausländischen Kapital, dem Gesamtwert der Exporte nach Standort des Exporteurs, den Importen der größten chinesischen Handelspartner (USA, EU-15 and Japan), dem absoluten Bruttoregionalprodukt sowie intra- und inter-provinzieller Migration analysiert. Die Daten entstammen im Wesentlichen dem *China Statistical Yearbook* für die Periode 1997-2009 für 31 Provinzen.

Die Untersuchung der eng verbundenen Variablen *FDI*, *Exporte* und Wirtschaftswachstum (*GDP*) ergibt, dass kein kausaler Zusammenhang von FDI in Richtung Exporte vorliegt. In umgekehrter Richtung ist jedoch für alle Provinzen ein deutlicher Wirkungszusammenhang gegeben. GDP und Exporte beeinflussen sich ebenfalls nur einseitig: Für alle chinesischen Regionen wird ein positiver Einfluss der Exporte auf das Wirtschaftswachstum deutlich. Die chinesische Wirtschaft scheint den komparativen Vorteil Arbeit – Überschuss an Arbeitskräften und geringe Lohnniveaus – zielgerichtet zu nutzen. Das hohe wirtschaftliche Wachstum führt letztlich zu weiteren ausländischen Direktinvestitionen, die weiteres Wachstum begünstigen. Chinas Exportwirtschaft beeinflusst das Wirtschaftswachstum und die FDI folglich positiv.

Um den Einfluss der internationalen Handelsbeziehungen genauer zu analysieren, sind die *Importe* aus China der *wichtigsten Handelspartner* mit den empfangenen *ausländischen Direktinvestitionen* und den chinesischen *Exporten* wechselseitig verglichen worden. Hierbei zeigt sich lediglich ein positiver kausaler Zusammenhang von den ausländischen Importen zu den Direktinvestitionen. Jedoch deckt sich dieses Ergebnis mit den vorherigen Erläuterungen zu den FDI und Exporten.

Ein Wirkungszusammenhang zwischen den internationalen Handelsverflechtungen und Migration lässt sich aus den Regressionsergebnissen nur für *Migration* in Richtung Wirtschaftswachstum ablesen. Offensichtlich sind die getesteten Determinanten *FDI* und *Exporte* im Rahmen der durchgeföhrten Analyse nicht unmittelbar kausal für Migration und umgekehrt. Aufgrund der Ergebnisse des zweiten und dritten Kapitels lässt sich jedoch vermuten, dass die internationalen Variablen über Faktoren wie Urbanisierung, Beschäftigung oder Einkommen indirekt Einfluss auf die Migration haben. Die vorliegende Analyse erlaubt jedoch nur kurzfristige Aussagen, da aufgrund der Datenstruktur eine kurze lag-Länge gewählt werden musste. Es ist also nicht ausgeschlossen, dass bei Verwendung einer längeren Zeitreihe andere kausale Zusammenhänge zu beobachten wären.

Die Ergebnisse der drei Analysen unterstreichen die Komplexität des Themas ‚Migration‘ in China. Bessere Beschäftigungsmöglichkeiten und die Aussicht auf höheres Einkommen erweisen sich als Motivatoren zur Wanderung. Und obwohl auch die negativen Effekte, wie z.B. Agglomerationskosten, welche mit der massenhaften Migration einhergehen, deutlich zu beobachten sind, ebbt der Zuwanderstrom – insbesondere in die östlichen Provinzen – nicht ab. Die sich in den urbanen Zentren vermeintlich bietenden Chancen scheinen das Risiko urbaner Armut aufgrund von Unterbeschäftigung zu überstrahlen.

Somit nimmt die Urbanisierung weiter zu, was in der Folge noch mehr Migranten anlockt. Chinas internationale Handelsverflechtungen, welche das wirtschaftliche Wachstum antreiben, wirken über verbundene Faktoren wie Beschäftigung oder Einkommen zusätzlich migrationsfördernd.

Nicht zuletzt aus Prognosen für die weitere Entwicklung der Wanderungsbewegungen wird ersichtlich, dass das Thema ‚Migration‘ von der chinesischen Politik aktiv gestaltet werden sollte. Es ist jedoch ratsam, die Ableitung politischer Implikationen aus statistischen Analysen kritisch zu hinterfragen. Diese Notwendigkeit ergibt sich auch mit Blick auf die in der vorliegenden Arbeit durchgeföhrten Analysen: Diese haben gezeigt, dass die Verfügbarkeit qualitativ gesicherter und verwertbarer Datenquellen für China durchaus problembehaftet ist. Von diesen grundsätzlichen Einschränkungen abgesehen, können dennoch drei politische Handlungsfelder bzw. Maßnahmen identifiziert werden. Hierzu zählen, erstens, Entwicklungs- und Industrialisierungsprogramme in den zentralen und westlichen Regionen, um auch die dortigen Provinzen für Migranten attraktiv zu machen und somit den Zuzug in den Osten Chinas zu reduzieren. Zweitens, die Implementierung eines adäquaten Steuereinnahmensystems, welches eine Steuerumverteilung zwischen reichen und armen Provinzen vorsieht und auf diesem Wege Finanzmittel für die vorgenannten Entwicklungsprogramme bereitstellen würde. Drittens, die Installation bzw. den Ausbau adäquater Sozialversicherungssysteme, um besonders die ländliche Armut zu reduzieren. Die Migration einer modernen Ökonomie von den stärker entwickelten östlichen Provinzen zu den weniger entwickelten zentralen und westlichen Regionen Chinas könnte letztlich dazu beitragen, die bisherige Migration in Richtung Osten nachhaltig zu verringern.

Sicherlich lassen sich aus den in dieser Arbeit gefundenen Analyseergebnissen bzgl. Migration auch für andere Länder Handlungsoptionen ableiten. Es sollte jedoch beachtet werden, dass in China durchaus Eigenheiten zu berücksichtigen sind. Hierzu zählen u.a. das Haushaltsregistrierungssystem (*hukou*) sowie die besondere geographische Lage der östlichen Provinzen, welche das Wirtschaftswachstum und die damit verbundene Attraktivität für Migranten durchaus begünstigt hat.

## Literaturverzeichnis

- Akaike, H. (1973). Information theory and an extension of the maximum likelihood principle, In: Petrov, B. N. & Csaki, F. (eds.), *Second International Symposium on Information Theory*. Budapest: Akadémiai-Kiadó.
- Ajami, R. & BarNiv, R. (1984). Utilising economic indicators in explaining foreign investment in the U.S. *Management International Review*, 24, 16-26.
- Arellano, M. & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error component models. *Journal of Econometrics*, 68, 29-51.
- Aroca, P. & Maloney, W. F. (2005). Migration, trade and foreign direct investment in Mexico. *World Bank Economic Review*, 19(3), 449-472.
- Asian Development Bank (2004). *Poverty profile of the People's Republic of China*. URL: [http://www.adb.org/documents/reports/poverty\\_profile\\_PRC/PRC.pdf](http://www.adb.org/documents/reports/poverty_profile_PRC/PRC.pdf), Stand 08. Januar 2011.
- Baharumshah, A. Z. & Thanoon, M. A.-M. (2006). Foreign capital flows and economic growth in East Asian countries. *China Economic Review*, 17, 70-83.
- Bailey, A. J. (1993). Migration history, migration behaviour and selectivity. *The Annals of Regional Science*, 27(4), 315-326.
- Balassa, B. (1978). Exports and growth: Further evidence. *Journal of Development Economics*, 5, 181-189.
- Balasubramanyam, V. N., Salisu, M. & Sapsford, D. (1996). Foreign direct investment and growth in EP and IS countries. *The Economic Journal*, 106, 92-105.
- Baltagi, B. H. (2008). *Econometric analysis of panel data*. 4. Aufl. Chichester: Wiley.
- Bao, S., Chang, G. H., Sachs, J. D. & Woo, W. T. (2002). Geographic factors and China's regional development under market reforms, 1978-1998. *China Economic Review*, 13, 89-111.

- Bao, S., Bodvarsson, Ö. B., Hou, J. W. & Zhao, Y. (2009). Migration in China from 1985 to 2000. *Chinese Economy*, 42(4), 7-28.
- Beck, N. (2007). From statistical nuisances to serious modeling: Changing how we think about the analysis of time-series-cross-section data. *Political Analysis*, 15(2), 97-100.
- Beck, N. & Katz, J. N. (1995). What to do (and not to do) with time-series cross-section data. *The American Political Science Review*, 89(3), 634-647.
- Benjamin, D., Brandt, L., Giles, J. & Wang, S. (2007). *Inequality and poverty in China during reform*. Cahiers de recherche PMMA 2007-07, PEP-PMMA. URL: [www.pep-net.org/NEW-PEP/Group/papers/papers/PMMA-2007-07.pdf](http://www.pep-net.org/NEW-PEP/Group/papers/papers/PMMA-2007-07.pdf), Stand 05. Juni 2007.
- Ben-Porath, Y. (1997). The entwined growth of population and product, 1922-1982. *Journal of Labor Economics*, 15(1), 8-25.
- Berthelemy, J.-C. & Demurger, S. (2000). FDI and economic growth: Theory and application to China. *Review of Development Economics*, 4, 140-155.
- Borensztein, E., De Gregorio, J. & Lee, J. -W. (1998). How does foreign direct investment affect economic growth? *Journal of International Economics*, 45(1), 115-135.
- Borjas, G. J. (1987). Self-selection and the earnings of immigrants. *American Economic Review*, 77(4), 531-553.
- Bornschier, V. & Chase-Dunn, C. (1985). *Transnational corporations and underdevelopment*. New York: Praeger.
- Burda, M. C. (1993). The determinants of East-West German migration. *European Economic Review*, 37, 452-461.
- Byerlee, D. (1974). Rural-urban migration in Africa: Theory, policy and research implications. *International Migration Review*, 8(4), 543-566.
- Cameron, A. C. & Trivedi, P. K. (2005). *Microeometrics: Methods and applications*. New York: Cambridge University Press.

- Chan, K. W. & Hu, Y. (2003). Urbanization in China in the 1990s: New definition, different series, and revised trends. *The China Review*, 3(2), 49-71.
- Chase-Dunn, C. (1975). The effects of international economic dependence on development and inequality: A cross-national study. *American Sociological Review*, 40(6), 720-738.
- Chen, A. & Coulson, N. E. (2002). Determinants of urban migration: Evidence from Chinese cities. *Urban Studies*, 39(12), 2189-2197.
- Chen, C., Chang, L. & Zhang, Y. M. (1995). The role of foreign direct investment in China post-1978 economic development. *World Development*, 23, 691-703.
- Chenery, H. B. & Strout, A. (1966). Foreign assistance and economic development. *American Economic Review*, 56, 680-733.
- Chen, B. & Feng, Y. (2000). Determinants of economic growth in China: Private enterprise, education, and openness. *China Economic Review*, 11, 1-15.
- Cheung, K.-Y. & Lin, P. (2004). Spillover effects of FDI on innovation in China: Evidence from the provincial data. *China Economic Review*, 15, 25-44.
- Choi, I. (2001). Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance*, 20, 249-272.
- Claro, S. (2009). FDI liberalization as a source of comparative advantage in China. *Review of Development Economics*, 13(4), 740-753.
- De Brauw, A. & Rozelle, S. (2008). Migration and household investment in rural China. *China Economic Review*, 19, 320-335.
- Demurger, S., Sachs, J. D., Woo, W. T., Bao, S., Chang, G. & Mellinger, A. (2002). *Geography, economic policy, and regional development in China*. NBER Working Paper Series, Working Paper 8897. URL: <http://web.cenet.org.cn/upfile/115169.pdf>, Stand 06. Juni 2009.

- De Soysa, I. & Oneal, J. R. (1999). Boon or bane? Reassessing the productivity of foreign direct investment. *American Sociological Review*, 64(5), 766-782.
- Dixon, W. J. & Boswell, T. (1996). Dependency, disarticulation, and denominator effects: Another look at foreign capital penetration. *American Journal of Sociology*, 102(2), 543-562.
- Du, Y., Park, A. & Wang, S. (2005). Migration and rural poverty in China. *Journal of Comparative Economics*, 33, 688-709.
- Emerson, R. D. (1989). Migratory labor and agriculture. *American Journal of Agricultural Economics*, 71(3), 617-629.
- Enders, W. (2003). *Applied econometric times series*. 2. Aufl. New York: Wiley
- Engle, R. F. & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55, 251-276.
- Eurostat (2010). *Statistics Database* [Electronic Version].
- Faeth, I. (2009). Determinants of foreign direct investment: A tale of nine theoretical models. *Journal of Economic Surveys*, 23(1), 165-196.
- Fan, C. C. (1996). Economic opportunities and internal migration. A case study of Guangdong province, China. *Professional Geographer*, 48(1), 28-45.
- Fan, C.C. (2003). Rural-urban migration and gender division of labor in transitional China. *International Journal of Urban and Regional Research*, 27(1), 24-47.
- Fan, C. C. (2005). Modeling interprovincial migration in China, 1985-2000. *Eurasian Geography and Economics*, 46(3), 165-184.
- Feder, G. (1982). On exports and economic growth. *Journal of Development Economics*, 12, 59-73.
- Firebaugh, G. (1992). Growth effects of foreign and domestic investment. *American Journal of Sociology*, 98(1), 105-130.

- Firebaugh, G. & Beck, F. D. (1994). Does economic growth benefit the masses? Growth, dependence, and welfare in the Third World. *American Sociological Review*, 59(5), 631-653.
- Fu, X. (2004). Limited linkages from growth engines and regional disparities in China. *Journal of Comparative Economics*, 32, 148-164.
- Ghatak, S., Levine, P. & Wheatley Price (1996). Migration theories and evidence: An assessment. *Journal of Economic Surveys*, 10(2), 159-198.
- Giles, J., Park, A. & Zhang, J. (2005). What is China's true unemployment rate? *China Economic Review*, 16, 149-170.
- Gonzalez, R. & Griffin, D. (1999). The correlational analysis of dyad-level data in the distinguishable case. *Personal Relationships*, 6, 449-469.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- Granger, C. W. J. (1986). Developments in the study of cointegrated economic variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 213-228.
- Granger, C. W. J. & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.
- Greasley, D., Madsden, J. B. & Oxley, L. (2000). Real wages in Australia and Canada, 1870-1913: Globalization versus productivity. *Australian Economic History Review*, 40(2), 178-198.
- Greene, W. H. (2003). *Econometric Analysis*. 5. Aufl. Upper Saddle River: Pearson Prentice Hall.
- Gries, T. (2002). Catching-up, falling-behind, and the Role of FDIs: A Model of endogenous growth and development. *South African Journal of Economics*, 70(4), 273-281.

- Gries, T. & Redlin, M. (2011). International integration and the determinants of regional development in China. *Economic Change and Restructuring*, 44, 149-177.
- Grosse, R. and Trevino, L. (1996). Foreign direct investment in the United States: An analysis by country of origin. *Journal of International Business Studies*, 27, 139-155.
- Grossman, G. M. & Helpman, E. (1993). *Innovation and growth in the global economy*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Gruidl, J. S. & Pulver, G. C. (1991). A dynamic analysis of net migration and state employment change. *The Review of Regional Studies*, 21(1), 21-38.
- Gujarati, D. N. (2003). *Basic Econometrics*. 4. Aufl. Boston: McGraw-Hill.
- Hansen, L. P. (1982). Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica*, 50, 1029-1054.
- Harris, J. & Todaro, M. (1970). Migration, unemployment and development: A two-sector analysis. *American Economic Review*, 60, 126-142.
- Hayase, Y. (2001). Japanese foreign direct investment, employment, and international migration in East Asia. *Asian and Pacific Migration Journal*, 10(3-4), 535-558.
- Helpman, E. & Krugman, P. (1985). *Market structure and foreign trade*. Cambridge, MA: MIT Press.
- He, D. & Zhang, W. (2010). How dependent is the Chinese economy on exports and in what sense has its growth been export-led? *Journal of Asian Economics*, 21, 87-104.
- Holtz-Eakin, D., Newey, W. & Rosen, H. (1988). Estimating vector autoregression with panel data. *Econometrica*, 56, 1371-1395.
- Hood III, M. V., Kidd, Q. & Morris, I. L. (2008). Two sides of the same coin? Employing Granger causality tests in a time series cross-section framework. *Political Analysis*, 16, 324-344.

Horst, T. (1972). The industrial composition of U.S. exports and subsidiary sales to the Canadian market. *American Economic Review*, 62, 37-45.

Hsiao, C. (1986). *Analysis of panel data*. Cambridge: Cambridge University Press.

Hurlin, C. & Venet, B. (2001). *Granger causality test in panel data models with fixed coefficients*. Working Paper Eurisco 2001-2009, University of Paris Dauphine.

Im, K. S., Pesaran, M. H. & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115, 53-74.

Ito, S. & Iguchi, Y. (1994). Japanese direct investment and its impact on migration in the ASEAN 4. *Asian and Pacific Migration Journal*, 3(2-3), 265-294.

Jalan, J. & Ravallion, M. (2001). Behavioral responses to risk in rural China. *Journal of Development Economics*, 66, 23-49.

Jenkins, S. P. (2005). *Survival Analysis*. URL:

<https://www.iser.essex.ac.uk/files/teaching/stephenj/ec968/pdfs/ec968lnotesv6.pdf>,  
Stand 05. März 2011.

Jeon, Y.-D. (1992). The determinants of Korean foreign direct investment in manufacturing industries. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 128, 527-541.

Judson, R. A. & Owen, A. L. (1999). Estimating dynamic panel data models: A guide for macroeconomists. *Economics letters*, 65(1), 9-15.

Keidel, A. (2009). Chinese regional inequalities in income and well-being. *Review of Income and Wealth*, 55(1), 538-561.

Kenny, D. A. (1995). The effect of nonindependence on significance testing in dyadic research. *Personal Relationships*, 2, 67-75.

Kenny, D. A. (1996). Models of nonindependence in dyadic research. *Journal of Social and Personal Relationships*, 13, 279-294.

Kenny, D. A., Kashy, D. A. & Cook, W. L. (2006). *Dyadic data analysis*. New York: Guilford.

- Kentor, J. (1998). The long term effects of foreign investment dependence on economic growth, 1940-1990. *American Journal of Sociology*, 103(4), 1024-1048.
- Kentor, J. (2001). The long term effects of globalization on income inequality, population growth, and economic development. *Social Problems*, 48(4), 435-455.
- Kentor, J. & Boswell, T. (2003). Foreign capital dependence and development: A new direction. *American Sociological Review*, 68(2), 301-313.
- Knight, J. (2008). Reform, growth, and inequality in China. *Asian Economic Policy Review*, 3, 140-158.
- Knight, J. & Li, S. (2006). Unemployment duration and earnings of re-employed workers in urban China. *China Economic Review*, 17, 103-119.
- Knight, J. & Song, L. (1999). *The urban-rural divide: Economic disparities and interactions in China*. New York: Oxford University Press.
- Knight, J. & Song, L. (2003). Chinese peasant choices: Migration, rural industry or farming. *Oxford Development Studies*, 31(2), 123-147.
- Krugman, P. (1991). Increasing returns and economic geography. *Journal of Political Economy*, 99, 484-99.
- Kuncic, A. & Svetlicic, M. (2011). Who's who in foreign direct investment promotion: Keynesians versus Neoclassicals. *Eastern European Economics*, 49(3), 66-68.
- Lemoine, F. (2000). *FDI and opening up the Chinese economy*. CEPII working paper 2000-11. URL: <http://www.cepii.org/anglaisgraph/workpap/pdf/2000/wp00-11.pdf>, Stand 05. November 2010.
- Levin, A., Lin, C.-F. & Chu, C.-S. J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108, 1-24.
- Li, B. (2006). Floating population or urban citizens? Status, social provision and circumstances of rural-urban migrants in China. *Social Policy and Administration*, 40(2), 174-195.

- Liang, Z. & White, M. J. (1997). Market transition, government policies, and interprovincial migration in China: 1983-1988. *Economic Development and Cultural Change*, 45(2), 321-339.
- Lin, W.-L. & Chen T. P. (2004). China's widening economic disparities and its 'Go West Program'. *Journal of Contemporary China*, 13(41), 663-686
- Lin, J. Y., Wang, G. & Zhao, Y. (2004). Regional inequality and labor transfers in China. *Economic Development and Cultural Change*, 52, 587-603.
- Liu, X., Burridge, P. & Sinclair, P. J. N. (2002). Relationship between economic growth, foreign direct investment and trade: Evidence from China. *Applied Economics*. 34, 1433-1440.
- Liu, X. & Shu, C. (2003). Determinants of export performance: Evidence from Chinese industries. *Economic of Planning*, 36(1), 45-67.
- Liu, X., Wang, C. & Wei, Y. (2001). Causal links between foreign direct investment and trade in China. *China Economic Review*, 12, 190-202.
- Liu, Y. & Wu, F. (2006). The state, institutional transition and the creation of new urban poverty in China. *Social Policy and Administration*, 40(2), 121-137.
- Logan, J. R., Fang, Y. & Zhang, Z. (2009). Access to housing in urban China. *International Journal of Urban and Regional Research*, 33(4), 914 -935.
- Love, I. & Ziccino, L. (2006). Financial development and dynamic investment behaviour: Evidence from panel VAR. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 46, 190-210.
- Lütkepohl, H. (1991). *Introduction to multiple time-series analysis*. New York: Springer-Verlag.
- Ma, Z. (1999). Temporary migration and regional development in China. *Environment and Planning*, 31, 783-802.
- Ma, Z. (2002). Social-capital mobilization and income returns to entrepreneurship: The case of return migration in rural China. *Environment and Planning*, 34, 1763-1784.

- Maddala, G. S. & Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 631-652.
- Markusen, J. & Venables, A. (1999). Foreign direct investment as a catalyst for industrial development. *European Economic Review*, 43(20), 335-356.
- Massey, D. S. & Espinosa, K. E. (1997). What's driving Mexico-US migration? A theoretical, empirical, and policy analysis. *American Journal of Sociology*, 102(4), 939-999.
- McKinsey Global Institute (MGI, 2008). Preparing for China's urban billion. *MGI report*. URL:[http://www.mckinsey.com/mgi/publications/china\\_urban\\_billion/](http://www.mckinsey.com/mgi/publications/china_urban_billion/), Stand 19. Juli 2009.
- Meng, X., Gregory, R. & Wang, Y. (2005). Poverty, inequality, and growth in urban China, 1986-2000. *Journal of Comparative Economics*, 33, 710-729.
- Molle, W. T. M. & van Mourik, A. (1989). A static explanatory model of international labour migration to and in Western Europe, In: Gordon, I. R. & Thirlwall, A.P., *European Factor Mobility*. London: Macmillan, 1989, 30-52.
- Narayan, P. K. & Smyth, R. (2003). The determinants of immigration from Fiji to New Zealand: An empirical reassessment using the bounds testing approach. *International Migration*, 41(5), 33-60.
- Narayan, P.K. & Smyth, R. (2005). Temporal causality and the dynamics of democracy, emigration and real income in Fiji. *International Review of Applied Economics*, 19(2), 245-263.
- Narayan, P. K. & Smyth, R. (2006). What determines migration flows from low-income to high-income countries? An empirical investigation of Fiji-U.S. migration 1972-2001. *Contemporary Economic Policy*, 24(2), 332-342.
- National Bureau of Statistics of China (NBS, 1993). *Tabulation on the 1990 Population Census of the People's Republic of China*. Beijing: China Statistics Press.

National Bureau of Statistics of China (NBS, 1996-2009). *China Statistical Yearbook 1995-2008* [Electronic version]. Beijing: China Statistics Press.

National Bureau of Statistics of China (NBS, 2002). *Tabulation on the 2000 Population Census of the People's Republic of China*. Beijing: China Statistics Press.

National Bureau of Statistics of China (NBS, 2005). *China compendium of statistics 1949-2004*. Beijing: China Statistics Press.

Naudé, W. & Roussow, R. (2010). Export diversification and economic performance: Evidence from Brazil, China, India and South Africa. *Economic Change and Restructuring*, 1-36.

Neumayer, E. & Plümper, T. (2010). Spatial effects in dyadic data. *International Organization*, 64(1), 145-166.

Nickell, S. (1981). Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica*, 49, 1417-1426.

O'Brien, R. M. (2007). A caution regarding rules of thumb for variance inflation factors. *Quality & Quantity*, 41, 673-690.

Park, A., Wang, D. & Cai, F. (2006). *Migration and urban poverty and inequality in China*. Chinese Academy of Social Sciences, Institute of Population and Labor Economics.  
URL:  
[http://iple.cass.cn/file/Migration\\_and\\_Urban\\_Poverty\\_and\\_Inequality\\_in\\_China.pdf](http://iple.cass.cn/file/Migration_and_Urban_Poverty_and_Inequality_in_China.pdf),  
Stand 03. August 2007

Pedersen, P. J., Pytlíkova, M. & Smith, N. (2008). Selection and network effects: Migrations flows into OECD countries 1990-2000. *European Economic Review*, 52 (7), 1160-1186.

Poncet, S. (2006). Provincial migration dynamics in China: Borders, costs and economic motivations. *Regional Science and Urban Economics*, 36, 385-398.

Portes, A. (1978). Migration and underdevelopment. *Politics and Society*, 8(1), 1-48.

- Ramsey, J. B. (1969). Tests for specification errors in classical linear least-squares regression analysis. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* 31, 350-371.
- Ravallion, M. & Chen, S. H. (2007). China's (uneven) progress against poverty. *Journal of Development Economics*, 82, 1-42.
- Ray, D. (2006). *Development Economics*. 2. Aufl. New York: Princeton.
- Rodrigue, J.-P., Comtois, C. & Slack, B. (2009). *The geography of transport systems*. 2. Aufl. New York: Routledge.
- Rodriguez, F. & Rodrik, D. (1999). *Trade policy and economic growth: A skeptic's guide to the cross-national evidence*. NBER Working Paper Series, Working Paper 7081. URL: [http://www.nber.org/papers/w7081.pdf?new\\_window=1](http://www.nber.org/papers/w7081.pdf?new_window=1), Stand 05. November 2010.
- Sachs, L. & Hedderich, J. (2009). *Angewandte Statistik*. 13. Aufl. Berlin: Springer
- Sanderson, M. R. & Kentor J. (2008). Foreign direct investment and international migration: A cross-national analysis of less-developed countries, 1985-2000. *International Sociology*, 23, 514-539.
- Sauvant, K. P., Mallampally, P. & Economou, P. (1993). Foreign direct investment and international migration. *Transnational Corporations*, 2(1), 33-69.
- Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *The Annals of Statistics*, 6(2), 461-464.
- Seeborg, M. C., Jin, Z. & Zhu, Y. (2000). The new rural-urban labor mobility in China: Causes and implications. *The Journal of Socio-Economics*, 29, 39-56.
- Shen, J. (1999). Modelling regional migration in China: Estimation and decomposition. *Environment and Planning*, 31(7), 1223-1238.
- Sicular, T., Yue, X., Gustafsson, B. & Li, S. (2007). The urban-rural income gap and inequality in China. *Review of Income and Wealth*, 53(1), 93-126.

- Solinger, D. J. (2006). The creation of a new underclass in China and its implications. *Environment and Urbanization*, 18, 177-193.
- Song, S. & Zhang, K.H. (2000). Promoting Exports: The role of inward FDI in China. *China Economic Review*, 11, 385-396.
- Stark, O. (1991). *The migration of labor*. Oxford: Basil Blackwell Ltd.
- Stark, O., Taylor, J. E. & Yitzhaki, S. (1986). Remittances and inequality. *The Economic Journal*, 96(383), 722-740.
- Stark, O., Taylor, J. E. & Yitzhaki, S. (1988). Migration, remittances and inequality: A sensitivity analysis using the extended GINI index. *Journal of Development Economics*, 28(3), 309-322.
- Stata (2009). *Stata longitudinal-data/panel-data reference manual: Release 11*. College Station, Texas: Stata Corp.
- Statistisches Bundesamt (2011). *Die G20-Staaten – Außenhandelsdaten*. URL: [https://www.destatis.de/DE/ZahlenFakten/LaenderRegionen/Internationales/Land/G20/G20Details.html?cms\\_gtp=194120\\_list%253D3%2526194102\\_slot%253D5&https=1](https://www.destatis.de/DE/ZahlenFakten/LaenderRegionen/Internationales/Land/G20/G20Details.html?cms_gtp=194120_list%253D3%2526194102_slot%253D5&https=1), Stand 15. November 2011.
- Steinnes, D. N. (1978). Causality and migration: A statistical resolution of the 'chicken or egg fowl-up.' *Southern Economic Journal*, 45(1), 218-226.
- Stock, J. & Watson, M. (1989). Interpreting the evidence on money-income causality. *Journal of Econometrics*, 40(1), 161-182.
- Sun, H. & Parikh, A. (2001). Exports, inward foreign direct investment (FDI) and regional economic growth in China. *Regional Studies*, 35(3), 187-196.
- Taylor, J. E. (1999). The new economics of labour migration and the role of remittances in the migration process. *International Migration*, 37(1), 63-88.

Taylor, J. E., Rozelle, S. & De Brauw A. (1999). *The impact of migration and remittances on rural incomes in China*. International Agricultural Trade Research Consortium, China Working Papers. URL:  
<http://sumner.ucdavis.edu/aredepart/facultydocs/sumner/iatrc/debrauw.pdf>, Stand 01. Mai 2007.

Taylor, J. E., Rozelle, S. & De Brauw A. (2003). Migration and incomes in source communities: A new economics of migration perspective from China. *Economic Development and Cultural Change*, 52(1), 75-101.

ten Raa, T. & Pan, H. (2005). Competitive pressures on China: Income inequality and migration. *Regional Sciences and Urban Economics*, 35, 671-699.

The World Bank (2001). *China: Overcoming rural poverty*. Report No. 22137. URL:  
[http://www-wds.worldbank.org/external/default/WDSContentServer/WDSP/IB/2001/05/11/000094946\\_01042804211223/Rendered/PDF/multi0page.pdf](http://www-wds.worldbank.org/external/default/WDSContentServer/WDSP/IB/2001/05/11/000094946_01042804211223/Rendered/PDF/multi0page.pdf), Stand 09. Januar 2011.

Tsay, C.-L., Tsai, P.-L. & Hayase, Y. (2003). International labour migration and foreign direct investment in East Asian development: Taiwan and Japan compared, In: Hayase, Y. (ed.) *Trade, Investment and International Labour Migration in APEC Member Economies*, 131-167. Chiba, Japan: Institute of Developing Economies.

Tuan, C. & Ng, L. F. Y. (2004). Manufacturing agglomeration as incentives to Asian FDI in China after WTO. *Journal of Asian Economics*, 15, 673-693.

Wang, D. (2008). *Distance in kilometres between Chinese provincial capitals by train* [excel spreadsheet]. Chinese Academy of Social Sciences.

Wang, D. & Cai, F. (2006). *Migration and poverty alleviation in China*. Chinese Academy of Social Sciences, Institute of Population and Labor Economics. URL:  
[http://iple.cass.cn/file/migration\\_poverty.pdf](http://iple.cass.cn/file/migration_poverty.pdf), Stand 03. August 2007.

- Wang, S., Li, Z. & Ren, Y. (2004). *The 8-7 national poverty reduction program in China. The national strategy and its impact.* Institute of Agricultural Economics. Chinese Academy of Agricultural Sciences. URL:  
<http://info.worldbank.org/etools/docs/reducingpoverty/case/33/fullcase/China%208-7%20Full%20Study.pdf>, Stand 15. April 2007.
- Wang, Y. P., Wang, Y. & Wu, J. (2009). Urbanization and informal development in China: Urban villages in Shenzhen. *International Journal of Urban and Regional Research*, 33(4), 957-973.
- Weinhold, D. & Reis, E. J. (2001). Model evaluation and causality testing in short panels: The case of infrastructure provision and population growth in the Brazilian Amazon. *Journal of Regional Science*, 41(4), 639-658.
- Wei, S.-J. (1995). The open door policy and China's rapid growth: Evidence from city level data, In: Ito, I. & Krueger, A. O. (eds.), *Growth theories in light of the East Asian experience*. Chicago: The University of Chicago Press.
- Whalley, J. & Xin, X. (2006). *China's FDI and non-FDI economies and the sustainability of future high Chinese growth.* NBER Working Paper Series, Working Paper 12249. URL: <http://cendoc.esan.edu.pe/fulltext/e-documents/NBER/w12249.pdf>, Stand 05. November 2010.
- Wilson, S. E. & Butler, D. M. (2007). A lot more to do: The sensitivity of time-series-cross-section analyses to simple alternative specifications. *Political Analysis* 15(2), 101-123.
- Wong, D. F. K., Li, C. Y. & Song, H. X. (2007). Rural migrant workers in urban China: Living a marginalised life. *International Journal of Social Welfare*, 16, 32-40.
- Wu, Z. & Yao, S. (2003). Intermigration and intramigration in China: A theoretical and empirical analysis. *China Economic Review*, 14, 371-385.
- Xu, C. (1992). *Risk aversion, rural-urban wage differentiation and migration.* Discussion Paper No. 108, Centre for Economic Performance, London.
- Xue, J. & Wei, Z. (2003). Unemployment, poverty and income disparity in urban China. *Asian Economic Journal*, 17(4), 383-405.

- Yao, S. (2006). On economic growth, FDI and exports in China. *Applied Economics*, 38, 339-351.
- Yao, S., Zhang, Z. & Hanmer, L. (2004). Growing inequality and poverty in China. *China Economic Review*, 15, 145-163.
- Yueh, L. Y. (2004). Wage reforms in China during the 1990s. *Asian Economic Journal*, 18(2), 149-164.
- Zhang, K. H. (2001). How does foreign direct investment affect economic growth in China? *Economics of Transition*, 9(3), 679-693.
- Zhang, Q. & Felmingham B. (2001). The relationship between inward foreign direct investment and China's provincial export trade. *China Economic Review*, 12, 82-99.
- Zhang, K. H. & Song, S. (2000). Promoting exports – The role of inward FDI in China. *China Economic Review*, 11, 385-396.
- Zhang, K. H. & Song, S. (2003). Rural-urban migration and urbanization in China: Evidence from time-series and cross-section analyses. *China Economic Review*, 14, 386-400.
- Zhao, X. B. & Tong, S. P. (2000). Unequal economic development in China: Spatial disparities and regional policy reconsideration, 1985–1995. *Regional Studies*, 34(6), 549-561.
- Zhao, Y. (1999). Labour migration and earnings differences: The case of rural China. *Economic Development and Cultural Change*, 48(4), 767-782.
- Zhu, N. (2002a). *Impacts of income gap on migration decision in China: A verification of the Todaro model*. Institut de Recherches sur l'Économie de la Chine. Clermont-Ferrand, France. URL: [www.cerdi.org/colloque/IDREC2001/Zhunong.pdf](http://www.cerdi.org/colloque/IDREC2001/Zhunong.pdf), Stand 30. April 2007.
- Zhu, N. (2002b). The impacts of income gaps on migration decisions in China. *China Economic Review*, 13, 213-230

Zhu, Y. (2007). China's floating population and their settlement intention in the cities: Beyond the hukou reform. *Habitat International*, 32, 65-76.

Zhu, Y. (2012). Social protection in rural China: Recent developments and prospects. *Journal of Policy Practice*, 11(1-2), 42-58.

Zipf, G. K. (1946). The  $P_1P_2$ / hypothesis on the intercity movement of persons. *American Sociological Review*, 11, 677-686.

## Anhang

### A 1 – Variablenliste

#### Kapitel 2

*Migrationsrate<sub>ji</sub>:* Brutto-Migrationsrate von der Heimatprovinz i zur Zielprovinz j innerhalb von fünf Jahren (1995-2000), definiert als

$$\frac{M_{ji}}{P_i} \cdot 100 \text{ (Anzahl der Migranten von Provinz i zu j } (M_{ji}) \text{ geteilt}$$

durch die Bevölkerung in Provinz i ( $P_i$ ; Endjahreszahl))

Anmerkung: Es sind die offiziellen Migranten und Personen mit einem abweichenden Registrierungsstatus enthalten („inoffizielle Migranten“).

*Durchschnittslohn<sub>ji</sub>:* Verhältnis des Durchschnittslohns von Angestellten und Arbeitern zwischen der Zielprovinz j und der Heimatprovinz i (Yuan, reale Preise)

*Arbeitslosenrate<sub>ji</sub>:* Verhältnis der Arbeitslosenrate (%; städtisch registrierte Arbeitslose) zwischen der Zielprovinz j und der Heimatprovinz i

Anmerkung: Die exakte Berechnungsmethode lässt sich dem Ursprungsdatensatz nicht entnehmen.

*Entfernung<sub>ji</sub>:* Entfernung zwischen Provinzhauptstädten mit dem Zug zwischen der Zielprovinz j und der Heimatprovinz i (gemessen in Kilometern)

*Urbanisierungsrate<sub>ji</sub>:* Verhältnis der Urbanisierungsrate (%; urbane Bevölkerung im Verhältnis zur provinziellen Gesamtbevölkerung) zwischen der Zielprovinz j und der Heimatprovinz i

*Land-Land-Armut<sub>ji</sub>:* Verhältnis der ländlichen Armutsraten (% einkommensbezogen; arme Bevölkerung im Verhältnis zur provinziellen Gesamtbevölkerung) in der Zielprovinz j zur ländlichen Armutsrates in der Heimatprovinz i

Anmerkung: Arm ist, wer in ländlichen Gebieten 1996 ein jährliches Pro-Kopf-Einkommen von weniger als 530 Yuan zur Verfügung hat (offizielle chinesische Armutsrates laut Regierung).

*Stadt-Stadt-Armut<sub>ji</sub>:* Verhältnis der städtischen Armutsrates (% einkommensbezogen; arme Bevölkerung im Verhältnis zur provinziellen Gesamtbevölkerung) in der Zielprovinz j zur städtischen Armutsrates in der Heimatprovinz i

Anmerkung: Arm ist, wer in städtischen Gebieten 1995 ein jährliches Pro-Kopf-Einkommen von weniger als 1.547 Yuan hat (offizielle chinesische Armutsrates laut Regierung).

*Stadt-Land-Armut<sub>ji</sub>:* Verhältnis der städtischen Armutsrates (% einkommensbezogen) in der Zielprovinz j zur ländlichen Armutsrates (% einkommensbezogen) in der Heimatprovinz i, korrigiert um die verschiedenen Berechnungsmethoden für ländliche und städtische Armut (Referenzprovinz: Shanghai bzw. Qinghai)

*Gini-Koeffizient<sub>ji</sub>:* Verhältnis des städtischen Gini-Koeffizienten (einkommensbezogen) zwischen der Zielprovinz j und Heimatprovinz i

Nicht arbeitende

Bevölkerung<sub>ji</sub>:

Verhältnis der „nicht arbeitenden Bevölkerung“ (%) zwischen der Zielprovinz j und der Heimatprovinz i

Anmerkung: Die exakte Berechnungsmethode lässt sich für alle Werte dem Ursprungsdatensatz nicht entnehmen.

### Kapitel 3

*Migrationsrate:* Differenz der Bevölkerung mit einem vom Heimatort abweichenden Registrierungsstatus von einem Jahr zum nächsten im Verhältnis zur provinziellen (Gesamt-) Bevölkerung → jährliche Veränderungsrate (%) der inter- und intra-provinziellen Migration der jeweiligen Provinz

*Urbanisierung:*

- 1) Gesamtausgaben für Immobilienentwicklung (10.000 Yuan) je Provinz
- 2) Beschäftigte Personen in urbanen Gebieten (%) je Provinz

Anmerkung: Die exakte Berechnungsmethode lässt sich dem Ursprungsdatensatz nicht entnehmen.

*Arbeitslosenrate:* Städtisch registrierte arbeitslose Personen (%) je Provinz

Anmerkung: Die exakte Berechnungsmethode lässt sich dem Ursprungsdatensatz nicht entnehmen.

*Einkommen:*

- 1) Verfügbares Pro-Kopf-Einkommen städtischer Haushalt (Yuan) je Provinz
- 2) Durchschnittslohn von Angestellten und Arbeitern je Provinz (Yuan, real)
- 3) Bruttoregionalprodukt pro Kopf (Yuan, real) je Provinz

Anmerkung: Die exakte Berechnungsmethode lässt sich für alle Werte dem Ursprungsdatensatz nicht entnehmen.

## Kapitel 4

*Migrationsrate:* Differenz der Bevölkerung mit einem vom Heimatort abweichenden Registrierungsstatus von einem Jahr zum nächsten im Verhältnis zur provinziellen (Gesamt-) Bevölkerung → jährliche Veränderungsrate (%) der inter- und intra-provinziellen Migration der jeweiligen Provinz

*FDI:* Gesamtwert des registrierten ausländischen Kapitals (100 Mio. Yuan) je Provinz

*Exporte:* Gesamtwert der Exporte nach Standort des Exporteurs (100 Mio. Yuan) je Provinz

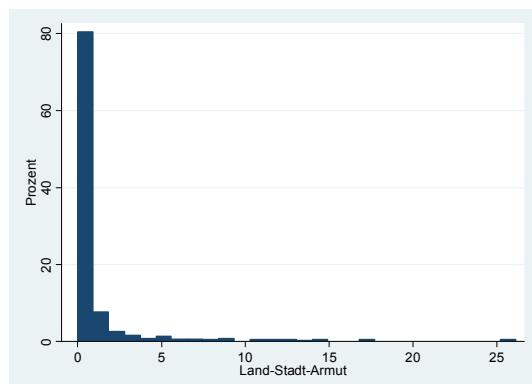
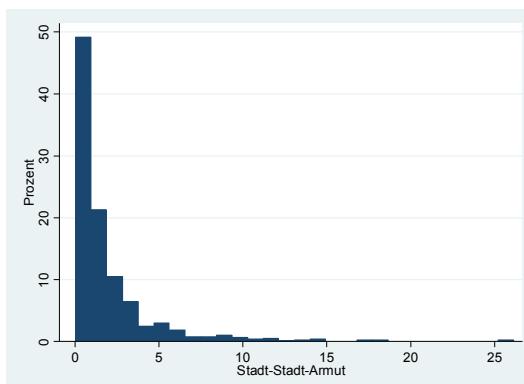
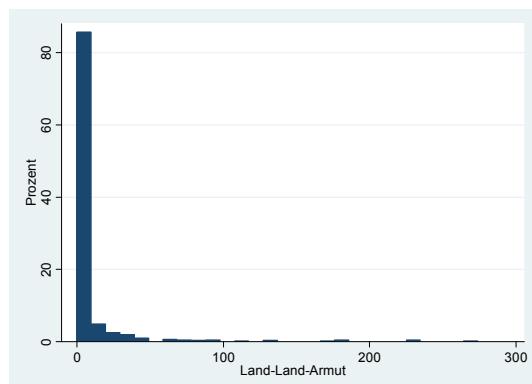
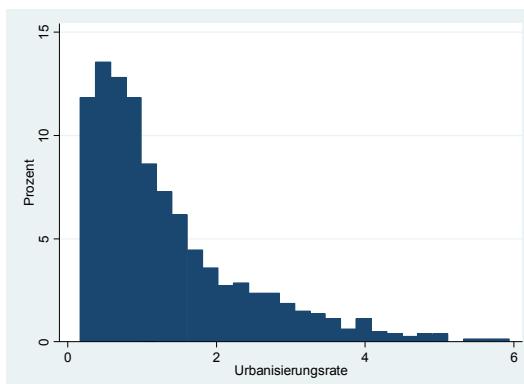
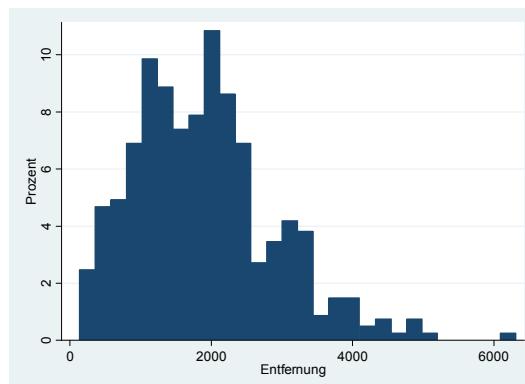
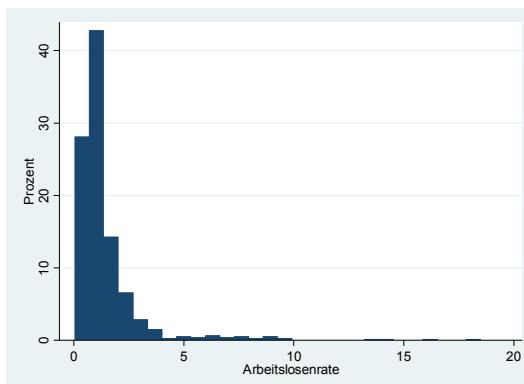
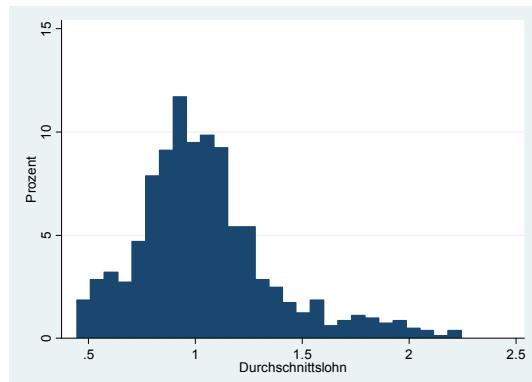
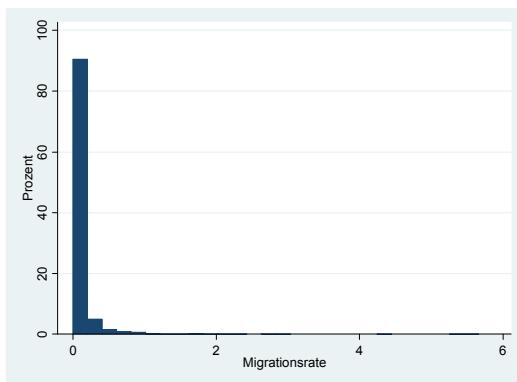
*Bruttoinlandsprodukt (GDP):* Bruttoregionalprodukt (100 Mio. Yuan, real) je Provinz

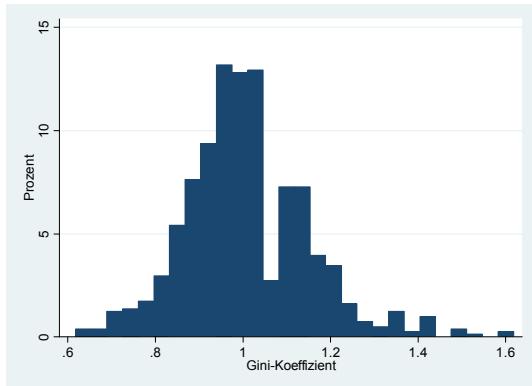
Anmerkung: Die exakte Berechnungsmethode lässt sich dem Ursprungsdatensatz nicht entnehmen.

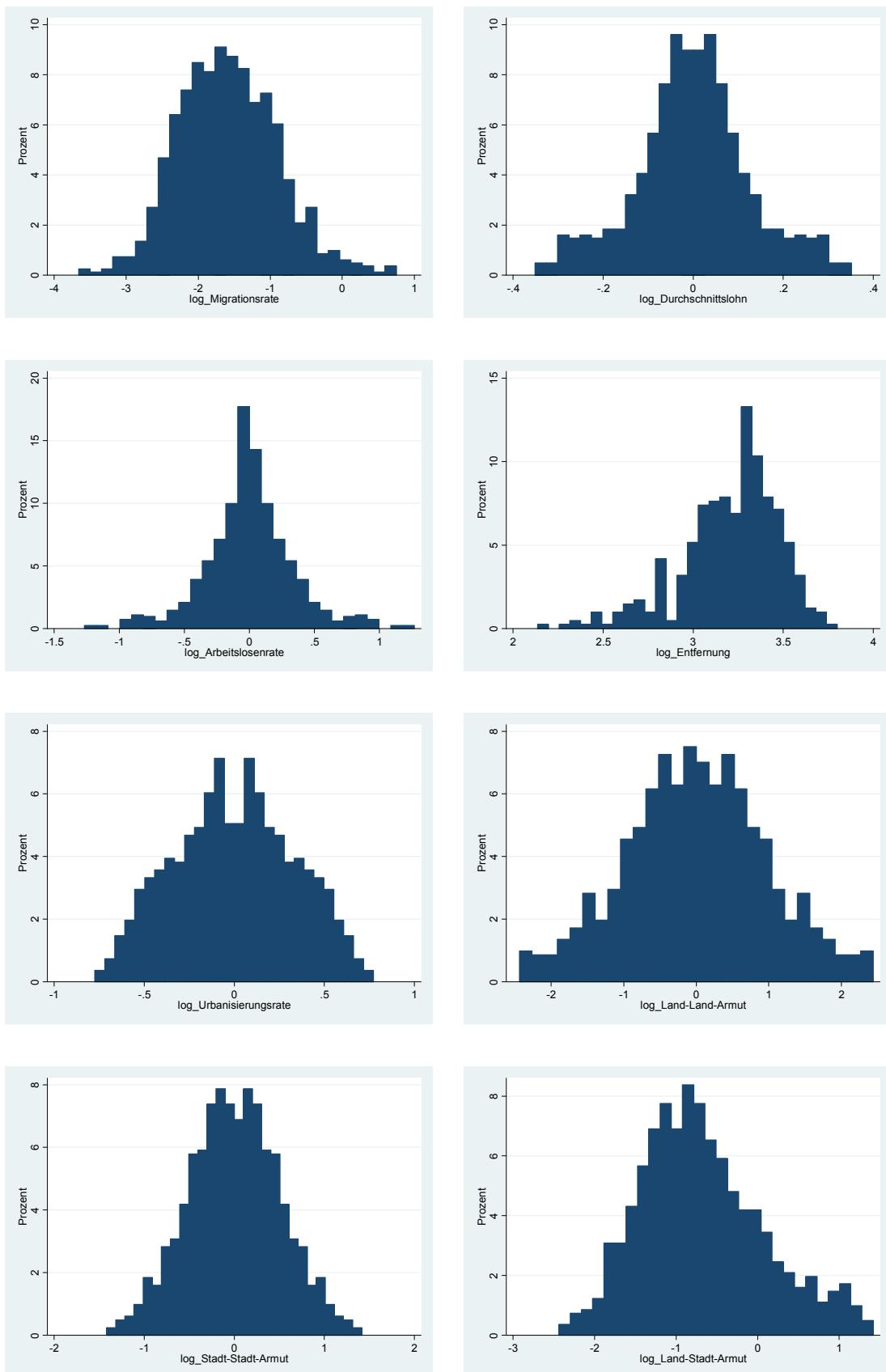
*Importe USA:* Gesamtwert der amerikanischen Importe aus China (100 Mio. Euro)

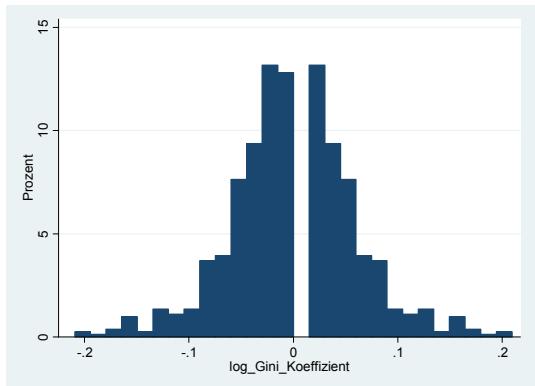
*Importe EU-15:* Gesamtwert der europäischen Importe aus China (100 Mio. Euro)

*Importe Japan:* Gesamtwert der japanischen Importe aus China (100 Mio. Euro)

**A 2 – Variablenplots der linearen Regression – Modell 1 (linear)**



**A 3 – Variablenplots der linearen Regression – Modell 1 (log-log)**



**A 4 – Ergebnisse der linearen Regression – Modell 1a (log-log(Armutsvariablen), OLS)**

<b>Unabhängige Variablen</b>	<b>Abhängige Variable: log(Migrationsrate<sub>ij</sub>)</b>	
	<b>Koeffizient</b>	<b>t-Statistik</b>
Achsenabschnitt	-2,12654 ***	-11,32
Durchschnittslohn <sub>ji</sub>	0,738757 ***	8,77
Arbeitslosenrate <sub>ji</sub>	-0,047165 ***	-4,29
Entfernung <sub>ji</sub>	-0,000322 ***	-16,21
Urbanisierungsrate <sub>ji</sub>	0,042286 **	1,97
log (Land-Land-Armut <sub>ji</sub> )	-0,044142	-1,60
log (Stadt-Stadt-Armut <sub>ji</sub> )	0,115298 **	2,24
Stadt-Land-Armut <sub>ji</sub>	0,000803	0,13
Gini-Koeffizient <sub>ji</sub>	0,386386 **	2,27
R <sup>2</sup>	0,4105	
R <sup>2</sup> korrigiert	0,4046	
F-Statistik	63,67 ***	
Anzahl der Beobachtungen	812	

Grundlage der Schätzungen sind 29 Provinzen.

\*\*Signifikanzniveau: 5%

\*\*\*Signifikanzniveau: 1%

Anmerkung: Dem Problem der Heteroskedastizität wurde durch die White korrigierten Standardfehler und Kovarianzen Rechnung getragen.

**A 5 – Ergebnisse der linearen Regression – Modell 1a (log-log, OLS)**

<b>Unabhängige Variablen (logs)</b>	<b>Abhängige Variable: log(Migrationsrate<sub>ij</sub>)</b>	
	<b>Koeffizient</b>	<b>t-Statistik</b>
Achsenabschnitt	2,451636 ***	12,12
Durchschnittslohn <sub>ji</sub>	1,517265 ***	7,26
Arbeitslosenrate <sub>ji</sub>	-0,348691 ***	-4,76
Entfernung <sub>ji</sub>	-1,226862 ***	-18,96
Urbanisierungsrate <sub>ji</sub>	0,158676 **	2,46
Land-Land-Armut <sub>ji</sub>	-0,099151 ***	-2,99
Stadt-Stadt-Armut <sub>ji</sub>	-0,059160	-0,92
Stadt-Land-Armut <sub>ji</sub>	0,149089 ***	3,58
Gini-Koeffizient <sub>ji</sub>	1,478687 ***	3,55
R <sup>2</sup>	0,4493	
R <sup>2</sup> korrigiert	0,4438	
F-Statistik	87,66 ***	
Anzahl der Beobachtungen	812	

Grundlage der Schätzungen sind 29 Provinzen.

\*\*Signifikanzniveau: 5%

\*\*\*Signifikanzniveau: 1%

Anmerkung: Dem Problem der Heteroskedastizität wurde durch die White korrigierten Standardfehler und Kovarianzen Rechnung getragen.

**A 6 – Ergebnisse der linearen Regression – Modell 1a (Jahr 2000, OLS)**

<b>Unabhängige Variablen</b>	<b>Abhängige Variable: log(Migrationsrate<sub>ji</sub>)</b>	
	<b>Koeffizient</b>	<b>t-Statistik</b>
Achsenabschnitt	-2,417278 ***	-12,23
Durchschnittslohn <sub>ji</sub>	0,731444 ***	8,42
Arbeitslosenrate <sub>ji</sub>	-0,104878 ***	-3,58
Entfernung <sub>ji</sub>	-0,000319 ***	-16,21
Urbanisierungsrate <sub>ji</sub>	-0,098208 **	-2,22
Land-Land-Armut <sub>ji</sub>	0,000283	0,65
Stadt-Stadt-Armut <sub>ji</sub>	-0,002192	-0,25
Stadt-Land-Armut <sub>ji</sub>	-0,005206 ***	-2,77
Gini-Koeffizient <sub>ji</sub>	0,886319 ***	5,75
R <sup>2</sup>	0,3802	
R <sup>2</sup> korrigiert	0,3740	
F-Statistik	58,27 ***	
Anzahl der Beobachtungen	812	

Grundlage der Schätzungen sind 29 Provinzen.

\*\*Signifikanzniveau: 5%

\*\*\*Signifikanzniveau: 1%

Anmerkungen:

- Dem Problem der Heteroskedastizität wurde durch die White korrigierten Standardfehler und Kovarianzen Rechnung getragen.
- Referenzprovinz zur Berechnung von Stadt-Land-Armut<sub>ji</sub>: Guangdong

**A 7 – Ergebnisse der linearen Regression – Modell 1a (,nicht arbeitende Bevölkerung, Lebensjahr 19-45', OLS)**

<b>Unabhängige Variablen</b>	<b>Abhängige Variable: log(Migrationsrate<sub>ij</sub>)</b>	
	<b>Koeffizient</b>	<b>t-Statistik</b>
Achsenabschnitt	-2,147306 ***	-11,61
Durchschnittslohn <sub>ji</sub>	0,830649 ***	11,30
Arbeitslosenrate <sub>ji</sub>	-0,26946 ***	-3,32
Entfernung <sub>ji</sub>	-0,000327 ***	-16,86
Urbanisierungsrate <sub>ji</sub>	0,065408 **	3,05
Land-Land-Armut <sub>ji</sub>	0,000971	1,02
Stadt-Stadt-Armut <sub>ji</sub>	0,032421 **	3,67
Stadt-Land-Armut <sub>ji</sub>	-0,003001	-0,47
Gini-Koeffizient <sub>ji</sub>	0,433462 ***	2,88
R <sup>2</sup>	0,4017	
R <sup>2</sup> korrigiert	0,3957	
F-Statistik	60,57 ***	
Anzahl der Beobachtungen	812	

Grundlage der Schätzungen sind 29 Provinzen.

\*\*Signifikanzniveau: 5%

\*\*\*Signifikanzniveau: 1%

Anmerkungen:

- Statt der Arbeitslosenrate aus dem *China Statistical Yearbook* sind hier Daten zur „nicht arbeitenden Bevölkerung, Lebensjahr 19-45“ aus dem *Population Census 2000* verwendet worden.
- Dem Problem der Heteroskedastizität wurde durch die White korrigierten Standardfehler und Kovarianzen Rechnung getragen.

**A 8 – Ergebnisse der linearen Regression – Modell 1a (,nicht arbeitende Bevölkerung, Lebensjahr 16-64', OLS)**

<b>Unabhängige Variablen</b>	<b>Abhängige Variable: log(Migrationsrate<sub>ij</sub>)</b>	
	<b>Koeffizient</b>	<b>t-Statistik</b>
Achsenabschnitt	-2,090518 ***	-9,55
Durchschnittslohn <sub>ji</sub>	0,865804 ***	11,69
Arbeitslosenrate <sub>ji</sub>	-0,211267	-1,51
Entfernung <sub>ji</sub>	-0,00033 ***	-16,81
Urbanisierungsrate <sub>ji</sub>	0,051882 **	2,39
Land-Land-Armut <sub>ji</sub>	0,001035	1,07
Stadt-Stadt-Armut <sub>ji</sub>	0,029929 ***	3,38
Stadt-Land-Armut <sub>ji</sub>	-0,005006	-0,79
Gini-Koeffizient <sub>ji</sub>	0,303239 **	2,05
R <sup>2</sup>	0,3954	
R <sup>2</sup> korrigiert	0,3893	
F-Statistik	59,26 ***	
Anzahl der Beobachtungen	812	

Grundlage der Schätzungen sind 29 Provinzen.

\*\*Signifikanzniveau: 5%

\*\*\*Signifikanzniveau: 1%

Anmerkungen:

- Statt der Arbeitslosenrate aus dem *China Statistical Yearbook* sind hier Daten zur „nicht arbeitenden Bevölkerung, Lebensjahr 16-64“ aus dem *Population Census 2000* verwendet worden.
- Dem Problem der Heteroskedastizität wurde durch die White korrigierten Standardfehler und Kovarianzen Rechnung getragen.

**A 9 – Ergebnisse der linearen Regression – Modell 1a (Quadrierte  
Urbanisierungsrate, OLS)**

<b>Unabhängige Variablen</b>	<b>Abhängige Variable: log(Migrationsrate<sub>ij</sub>)</b>	
	<b>Koeffizient</b>	<b>t-Statistik</b>
Achsenabschnitt	-2,278095 ***	-12,26
Durchschnittslohn <sub>ji</sub>	0,764213 ***	9,94
Arbeitslosenrate <sub>ji</sub>	-0,058971 ***	-5,39
Entfernung <sub>ji</sub>	-0,000331 ***	-16,86
Urbanisierungsrate <sub>ji</sub>	0,087089	1,43
Urbanisierungsrate <sub>ji</sub> <sup>2</sup>	-0,009591	-0,70
Land-Land-Armut <sub>ji</sub>	0,001377	1,51
Stadt-Stadt-Armut <sub>ji</sub>	0,015509 **	1,93
Stadt-Land-Armut <sub>ji</sub>	-0,009831	-1,57
Gini-Koeffizient <sub>ji</sub>	0,480719 ***	3,01
R <sup>2</sup>	0,4102	
R <sup>2</sup> korrigiert	0,4036	
F-Statistik	57,24 ***	
Anzahl der Beobachtungen	812	

Grundlage der Schätzungen sind 29 Provinzen.

\*\*Signifikanzniveau: 5%

\*\*\*Signifikanzniveau: 1%

Anmerkungen:

- Um zu untersuchen, ob steigende Agglomerationskosten ab einem gewissen Zeitpunkt zu weniger Migration führen, ist die quadrierte Urbanisierungsrate zusätzlich in die Regressionsgleichung aufgenommen worden.
- Dem Problem der Heteroskedastizität wurde durch die White korrigierten Standardfehler und Kovarianzen Rechnung getragen.

**A 10 – Ergebnisse der linearen Regression – Modell 1a (Brutto-Migrationsrate als Proxy-Variable für Familiennetzwerke, OLS)**

<b>Unabhängige Variablen</b>	<b>Abhängige Variable: log(Migrationsrate<sub>ij</sub>)</b>	
	<b>Koeffizient</b>	<b>t-Statistik</b>
Achsenabschnitt	-1,828452 ***	-11,65
Durchschnittslohn <sub>ji</sub>	0,527646 ***	7,49
Arbeitslosenrate <sub>ji</sub>	-0,054467 ***	-5,45
Entfernung <sub>ji</sub>	-0,000287 ***	-14,97
Urbanisierungsrate <sub>ji</sub>	0,027648	1,48
Land-Land-Armut <sub>ji</sub>	0,001033	1,15
Stadt-Stadt-Armut <sub>ji</sub>	0,018298 **	2,37
Stadt-Land-Armut <sub>ji</sub>	-0,010913	-1,76
Gini-Koeffizient <sub>ji</sub>	0,172313	1,25
Migrationsrate <sub>ji</sub>	0,631580 ***	3,82
R <sup>2</sup>	0,5212	
R <sup>2</sup> korrigiert	0,5158	
F-Statistik	76,42 ***	
Anzahl der Beobachtungen	812	

Grundlage der Schätzungen sind 29 Provinzen.

\*\*Signifikanzniveau: 5%

\*\*\*Signifikanzniveau: 1%

Anmerkungen:

- Um die Bedeutung von Familiennetzwerken zu unterstreichen, wurde die Brutto-Migrationsrate als erklärende (Proxy-)Variable in die Regression aufgenommen (vgl. Pedersen, Pytlikova, & Smith, 2008).
- Dem Problem der Heteroskedastizität wurde durch die White korrigierten Standardfehler und Kovarianzen Rechnung getragen.

**A 11 – Ergebnisse der linearen Regression – Modell 1a (ohne ArmutsvARIABLEn, OLS)**

<b>Unabhängige Variablen</b>	<b>Abhängige Variable: log(Migrationsrate<sub>ij</sub>)</b>	
	<b>Koeffizient</b>	<b>t-Statistik</b>
Achsenabschnitt	-2,28687 ***	-13,00
Durchschnittslohn <sub>ji</sub>	0,723138 ***	10,49
Arbeitslosenrate <sub>ji</sub>	-0,064461 ***	-6,25
Entfernung <sub>ji</sub>	-0,000322 ***	-16,53
Urbanisierungsrate <sub>ji</sub>	0,048699 **	2,33
Gini-Koeffizient <sub>ji</sub>	0,578737 ***	3,96
R <sup>2</sup>	0,4049	
R <sup>2</sup> korrigiert	0,4012	
F-Statistik	97,55 ***	
Anzahl der Beobachtungen	812	

Grundlage der Schätzungen sind 29 Provinzen.

\*\*Signifikanzniveau: 5%

\*\*\*Signifikanzniveau: 1%

Anmerkung: Dem Problem der Heteroskedastizität wurde durch die White korrigierten Standardfehler und Kovarianzen Rechnung getragen.

## A 12 – Akaike- und Schwarz-Informationskriterium

Das *Akaike-Informationskriterium* (AIC) stellt sich wie folgt dar:

$$AIC = e^{2k/n} \frac{\sum \hat{u}_i^2}{n} = e^{2k/n} \frac{\sum RSS}{n} \quad (\text{A.1})$$

wobei  $k$  die Anzahl der unabhängigen Variablen (inkl. des Achsenabschnitts) und  $n$  die Anzahl der Beobachtungen ist. RSS bezeichnet die Quadratsumme der Residuen (residual sum of squares). Für gewöhnlich wird das Modell in logarithmierter Form dargestellt:

$$\ln(AIC) = \left( \frac{2k}{n} \right) + \ln\left( \frac{RSS}{n} \right) \quad (\text{A.2})$$

Mit  $2k/n$  wird ein sogenannter penalty factor beschrieben, der sich entsprechend negativ auswirkt, wenn zu viele unabhängige Variablen in die Regression aufgenommen werden. Das Modell mit dem niedrigsten Wert für AIC wird letztlich bevorzugt (Greene, 2003; Gujarati, 2003).

Ähnlich dem obigen Kriterium ist das *Schwarz-Informationskriterium* (SIC), welches wie folgt definiert ist:

$$SIC = n^{k/n} \frac{\sum \hat{u}^2}{n} = n^{k/n} \frac{\sum RSS}{n} \quad (\text{A.3})$$

oder in logarithmierter Form

$$\ln(SIC) = \frac{k}{n} \ln n + \ln\left( \frac{RSS}{n} \right) \quad (\text{A.4})$$

Hier wird der penalty factor durch  $((k/n) \ln n)$  beschrieben. Ein Vergleich der Kriterien macht deutlich, dass die Gewichtung des penalty factors bezüglich der Freiheitsgrade bei Schwarz stärker ist als bei Akaike. Auch beim Schwarz Informationskriterium gilt, dass ein niedriger Wert bevorzugt wird (Greene, 2003; Gujarati, 2003).

### A 13 – F<sub>1</sub>- und F<sub>2</sub>-Teststatistiken

Test-statistik	Kausalitätsrichtung					
	MR→SB	SB→MR	MR→DL	DL→MR	MR→GpK	GpK→MR
F <sub>1</sub>	0,97413	1,04645	0,75001	2,07798 ***	1,15048	1,14689
F <sub>2</sub>	---	---	---	1,02424	---	---

Anmerkungen: \*\*\* 1% Signifikanzniveau, \*\* 5% Signifikanzniveau, \* 10% Signifikanzniveau  
 DL = Durchschnittslohn, GpK = GDP pro Kopf, MR = Migrationsrate, SB = Städtisch Beschäftigte