

Berthold, Norbert; Brunner, Alexander; Zenzen, Jupp

**Working Paper**

## Makroökonomische Rahmenbedingungen und die Einkommensverteilung: Welchen Einfluss hat die Finanzkrise?

Wirtschaftswissenschaftliche Beiträge, No. 108

**Provided in Cooperation with:**

Chair of Economic Order and Social Policy, Julius Maximilian University of Würzburg

*Suggested Citation:* Berthold, Norbert; Brunner, Alexander; Zenzen, Jupp (2010) : Makroökonomische Rahmenbedingungen und die Einkommensverteilung: Welchen Einfluss hat die Finanzkrise?, Wirtschaftswissenschaftliche Beiträge, No. 108, Bayerische Julius-Maximilians-Universität Würzburg, Lehrstuhl für Volkswirtschaftslehre, insbes. Wirtschaftsordnung und Sozialpolitik, Würzburg

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/32474>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

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

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

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

**Terms of use:**

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

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

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

Bayerische Julius-Maximilians-Universität Würzburg

Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät

**Makroökonomische Rahmenbedingungen und  
die Einkommensverteilung –  
Welchen Einfluss hat die Finanzkrise?**

**Norbert Berthold  
Alexander Brunner  
Jupp Zenzen**

Wirtschaftswissenschaftliche Beiträge  
des Lehrstuhls für Volkswirtschaftslehre,  
insbes. Wirtschaftsordnung und Sozialpolitik  
Prof. Dr. Norbert Berthold

Nr. 108

2010

Sanderring 2 • D-97070 Würzburg

**Makroökonomische Rahmenbedingungen und die Einkommensverteilung – Welchen  
Einfluss hat die Finanzkrise?**

**Norbert Berthold**  
**Alexander Brunner**  
**Jupp Zenzen**

Email:

[norbert.berthold@uni-wuerzburg.de](mailto:norbert.berthold@uni-wuerzburg.de)

[alexander.brunner@uni-wuerzburg.de](mailto:alexander.brunner@uni-wuerzburg.de)

[jupp.zenzen@uni-wuerzburg.de](mailto:jupp.zenzen@uni-wuerzburg.de)

# Makroökonomische Rahmenbedingungen und die Einkommensverteilung

-

## Welchen Einfluss hat die Finanzkrise?

Norbert Berthold\*    Alexander Brunner    Jupp Zenzen

15. März 2010

Ziel des vorliegenden Papiers ist es, den Einfluss makroökonomischer Größen auf die Einkommensungleichheit zu untersuchen. Auf Basis des sozio-ökonomischen Panels (SOEP) analysieren wir erstmalig diesen Zusammenhang für Deutschland. Dabei ist zu beobachten, dass die makroökonomischen Größen nur einen geringen Einfluss haben und ein positiver Zeittrend dominiert. Die Schätzungen eines Fehlerkorrekturmodells ermöglichen jedoch vorsichtige Schlüsse über die Auswirkung der Finanzkrise auf die Ungleichheit. Unter der Annahme, dass sich diese als (negativer) exogener Wachstumsschock manifestiert, ist zu erwarten, dass die Finanzkrise eine dämpfende Wirkung auf die Einkommensungleichheit in Deutschland haben wird.

In this paper we investigate the impact of macroeconomic variables on income inequality. Using data from the German socio-economic panel (SOEP) we make a first attempt to measure these effects for Germany. We find only little impact of the macroeconomy on inequality. In fact, the dominating driver of inequality seems to be a time trend. Nevertheless, estimating a vector-error-correction-model allows us to gauge the effect the financial crisis has on inequality. Assuming that the crisis is best described as an exogenous growth shock we find that income inequality in Germany is very likely to be mitigated.

Stichwörter: Ungleichheit; Makroökonomie; Finanzkrise; Deutschland

Keywords: Inequality; Macroeconomy; Financial Crisis; Germany

---

\* Norbert Berthold ist Inhaber des Lehrstuhls für Wirtschaftsordnung und Sozialpolitik an der Julius-Maximilians-Universität Würzburg. Alexander Brunner und Jupp Zenzen sind wissenschaftliche Mitarbeiter an diesem Lehrstuhl. Die Autoren bedanken sich bei Markus Jäntti für die Beantwortung zahlreicher Fragen zu seinem Paper (Jäntti und Jenkins (2009)) und die Bereitstellung seiner R-Skripte. Ebenfalls bedanken möchten wir uns bei Jürgen Kopf für hilfreiche Anmerkungen.

# 1 Einleitende Bemerkungen

Die Finanzkrise hat viele Länder stark getroffen. Sie stürzten im Jahr 2009 in eine tiefe wirtschaftliche Depression. So betrug das reale Wachstum im Jahr 2009 in Deutschland etwa  $-5\%$  was ein Negativrekord in der Geschichte der Bundesrepublik bedeutet. Der gesamte Euroraum befindet sich in einer tiefen Rezession ( $-5\%$ ), aber auch andere Länder wie Japan ( $-5.9\%$ ) und die Vereinigten Staaten ( $-2.5\%$ ) haben mit den Nachwirkungen der Krise zu kämpfen. Der dramatische Einbruch des Wachstums kann in Grafik 1 nachvollzogen werden. Er bedeutet für die Volkswirtschaften einen deutlichen Wohlfahrtsverlust.

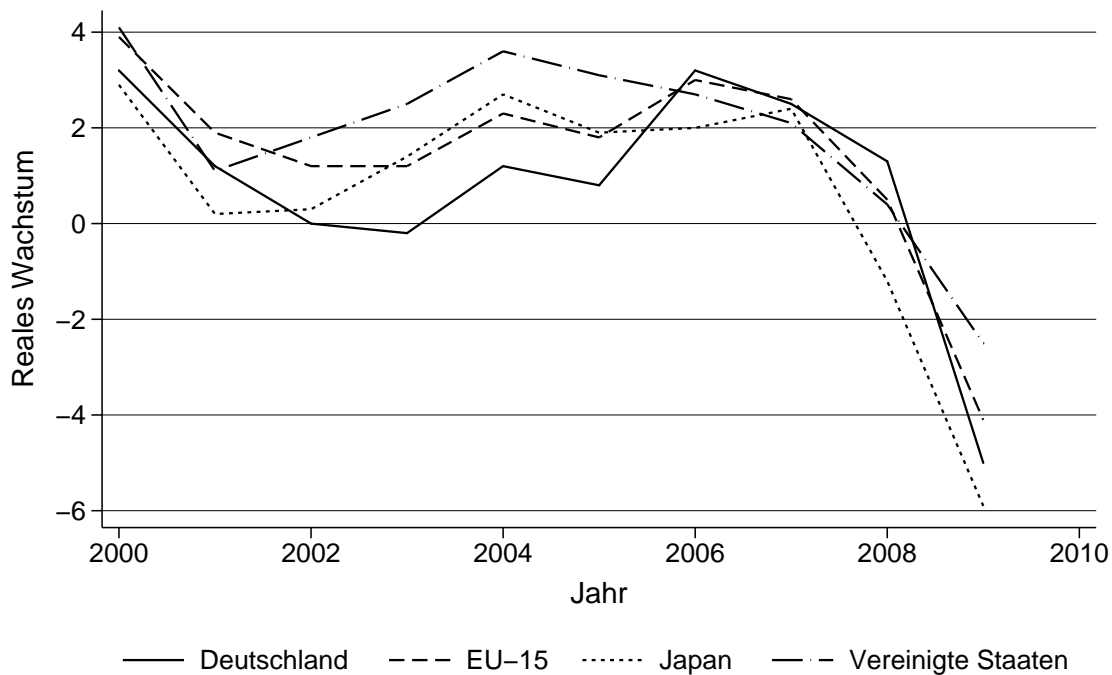
Ungeklärt ist jedoch, wie sich ein makroökonomischer Schock wie die Finanzkrise auf die Bevölkerung der Volkswirtschaften verteilt. Sowohl der Einfluss auf die personelle als auch die funktionelle Einkommensverteilung bleibt weiterhin umstritten. Die entscheidende Frage, die beantwortet werden muss, ist eine recht triviale: welchen Zusammenhang haben Einkommensverteilung und makroökonomische Rahmenbedingungen? Bilden diese die beobachtbare Entwicklung der Einkommensstruktur ab? Der Ursprung dieser Überlegung bildet das grundlegende Papier von Kuznets (1955), der erstmals einen buckelförmigen Zusammenhang („Kuznets-Kurve“) zwischen Ungleichheit und Wohlstand postulierte. Beginnend mit Blinder und Esaki (1978) versuchten Ökonomen diese Fragestellung zu erweitern und weitere makroökonomische Variablen (insb. Inflation und Arbeitslosigkeit) in ihre Untersuchungen einzubeziehen. Ein Großteil dieser Literatur<sup>1</sup> bezogen sich dabei auf die Vereinigten Staaten und einige andere Länder. Eine entsprechende Abhandlung über Deutschland ist jedoch in der Literatur bisher nicht zu finden. Ziel dieser kurzen Abhandlung ist es daher, eine erste Untersuchung des Zusammenhangs von makroökonomischen Größen - wie Wachstum, Inflation und Arbeitslosigkeit - und der personellen Einkommensverteilung für Deutschland zu liefern. Kann dieser die kurzfristige und langfristige Entwicklung des beobachtbaren Trends einer zunehmenden Ungleichheit erklären? Vor dem Hintergrund dieses Zusammenhangs können dann Überlegungen angestellt werden, wie sich die Finanzkrise auswirken wird und welche Lehren gezogen werden sollten.

Der Aufbau dieses Papiers ist wie folgt: Zunächst werden theoretische Überlegungen vorgestellt, welchen Einfluss makroökonomische Größen auf die Einkommensverteilung haben könnten. Daran anschließend erfolgt ein kurzer Abriss der Literatur zu diesem Themenbereich, in dem auch das jeweilige ökonometrische Vorgehen kurz geschildert wird. Schließlich werden die hier verwendeten Daten vorgestellt und eigene Ergebnisse für die verschiedenen Schätzstrategien präsentiert. Abschließend erfolgt eine Interpretation der Resultate und eine Diskussion wirtschaftspolitischer Handlungsmöglichkeiten.

---

<sup>1</sup> Eine Zusammenfassung ist in Kapitel 3 zu finden.

Abbildung 1: Reales Wachstum in ausgesuchten Ländern



## 2 Theoretische Wirkungskanäle

Im Rahmen dieses Kapitels sollen die theoretischen Einflüsse von Inflation, Arbeitslosigkeit, Wachstum und Zinssatz auf die Einkommensverteilung diskutiert werden. Geht man davon aus, dass die Finanzkrise im Wesentlichen als makroökonomischer Schock wirkt, können die Effekte auf die Einkommensverteilung entsprechend abgeleitet werden. Dabei erschöpft die vorliegende Diskussion nicht die möglichen Einflussfaktoren. In der Tat können eine Reihe anderer Variablen einbezogen werden. Dagegen spricht jedoch, dass für die Untersuchung der Einkommensverteilung generell recht kurze Zeitreihen vorliegen und somit die Anzahl der Freiheitsgrade stark begrenzt ist. Folglich ist es sinnvoll, sich auf eine geringe Anzahl an Größen zu beschränken.

### 2.1 Inflation

Der mögliche Einfluss der Inflation auf die Einkommensverteilung ist theoretisch umstritten. So wird die Preissteigerung oftmals als „grausamste aller Steuern“ („*cruelest tax*“) bezeichnet. Damit ist gemeint, dass sich Hocheinkommensbezieher besser als Niedrigeinkommensbezieher gegen Inflation schützen können.<sup>2</sup> Erstere haben einen besseren Zugang

<sup>2</sup> Vgl. Easterly und Fischer (2001).

zum Kapitalmarkt, so dass sie sich über Finanzinstrumente, deren Ausgestaltung sie zudem besser verstehen, gegen Inflation schützen können. Hingegen sind die Armen oftmals in einem größeren Ausmaß von staatlichen Alimenten, wie beispielsweise Renten und Sozialhilfe, abhängig. Diese sind gegebenenfalls nicht vollständig inflationsindexiert. Wenn die Einkommen der Reichen schneller den Wertverlust aufholen oder verhindern können, vergrößert sich die Einkommensschere. Der tatsächliche Verteilungseffekt hängt folglich davon ab, inwiefern private und staatliche Institutionen (Steuersystem, Sozialsystem) sowie privatwirtschaftliche Konventionen (Vertragsrecht etc.) inflationsindexiert sind. Beispielsweise werden bei Kreditverträgen ohne Inflationsausgleich die Schuldner gegenüber den Gläubigern durch (nicht antizipierte) Inflation begünstigt. Falls die Gläubiger eher Hocheinkommensbezieher sind, komprimiert dies die Einkommensverteilung. Die lange Liste möglicher Wirkungskanäle, wie sie bspw. bei Fischer und Modigliani (1980) ausführlich dargestellt wird, führt dazu, dass eine a priori Aussage über die Wirkung der Inflation auf die Einkommensverteilung nicht möglich ist. Treffend fassen Easterly und Fischer (2001) (S. 161) zusammen: „*The question must be an empirical one, and the answer may well differ among economies.*“

## 2.2 Arbeitslosigkeit

Ein eindeutiger theoretischer Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und Einkommensverteilung ist ebenfalls nicht gegeben.<sup>3</sup> Ein Vorschlag zu einer Systematisierung der Argumente ist bei Mendershausen<sup>4</sup> zu finden. Entsprechend dessen Ausführungen können drei Wirkungskanäle identifiziert werden:

- Veränderung der *Einkommenslücke* zwischen Arbeitslosen und Beschäftigten
- Ein höheres *Arbeitslosigkeitsrisiko* der Geringverdiener
- Eine Veränderung der *Lohnspreizung* von Gering- und Hochverdienern

Die *Einkommenslücke* kann sich in einer Krise und den damit einhergehenden Arbeitsplatzverlusten dadurch verschärfen, dass die Einkommensverluste der weiterhin Beschäftigten (bspw. über Lohnkürzungen) deutlich schwächer ausfallen als die Einkommensverluste derjenigen, die ihren Job verlieren. Dieses Problem kann dabei grundsätzlich alle Einkommensklassen betreffen, wenn man davon ausgeht, dass das Risiko des Arbeitsplatzverlustes symmetrisch verteilt ist. Da die besser Verdienenden weiter „fallen“ können, bestünde die Möglichkeit, dass die Einkommensungleichheit sogar abnimmt. Der Sozialstaat sichert Niedrigeinkommensbezieher relativ deutlich besser ab als Hocheinkommensbezieher.

---

<sup>3</sup> Vgl. Parker (1999).

<sup>4</sup> Vgl. Mendershausen (1946), S. 68-73.

Gibt man die unrealistische Annahme eines gleich hohen *Arbeitslosigkeitsrisikos* auf, ist es wahrscheinlich, dass die Ungleichheit zunimmt. Die Geringverdiener sind einem deutlich höheren Risiko ausgesetzt als die besser verdienenden Arbeitnehmer, daher leiden diese stärker unter einem Anstieg der Arbeitslosigkeit. Aber auch diese Überlegung ist nicht gesichert. Bei einem relativ generös ausgebauten Sozialstaat sind die Einkommensverluste in den unteren Einkommensschichten - auch bei Arbeitsplatzverlust - nicht sonderlich groß. Die besser Verdienenden verlieren zwar nicht ihren Job, jedoch müssen Sie gegebenenfalls empfindliche Einbußen in ihrem Arbeitseinkommen hinnehmen (bspw. durch geringere Boni oder Gewinnbeteiligungen). Wiederum ist der Gesamteffekt nicht eindeutig.

Die Entwicklung der *Lohnspreizung* zwischen Hoch- und Niedrigverdienern ist schließlich der letzte Wirkungskanal. Da Hochverdiener zumeist einer niedrigeren Konkurrenz durch „Outsider“ ausgesetzt sind, müssen diese keine starken Gehaltskürzungen fürchten, während der zunehmende Konkurrenzdruck die Niedrigverdiener zu schmerzlichen Verzichtsbewegungen bewegen kann. Jedoch ist auch hier ein Einspruch angebracht: (faktische) Mindestlöhne können dazu führen, dass die Löhne der Niedrigverdiener nicht weiter fallen. Lohndruck kanalisiert sich in einer höheren Arbeitslosigkeit. Die Auswirkungen der Arbeitslosigkeit auf die Einkommensverteilung hängt wiederum von den sozialstaatlichen Institutionen ab.

Insgesamt ist der Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und Einkommensverteilung somit theoretisch nicht gesichert. Prinzipiell liegt zwar die Vermutung nahe, dass eine höhere Arbeitslosigkeit eher den Geringverdienern schadet. Andererseits ist es offensichtlich, dass sozialstaatliche Institutionen (Arbeitslosenversicherung, Arbeitslosen-Grundsicherung) einen starken Einfluss haben. Dies kann insbesondere dazu führen, dass sich die Auswirkungen der Arbeitslosigkeit auf die Einkommensverteilung zwischen verschiedenen Ländern deutlich unterscheiden. Im Extremfall sind auch „perverse“ bzw. kontraintuitive Effekte vorstellbar, d.h. ein Anstieg der Arbeitslosigkeit führt zu einer geringeren Ungleichheit.

## 2.3 Wirtschaftswachstum

Die älteste These zur Auswirkung des Wachstums auf die Ungleichheit stammt sicherlich von Kuznets (1955). Er unterstellt einen buckelförmigen Zusammenhang zwischen Wohlstand und Ungleichheit, d.h. Wachstum führt zuerst zu einer *ungleicheren* Verteilung, jedoch kehrt sich nach einiger Zeit (d.h. ab einem gewissen Wohlstandsniveau) der Zusammenhang um: weiteres Wachstum führt zu einer *gleicheren* Verteilung. Die grundlegende Idee von Kuznets (1955) beruht dabei auf den Auswirkungen des sektoralen Wandels: im Transformationsprozess von der Agrargesellschaft zur Industriegesellschaft besteht ein



großer Bedarf an Kapital. Entsprechend nimmt das Einkommen derjenigen Individuen, die in den neu entstandenen Branchen arbeiten, aufgrund einer besseren Kapitalausstattung stärker zu als das der weiterhin im Agrarsektor beschäftigten Landbevölkerung. Verstärkt wird dieser Effekt gegebenenfalls dadurch, dass gerade diejenigen Individuen, die viel Kapital bereit stellen (also tendenziell die Reichen) höhere Renditen erhalten. Somit erhöht sich die Einkommensspreizung weiter. Diese Entwicklung kehrt sich bei der weiteren Transformation der Industriegesellschaft in eine Dienstleistungs- und Wissensgesellschaft wieder um. Realkapital verliert im Vergleich zu Humankapital an Bedeutung. Ein breiterer Zugang zu Bildung ermöglicht es größeren Teilen der Bevölkerung Humankapital zu erwerben, die Ungleichheit nimmt ab. Darüber hinaus führt ein höherer Wohlstand zu einer höheren Nachfrage nach Dienstleistungen des Staates, auch im sozialen Bereich. Dies kann dann zu stärkeren Umverteilungswirkungen führen, die letztlich Ungleichheit weiter dämpft.

Jedoch können auch andere Effekte zusätzlich wirken: die Öffnung der weltweiten Güter- und Faktormärkte führt zu einem Anstieg des Wachstums.<sup>5</sup> Die Volkswirtschaft wandert an der Lernkurve nach unten, der strukturelle Wandel wird beschleunigt. Aufgrund der Spezialisierung der Volkswirtschaft verlieren einige Gruppen auf dem Arbeitsmarkt, andere profitieren. Dies kann zur Ungleichheit beitragen. Zwar sind auf globaler Ebene die Auswirkungen des Wachstums eindeutig: Wachstum hilft den Armen, Ungleichheit wird gemildert.<sup>6</sup> Die vorliegende Untersuchung hat jedoch eine andere Fragestellung: Welchen Effekt hat Wachstum auf die Gleichheit *innerhalb* eines Landes? Hier ist die Literatur deutlich spärlicher. Exemplarisch sei hier Schultz (1969) genannt, der eine nicht signifikante Zunahme der Einkommenskonzentration durch Wachstum für die USA findet.

## 2.4 Zinssatz

In Anlehnung an Jäntti und Jenkins (2009) ergänzen wir die Reihe der makroökonomischen Variablen schließlich noch um den nominalen Zinssatz.<sup>7</sup> Da wir in den Regressionen für die Inflationsrate kontrollieren,<sup>8</sup> können wir damit den Effekt des *realen* Zinssatzes

---

<sup>5</sup> Vgl. Wacziarg und Welch (2008), Dollar und Kraay (2003) und Rodrik et al. (2004).

<sup>6</sup> Eine kleine Übersicht über die relevante Literatur und die Kernaussage ist in Dollar und Kraay (2003) zu finden.

<sup>7</sup> Gemeint ist hier der Zinssatz langfristiger Staatsanleihen. Für eine genauere Beschreibung siehe Kapitel 1.

<sup>8</sup> In den Regressionen kann eine partielle Änderung des nominalen Zinssatzes dann wie folgt interpretiert werden: Welchen Einfluss hat der nominale Zinssatz auf die Einkommensverteilung, wenn sich die Inflationsrate *nicht* ändert. Somit entspricht dies einer Änderung des realen Zinssatzes. Folglich ist unser Ansatz abweichend von dem von Jäntti und Jenkins (2009), die den realen Zinssatz direkt in der Regression verwenden. Dies ist insbesondere dadurch gerechtfertigt, dass die deutsche Notenbankpolitik sehr auf Geldwertstabilität bedacht war und somit eine Änderung der Nominalzinsen nach Kontrolle der Inflationsrate als realer Anstieg interpretiert werden kann.

messen. Rajan und Zingales (2004) argumentieren bspw. für die Schuldnerseite einer Kreditbeziehung, dass ein hoher realer Zinssatz insbesondere den niedrigen Einkommensbezieher einen Zugang zum Kapitalmarkt verwehrt. Ansonsten rentable Investitionen werden nicht getätigt. Somit werden die bereits Vermögenden bevorzugt und die Einkommensschere sollte auseinander gehen. Zudem bedeuten hohe Zinssätze auf der Gläubigerseite, dass diese relativ hohe Renditen erzielen können. Tendenziell kann dadurch der Anteil der Kapitaleinkommen am Gesamteinkommen zunehmen. Da dies wiederum meist die Vermögenden begünstigt, sollte auch dies zu einem weiteren Anstieg der Einkommensungleichheit führen.

Andererseits bedeutet ein Anstieg der Zinssätze von Staatspapieren auch, dass Aktien weniger rentabel werden. Falls diese Vermögensverluste bspw. durch Dividendenausschüttungen realisiert werden, kann dies einen umgekehrten Effekt auf die Einkommensverteilung haben, wenn „Reiche“ eher Aktien halten. Schließlich können die Zinsen auch Aktivitäten der Notenbank widerspiegeln, die nicht unmittelbar zu einer Änderung der Inflationsrate führen.

## 2.5 Zwischenfazit

Aufgrund der Vielzahl an theoretischen Wirkungskanälen lassen sich keine eindeutigen Voraussagen treffen. Dies gilt entsprechend auch für die Auswirkungen der Finanzkrise. So ist zwar mit einem Anstieg der Arbeitslosigkeit, einem Absinken der Preissteigerungsrate und einem Wachstumseinbruch zu rechnen, jedoch sind die Verteilungswirkungen ungewiss. Das vorliegende Problem ist somit weniger theoretischer, als vielmehr empirischer Natur. Insbesondere die Wirkung des gesamten institutionellen Arrangements ist nicht abzusehen und muss daher geschätzt werden.

## 3 Ergebnisse bisheriger Forschung

Im letzten Abschnitt konnte konstatiert werden, dass die theoretischen Auswirkungen makroökonomischer Größen unsicher sind. Bevor nun die eigenen Berechnungen für Deutschland erfolgen, sollen nun die empirischen Strategien und Ergebnisse anderer Studien vorgestellt werden. Da jedoch die Effekte makroökonomischer Einflussgrößen durchaus von den sozialstaatlichen Institutionen beeinflusst werden können, ist es vorstellbar, dass die Ergebnisse für Deutschland signifikant von den Ergebnissen der Untersuchung von anderen Ländern abweichen.

Die klassische Herangehensweise der Studien der ersten Generation bestand darin, ein Ungleichheitsmaß (bspw. den Gini-Koeffizienten) oder Quantilsanteile auf eine Reihe von makroökonomischen Variablen wie Inflationsrate und Arbeitslosigkeit zu regressieren. Die meisten dieser Untersuchungen (bspw. Blinder und Esaki (1978) und Blank und Blinder (1985)) befassten sich mit den USA. Des Weiteren existieren Untersuchungen über Großbritannien (Nolan (1989)), Schweden (Björklund (1991)), die Schweiz (Flückiger und Zarin-Nejadan (1994)) und Kanada (Beach (1977), Buse (1982) und Beach und McWatters (1990)).<sup>9</sup> Die Mehrzahl dieser Studien identifiziert einen regressiven Effekt von Arbeitslosigkeit, d.h. Hocheinkommensbezieher profitieren, Niedrigeinkommensbezieher verlieren.<sup>10</sup> Inflation scheint die niedrigen Einkommensklassen zu begünstigen,<sup>11</sup> jedoch sind die Ergebnisse hier meist nicht signifikant.<sup>12</sup> Problematisch bei den „naiven“ Schätzungen ist, dass die verwendeten makroökonomischen Variablen (wie bspw. Inflationsrate) nicht stationär sind.<sup>13</sup> Auch bei den Ungleichheitsmaßen ist dies zumindest für die USA gesichert.<sup>14</sup> Dieses Problem hat bedeutende Auswirkungen auf die Schätzungen. So ist zu erwarten, dass die gefundenen Zusammenhänge zwischen den makroökonomischen Größen und der Ungleichheit „*unecht*“ sind (Granger und Newbold (1974) bezeichneten dies als „*spurious regression*“), die Schätzungen der Parameter somit verzerrt sind. Die Kleinstquadrat-Methode ist inkonsistent und statistische Tests sind ungültig.<sup>15</sup>

Diese Erkenntnisse der Zeitreihenökonomie haben zu einer Weiterentwicklung der Literatur (zweite Generation) geführt, um diesem Problem zu begegnen. Beispielsweise verwenden Haslag (1994) ein vektorautoregressives Modell (VAR), Mocan (1999) führt eine Schätzung in ersten Differenzen durch, während Parker (2000) ein Vektor-Fehlerkorrekturmodell („*Vector Error Correction Model (VECM)*“) verwendet. Diese Verfahren lösen zwar das Problem der „*Spurious Regression*“, führen jedoch andererseits zu einer logischen Inkonsistenz.<sup>16</sup> Geht man davon aus, dass beispielsweise der Gini-Koeffizient einem „*Random Walk*“ folgt, bedeutet dies, dass die Varianz im Zeitablauf ohne jegliche Schranken wächst. Andererseits ist der Gini-Koeffizient nur zwischen 0 und 1 (bzw. 0 und 100) definiert.<sup>17</sup> Somit besteht ein Widerspruch, da die Varianz einerseits über alle Grenzen wächst und andererseits nur ein eingeschränkter Definitionsbereich des Ungleichheitsmaßes existiert.

---

<sup>9</sup> Für eine ausführliche Übersicht siehe Parker (1999).

<sup>10</sup> Eine Zusammenfassung der Ergebnisse vieler Studien der ersten Generation ist in Jäntti und Jenkins (2009), S. 2–3 (of) und Parker (1999), S. 209 und 213 zu finden.

<sup>11</sup> Vgl. Parker (1999), S. 209.

<sup>12</sup> Vgl. Jäntti und Jenkins (2009), S. 3 (of).

<sup>13</sup> Vgl. Nelson und Plosser (1982).

<sup>14</sup> Vgl. Balke und Slottje (1994) und Hayes et al. (1994).

<sup>15</sup> Vgl. Enders (2004), S. 170–171.

<sup>16</sup> Vgl. Jäntti und Jenkins (2009).

<sup>17</sup> Es sei  $G_t$  der Gini-Koeffizient zum Zeitpunkt  $t$ . Da für den Gini-Koeffizienten  $G \in [0; 1]$  gilt, folgt daraus, dass  $Var(G) < \infty$ . Ist nun der Gini-Koeffizient ein integrierter Prozess erster Ordnung ( $I(1)$ ), so gilt:  $G_t = G_{t-1} + \epsilon_t$ . Es sei  $\epsilon_t$  ein i.i.d. Fehlerterm mit  $\epsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ . Dann gilt:  $Var(G_t) = t \cdot \sigma^2$ . Für  $t \rightarrow \infty$  gilt dann  $Var(G) \rightarrow \infty$ .

tiert. Akzeptiert man also die Hypothese, dass ein „Random Walk“ vorliegt, so geht man von einer Hypothese aus, die aus logischen Gründen nicht wahr sein kann. Jäntti und Jenkins (2009) schlagen daher eine alternative Lösung vor, die beiden Problemen gerecht wird. Anstatt eine Regression der Form  $I_t = X_t\beta + \epsilon_t$  durchzuführen,<sup>18</sup> wird zuerst eine Verteilungsfunktion  $F(y; \theta_t)$  geschätzt, welche die tatsächliche Einkommensverteilung ausreichend gut beschreibt. Anschließend werden die Einflüsse der interessierenden Variablen auf die Verteilungsparameter geschätzt, d.h.:  $\theta_t = X_t\beta$ . Da die Parameter  $\theta \in ]-\infty; +\infty[$  definiert sind, kann somit diese logische Inkonsistenz überwunden werden. Abschließend können das Ungleichheitsmaß und die Einflüsse der interessierenden Variablen aus der Verteilungsfunktion zurück gewonnen werden, d.h.:  $I[F(y; X_t\beta)]$ . Eine kritische Bedeutung bei diesem Vorgehen kommt der Wahl einer geeigneten Verteilungsfunktion zu. Jäntti und Jenkins (2009) wählen für ihre Untersuchung die Singh-Maddala-Verteilungsfunktion<sup>19</sup>.<sup>20</sup> Die Dichtefunktion lautet:

$$f(y|a, b, q) = \left(\frac{aq}{b}\right) \frac{(y/b)^{a-1}}{[1 + (y/b)^a]^{q+1}} \quad (1)$$

In Abbildung 2 ist exemplarisch für die Stichprobenmittelwerte der geschätzten<sup>21</sup> Parameter  $a$ ,  $b$  und  $q$  eine Dichtefunktion dargestellt. Es ist deutlich zu erkennen, dass diese gut geeignet ist, schiefe Verteilungen wie die Einkommensverteilung darzustellen.

Für den Gini-Koeffizienten sind dabei nur die Parameter  $a$  und  $q$  entscheidend:<sup>22</sup>

$$G[y; a, b, q] = 1 - \frac{\text{Beta}(q, 2q - 1/a)}{\text{Beta}(q - 1/a, q - 1/a)} \quad (2)$$

Somit ist es möglich, den Zusammenhang zwischen den Verteilungsparametern der Singh-Maddala-Verteilungsfunktion und den makroökonomischen Variablen zu schätzen. Anschließend kann in einem zweiten Schritt der Einfluss auf den Gini-Koeffizienten bestimmt werden.

<sup>18</sup>  $I_t$  stellt hier ein Ungleichheitsmaß dar,  $X_t$  ist die Matrix der Kovariate.

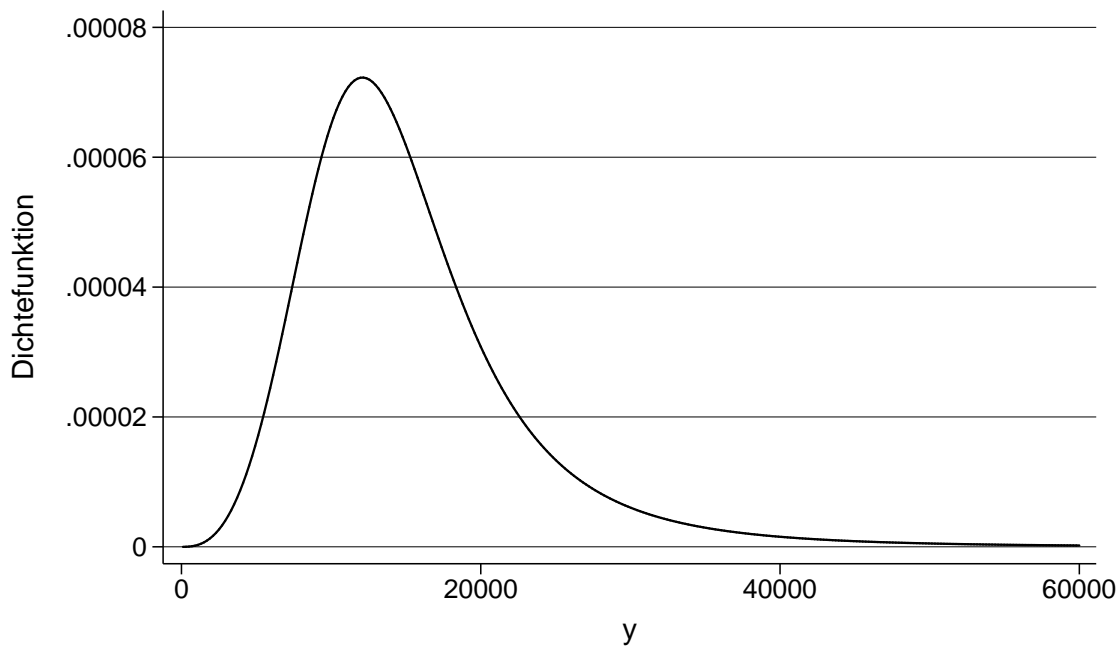
<sup>19</sup> Vgl. Singh und Maddala (1976).

<sup>20</sup> Da McDonald (1984) bei der Singh-Maddala-Verteilungsfunktion den besten „fit“ aller dreiparametrischen Verteilungsfunktionen identifiziert, wurde in der vorliegenden Arbeit ebenfalls diese Wahl getroffen.

<sup>21</sup> Siehe hierzu Kapitel 4.1.

<sup>22</sup> Der Parameter  $b$  ist ein reiner Skalierungsparameter, der keinen Einfluss auf den Gini-Koeffizienten hat. Siehe Jäntti und Jenkins (2009), S. 5 (of).

Abbildung 2: Singh-Maddala-Dichtefunktion



$$f(y|a,b,q) = f(y| 3.64, 10137.07, 1.22)$$

a, b und q wurden auf ihren Stichprobenmittelwert gesetzt

Die bisher dargestellten Verfahren zeigen eindeutig auf, dass nicht nur ein theoretisches Problem besteht, sondern auch die ökonometrischen Ansätze sich deutlich unterscheiden. Nachdem die für unsere Untersuchungen genutzten Daten im nächsten Abschnitt kurz vorgestellt werden, nutzen wir für unsere Untersuchungen sämtliche vorgestellten Herangehensweisen. Dies bietet die Möglichkeit, einerseits unsere Ergebnisse mit denen anderer Studien zu vergleichen, andererseits die Schlussfolgerungen und Schwächen der unterschiedlichen Methoden gegenüber zu stellen.

## 4 Daten

### 4.1 Datenquellen

Die Einkommensverteilung, welche in dieser Arbeit zu Grunde gelegt wird, beruht auf dem sozio-oekonomischen Panel (SOEP).<sup>23</sup> Das SOEP ist eine seit 1984 jährlich durchgeführte repräsentative Wiederholungsbefragung des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung (DIW). Ab 1991 sind auch ostdeutsche Haushalte in die Befragung integriert. Die letzte derzeit verfügbare Erhebung wurde 2008 durchgeführt, folglich liegen insgesamt 25

<sup>23</sup> Die in diesem Beitrag verwendeten Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) wurden vom Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin, bereitgestellt.

Wellen vor. Die Zahl der befragten Haushalte schwankt zwischen ca. 4600 und 13000 Haushalten. Damit werden zwischen 12000 und 32000 Personen pro Jahr erfasst. Das SOEP enthält Daten zum verfügbaren Haushaltseinkommen (Einkommen nach Transfers und Steuern) sowie zur Struktur der Haushaltsmitglieder. Hieraus wird unter Verwendung der modifizierten OECD-Skala das verfügbare äquivalenzgewichtete Haushaltseinkommen berechnet. Aus der Verteilung der äquivalenzgewichteten Haushaltseinkommen werden schließlich die Singh-Maddala-Parameter geschätzt.<sup>24</sup>

Für die Variable Verbraucherpreisindex<sup>25</sup> werden die saisonbereinigten Daten der Deutschen Bundesbank verwendet. Bis einschließlich 1994 ist ein Verbraucherpreisindex für Westdeutschland getrennt ausgewiesen. Ab 1991 sind die Daten für Gesamtdeutschland erhältlich. Die Daten bezüglich des realen Bruttoinlandsprodukts entstammen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung der Länder (VGR d L). Die Arbeitslosenquoten werden den Zeitreihen der Bundesagentur für Arbeit entnommen. Die Arbeitslosenquote ist hierbei als Zahl der Arbeitslosen bezogen auf die abhängig zivilen Erwerbspersonen definiert. Weil die Arbeitslosenquote der Männer aufgrund der demografischen Änderungen einen besseren Indikator für die Situation am Arbeitsmarkt darstellt,<sup>26</sup> haben wir diese verwendet.<sup>27</sup> Für die Variable Nominalzinssatz werden die langfristigen Zinsen des Main Economic Indicators (MEI) Datensatzes der OECD verwendet. Tabelle 1 gibt einen Überblick über die verwendete Datenbasis.

Tabelle 1: Datenquelle

Variablen	Quelle	Abkürzung
GINI-Koeffizient	SOEP	GINI
Einkommensquintile	SOEP	q1 bis q5
Arbeitslosenquote (Männer)	Bundesagentur für Arbeit	ALQ
reale BIP-Wachstumsrate	VGR der Länder	GROW
Verbraucherpreisindex	Deutsche Bundesbank	INF
Nominalzinssatz	OECD (MEI)	INT

Um die Änderungen der Einkommensverteilungen im Zeitablauf zu messen, wird zum einen auf den Gini-Koeffizienten und zum anderen auf die Quintilsanteile zurückgegriffen. Beide Verteilungsmaße werden auf Basis sowohl der Mikrodaten als auch der geschätz-

<sup>24</sup> Dies geschah mittels der Stata-Routine `smfit`. Zur Beschreibung der Verteilungsfunktion siehe das vorhergehende Kapitel 3

<sup>25</sup> Der Verbraucherpreisindex wird bspw. auch von Cutler und Katz (1991) gewählt, während andere Studien wie bspw. Jäntti und Jenkins (2009) den Einzelhandelspreisindex oder den BNP-Deflator (Jäntti (1994)) verwenden.

<sup>26</sup> Vgl. Blank und Blinder (1985).

<sup>27</sup> Dieses Vorgehen wurde auch in einer Reihe anderer Studien, beispielsweise bei Blank und Blinder (1985), Jäntti (1994), Haveman und Schwabish (2000) verwendet. Es wäre natürlich möglich gewesen, die gesamtwirtschaftliche Arbeitslosenquote zu verwenden und für demographische Einflüsse mittels zusätzlicher Variablen zu kontrollieren. Jedoch ist die in Hinblick auf die geringe Anzahl an Beobachtungspunkten nicht die eindeutig bessere Wahl.

ten Singh-Maddala-Parameter berechnet. Die Zeitreihen für Westdeutschland und Ostdeutschland werden wie folgt kombiniert: da erst ab 1991 der Verbraucherpreisindex für Gesamtdeutschland vorliegt, können die Wachstumsraten desselben erstmals für das Jahr 1992 berechnet werden. Entsprechend beziehen sich sämtliche Daten ab 1992 auf Gesamtdeutschland und bis 1991 auf Westdeutschland. Da somit möglicherweise ein Strukturbruch vorliegt, wird bei der ersten Methode eine Dummyvariable (DUM) berücksichtigt, die jedoch nur einen zu vernachlässigen Einfluss hat. Zudem ist davon auszugehen, dass der grundsätzliche Zusammenhang der makroökonomischen Größen und der Einkommensverteilung *trotz* der Wiedervereinigung konstant bleibt. Dies ist dadurch zu begründen, dass das institutionelle Arrangement in seinen wesentlichen Ausgestaltungen konstant blieb und auch für das wiedervereinigte Deutschland galt.

## 4.2 Beschreibung der Daten

Wesentlicher Gegenstand der vorliegenden Untersuchung ist die Entwicklung der Ungleichheit in Deutschland. In Grafik 3 ist die Entwicklung des Gini-Indexes in Deutschland dargestellt. Dabei ist deutlich zu erkennen, dass die Ungleichheit seit Ende der 80er Jahre stetig angestiegen ist. Ebenfalls ist zu erkennen, dass die gewählte Singh-Maddala-Verteilungsfunktion die tatsächliche Verteilung gut beschreiben kann, auch wenn ab Anfang der 2000er Jahre leichte Abweichungen zu erkennen sind.

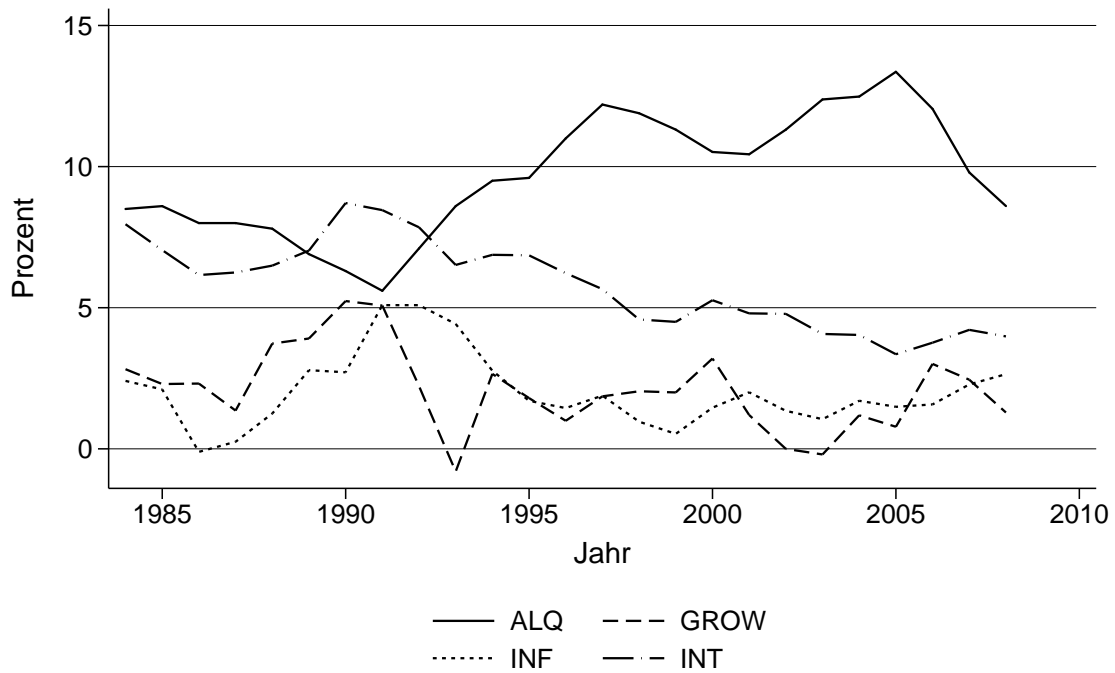
Bei Betrachtung der anderen makroökonomischen Größen im Zeitverlauf ist festzustellen, dass zu Beginn der 90er Jahre ein Anstieg der Arbeitslosigkeit und ein Einbruch des Wachstums zu beobachten ist. Zeitlich sinkt die Inflationsrate, die sich schließlich um die 2% einpendelt. Ebenfalls fällt auf, dass seit Beginn der 90er Jahre die Nominalzinsen stetig fallen.

Anhand dieser einfachen Grafiken lassen sich noch keine eindeutigen Zusammenhänge erkennen. Diese sollen nun im nächsten Kapitel nach den drei in der Literatur verwandten Verfahren (Kapitel 3) aufgedeckt werden.

Abbildung 3: Entwicklung des Gini-Indexes in Deutschland



Abbildung 4: Entwicklung der makroökonomischen Rahmenbedingungen





# 5 Ökonometrische Auswertungen

## 5.1 Klassische Schätz-Methoden

Zunächst sollen an dieser Stelle die klassischen Methoden dargestellt werden. Hierzu wird folgende Gleichung in Anlehnung an bspw. Schultz (1969) geschätzt:

$$G_t = \beta_0 + \beta_1 \text{ALQ}_t + \beta_2 \text{INF}_t + \dots + \beta_k \text{TT}_t + \epsilon_t \quad t = 1, \dots, T \quad (3)$$

Dabei stellt  $G_t$  den Gini-Koeffizienten,  $\text{ALQ}_t$  die Arbeitslosenquote,  $\text{INF}_t$  die Inflationsrate, und  $\text{TT}_t$  einen deterministischen Zeittrend dar. Im erweiterten Modell (s.u.) werden des Weiteren der Nominalzins  $\text{INT}$  und das reale Wachstum  $\text{GROW}$  sowie ein Dummy  $\text{DUM}$  für die Wiedervereinigung aufgenommen. Im Anschluss daran sollen in Anlehnung an bspw. Blinder und Esaki (1978) der Einfluss dieser makroökonomischen Größen auf die einzelnen Quintilsanteile  $S_{it}$  geschätzt werden.<sup>28</sup>

$$S_{it} = \beta_{0,i} + \beta_{1,i} \text{ALQ}_t + \beta_{2,i} \text{INF}_t + \dots + \beta_{k,i} \text{TT}_t + \epsilon_{it} \quad i = 1, \dots, 5 \quad t = 1, \dots, T \quad (4)$$

Da sich die Einkommensanteile zu 1 und die partiellen Effekte der Kovariate zu 0 aufaddieren müssen, gilt

$$\sum_{i=1}^5 S_{it} = \sum_{i=1}^5 \beta_{0,i} = 1 \quad \forall t \quad (5)$$

und

$$\sum_{i=1}^5 \beta_{j,i} = \sum_{i=1}^5 \epsilon_{it} = 0 \quad \forall t; \quad j = 1, \dots, k \quad (6)$$

Die Schätzmethode für Gleichung 3 ist OLS. Das Gleichungssystem 4 wird mittels Zellner's<sup>29</sup> *Seemingly Unrelated Regression (SUR)* nach der „Maximum Likelihood“-Methode geschätzt.<sup>30</sup> Da nicht-sphärische Residuen vorliegen, ist die Schätzung in ihrer einfachen Form nicht effizient.<sup>31</sup> Da in Stata keine Möglichkeit implementiert ist, die Heteroskedastizität der Störterme zu berücksichtigen, werden die Fehler mittels der bootstrap-Methode

<sup>28</sup> Hierbei steht  $S_{it}$  für den Anteil des  $i$ ten Quintils am Gesamteinkommen zum Zeitpunkt  $t$ . Dabei ist q1 der Einkommensanteil des ärmsten Quintils, q5 hingegen der Anteil des reichsten.

<sup>29</sup> Vgl. Zellner (1962).

<sup>30</sup> Diese Methode wurde mittels Statas `sureg` implementiert. Da die Bedingungen aus Gleichung 5 und 6 erfüllt sein müssen, wurde die Schätzung entsprechend restringiert.

<sup>31</sup> Vgl. Jäntti (1994).

Tabelle 2: Gini-Koeffizient und Makrovariablen

	(I)	(II)	(III)	IV
	b/se	b/se	b/se	b/se
INF	0.096 (0.131)	0.251 (0.201)	0.177 (0.243)	0.241 (0.273)
ALQ	-0.055 (0.146)	0.107 (0.177)	-0.110 (0.193)	0.082 (0.209)
TT	0.188*** (0.046)	0.223*** (0.049)	0.157* (0.070)	0.260** (0.101)
DUM		1.220 (0.839)		1.792+ (1.079)
GROW			-0.057 (0.212)	-0.245 (0.189)
INT			-0.219 (0.351)	0.120 (0.446)
CONS	24.597*** (1.149)	21.910*** (2.128)	26.725*** (2.860)	21.367*** (4.737)
R-squared	0.733	0.765	0.743	0.790
Adj. R-squared	0.695	0.718	0.675	0.720
N	25	25	25	25

+  $p < .1$ , \*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$

(800 Wiederholungen) berechnet.<sup>32</sup>

Anhand von Tabelle 2 ist zu erkennen, dass es für den beobachteten Zeitraum in Deutschland nur wenige Anzeichen dafür gibt, dass ein Zusammenhang zwischen dem Gini-Koeffizienten und makroökonomischen Größen existiert. Die Punktschätzer für die Variable Inflation sind jedoch in allen Modellspezifikationen positiv, d.h. es gibt eine sehr schwache Evidenz dafür, dass Inflation zu einer höheren Ungleichheit führt. Andererseits sind die Ergebnisse für die Arbeitslosenquote gemischt. In der einfachsten Spezifikation (I) führt eine höhere Arbeitslosenquote zu einer geringeren Ungleichheit, in der Modellspezifikation (IV) dreht sich der Zusammenhang jedoch um. Wachstum hat einen nicht signifikanten negativen Effekt auf die Ungleichheit, der Zinssatz hat einen uneindeutigen Effekt. Es fällt jedoch auf, dass der Zeittrend immer signifikant positiv ist und die Dummyvariable für die Deutsche Wiedervereinigung nur in einem Fall (schwach) signifikant ist. Die Vorhersagekraft dieses einfachen Modells ist dabei stark begrenzt. In Abbildung 5 können die nach Modell (III) vorhergesagten Werte mit dem tatsächlichen Gini-Koeffizienten verglichen werden.<sup>33</sup> Die makroökonomischen Variablen können somit nur einen geringen Erklärungsgehalt beisteuern, während der Zeittrend hochsignifikant ist.

<sup>32</sup> Vgl. Cameron und Trivedi (2009), S. 160–161.

<sup>33</sup> Modell (III) ist gewählt worden um die Vergleichbarkeit zu den Schätzungen in den nächsten beiden Kapiteln zu gewährleisten.

Abbildung 5: Vorhersagen des Modells vs. tatsächlich beobachtete Werte



Es ist jedoch durchaus vorstellbar, dass die makroökonomischen Größen Einflüsse auf die unterschiedlichen Quintile der Einkommensverteilung haben, ohne jedoch das Gesamtausmaß (gemessen am Gini-Index) zu beeinflussen. Auch hier sind die Ergebnisse in den unterschiedlichen Modellspezifikationen zumeist nicht signifikant (vgl. Tabelle 3 bis 6). Interessanterweise sind die Auswirkungen der Inflation jedoch über sämtliche Spezifikationen relativ stabil: die unteren Quintile verlieren durch eine höhere Inflationsrate, während das oberste Quintil immer gewinnt. Die Ergebnisse der Arbeitslosenquote sind wiederum gemischt. Nur in Spezifikation (III) liegt ein signifikanter Einfluss vor, der besagt, dass die obere Mittelschicht (das vierte Quintil) durch eine höhere Arbeitslosenquote verliert. Wiederum ist der Zeittrend stark signifikant und deutet darauf hin, dass insbesondere das oberste Quintil im Zeitablauf auf Kosten der unteren vier Quintile gewonnen hat. Es gibt zudem nur eine schwache empirische Evidenz, dass die Wiedervereinigung einen signifikanten Einfluss hat. So deuten die Modelle (II) und (III) darauf hin, dass die obere Mittelschicht (viertes Quintil) durch die Wiedervereinigung gewonnen hat. Ebenfalls fällt auf, dass der Einfluss des Wachstums (Modell (III) und (IV)) eher den unteren Einkommensquintilen zugutekommt, auch wenn die Ergebnisse nicht statistisch signifikant sind. Die Auswirkungen der Zinsen sind wiederum nicht eindeutig.

Die bisherigen Ergebnisse sind nicht sonderlich ermutigend. Es scheint so, dass die Einkommensverteilung in Deutschland nicht durch makroökonomische Größen wie Arbeitslosenquote und Inflation getrieben werden. Zwar sind einige Ergebnisse durchaus als

Tabelle 3: Quintilsregressionen Model (I)

	(I)				
	q1	q2	q3	q4	q5
	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se
INF	-0.037 (0.040)	-0.035 (0.041)	-0.023 (0.014)	0.017 (0.032)	0.077 (0.091)
ALQ	0.002 (0.041)	0.030 (0.037)	0.001 (0.019)	-0.000 (0.025)	-0.033 (0.107)
TT	-0.040** (0.013)	-0.045*** (0.010)	-0.042*** (0.006)	-0.032*** (0.007)	0.158*** (0.034)
CONS	-9.791*** (0.326)	-5.250*** (0.327)	-1.480*** (0.151)	2.912*** (0.216)	14.609*** (0.828)
ll	-76.519				
N	25				

+ p<.1, \* p<.05, \*\* p<.01, \*\*\* p<.001

Tabelle 4: Quintilsregressionen Model (II)

	(II)				
	q1	q2	q3	q4	q5
	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se
INF	-0.076 (0.060)	-0.050 (0.057)	-0.030 (0.019)	-0.041 (0.028)	0.197 (0.140)
ALQ	-0.039 (0.053)	0.014 (0.045)	-0.007 (0.022)	-0.060* (0.025)	0.093 (0.127)
TT	-0.048*** (0.014)	-0.048*** (0.013)	-0.043*** (0.006)	-0.045*** (0.006)	0.185*** (0.035)
DUM	-0.310 (0.265)	-0.124 (0.227)	-0.058 (0.086)	-0.455*** (0.096)	0.947 (0.579)
CONS	-9.107*** (0.667)	-4.976*** (0.567)	-1.353*** (0.229)	3.913*** (0.298)	12.524*** (1.477)
ll	-66.556				
N	25				

+ p<.1, \* p<.05, \*\* p<.01, \*\*\* p<.001

Tabelle 5: Quintilsregressionen Model (III)  
(III)

	q1	q2	q3	q4	q5
	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se
INF	-0.070 (0.086)	-0.067 (0.072)	-0.030 (0.037)	-0.018 (0.038)	0.185 (0.194)
ALQ	-0.034 (0.063)	0.030 (0.058)	-0.006 (0.030)	-0.068* (0.030)	0.077 (0.163)
GROW	0.069 (0.061)	0.050 (0.052)	0.015 (0.032)	0.046 (0.041)	-0.181 (0.151)
INT	-0.042 (0.150)	0.030 (0.112)	-0.007 (0.072)	-0.084 (0.078)	0.104 (0.333)
TT	-0.060+ (0.032)	-0.047+ (0.025)	-0.046** (0.016)	-0.061*** (0.017)	0.214** (0.074)
DUM	-0.475 (0.333)	-0.213 (0.283)	-0.092 (0.144)	-0.595*** (0.165)	1.376+ (0.781)
CONS	-8.878*** (1.513)	-5.364*** (1.273)	-1.321+ (0.708)	4.577*** (0.733)	11.985*** (3.610)
ll	-60.564				
N	25				

+ p<.1, \* p<.05, \*\* p<.01, \*\*\* p<.001

Tabelle 6: Quintilsregressionen Model (IV)  
(IV)

	q1	q2	q3	q4	q5
	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se
INF	-0.053 (0.070)	-0.060 (0.055)	-0.026 (0.031)	0.003 (0.060)	0.136 (0.165)
ALQ	0.017 (0.051)	0.053 (0.045)	0.004 (0.025)	-0.004 (0.032)	-0.070 (0.136)
GROW	0.019 (0.057)	0.028 (0.048)	0.005 (0.027)	-0.016 (0.041)	-0.036 (0.145)
INT	0.048 (0.109)	0.071 (0.083)	0.010 (0.050)	0.028 (0.087)	-0.157 (0.248)
TT	-0.033 (0.022)	-0.035* (0.015)	-0.040*** (0.010)	-0.027+ (0.016)	0.136** (0.052)
CONS	-10.299*** (0.843)	-6.002*** (0.727)	-1.597*** (0.410)	2.798*** (0.640)	16.100*** (2.058)
ll	-74.113				
N	25				

+ p<.1, \* p<.05, \*\* p<.01, \*\*\* p<.001

stabil zu bezeichnen (bspw. der regressive Effekt der Inflationsrate),<sup>34</sup> jedoch mangelt es an statistischer Signifikanz und somit wird auch kein wesentlicher Erklärungsbeitrag geleistet. Dies lässt sich dadurch erklären, dass die verwendete Zeitreihe mit nur 25 Beobachtungen relativ kurz ist. Auch andere Studien haben mit einer ähnlich geringen Anzahl von Beobachtungen zu kämpfen.<sup>35</sup> So ist es zumindest vorstellbar, dass mit dem Vorliegen längerer Zeitreihen die Effekte gegebenenfalls robuster werden. Dagegen spricht jedoch, dass auch Jäntti und Jenkins (2009), die eine Untersuchung von Nolan (1989) erweitern, auch bei 39 Beobachtungspunkten keinen statistisch signifikanten Effekt finden. Darüber hinaus ist es durchaus auffällig, dass selbst bei dem starken Verdacht einer „*Spurious Regression*“<sup>36</sup> kein signifikanter Zusammenhang zu finden ist. Anschließend an diese ersten, wenig ermutigenden Ergebnisse sollen nun mittels der moderneren Verfahren der zweiten und dritten Generation die Validität der ersten Ergebnisse hinterfragt werden.

---

<sup>34</sup> Stabil ist in dem Sinne zu verstehen, dass sich zumindest das Vorzeichen über die unterschiedlichen Spezifikationen nicht ändert.

<sup>35</sup> Bspw. Blinder und Esaki (1978), 31 Beobachtungen; Schultz (1969), 22 Beobachtungen; Beach (1977), 22 Beobachtungen.

<sup>36</sup> Die Nicht-Stationarität wird im nächsten Abschnitt überprüft.

## 5.2 Fehlerkorrekturmodelle

Wie bereits diskutiert, stellt die Verletzung der Stationaritätsannahme eine der wesentlichen Probleme der ökonometrischen Untersuchung dar. Aus Tabelle 7 ist zu entnehmen, dass mittels eines (erweiterten) Dickey-Fuller-Tests<sup>37</sup>  $H_0$  „Nicht-Stationarität“ nur für den Fall der realen Wachstumsrate abgelehnt werden kann.<sup>38</sup>

Tabelle 7: Unit root Tests

Variable	Lags	Levels			Erste Differenzen		
		t-Stat	p-Wert		Lags	t-Stat	p-Wert
ALQ	1	-1.969	0.301		0	-2.400	0.142
GINI	0	-2.515	0.321		0	-7.125	0.000 ***
GROW	0	-2.856	0.051	+	0	-5.283	0.000 ***
INF	1	-2.449	0.128		0	-3.753	0.003 ***
INT	0	-1.186	0.680		0	-3.953	0.002 ***

+  $p < .1$ , \*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$

Dieses Ergebnis führt dazu, dass davon auszugehen ist, dass die „naiven“ Regressionen aus dem letzten Kapitel nicht verlässlich sind. Zur Lösung dieses Problems existieren verschiedene Möglichkeiten. Die einfachste Variante wäre es, ein Modell in Differenzen zu schätzen. Dies hätte den Vorteil, dass die geschätzten Koeffizienten unverzerrt sind, jedoch können dann (a) keine Aussage mehr über den Zusammenhang der „Levels“ gemacht werden und (b) kann keine Rückkopplung zwischen den unterschiedlichen Variablen berücksichtigt werden.

Die Idee der Vektor-Fehlerkorrekturmodelle ist, dass nicht mehr ein univariater Zusammenhang geschätzt wird (i.e. nur der Zusammenhang zwischen Ungleichheit in Abhängigkeit der makroökonomischen Größen), sondern vielmehr ein multivariater Zusammenhang, in dem die Variablen sich wechselseitig beeinflussen.<sup>39</sup> In einer solchen Situation ist es möglich, dass eine langfristige Kombination der integrierten Variablen besteht, so dass diese dann kointegriert sind. Entsprechend kann auch im vorliegenden Modell ein stationärer, langfristiger Zusammenhang bestehen.

Dieser Ansatz wurde bspw. auch von Parker (2000) gewählt, der den multivariaten Kointegrations-Schätzer von Johansen (1988) verwendet. Bei diesem Ansatz enthält der Vektor  $z_t$  die  $m$  mutmaßlichen endogenen, nicht-stationären Variablen. Bezogen auf das von uns vorher verwandte einfache Modell, enthält der Vektor  $z_t$   $m = 3$  Variablen,<sup>40</sup> so dass gilt:

<sup>37</sup> Vgl. Dickey und Fuller (1979).

<sup>38</sup> Die Anzahl der Lags wurde durch sequentielles Verkürzen der Lags bestimmt, solange der längste Lag in einem Modell noch insignifikant war. Für eine Diskussion siehe Enders (2004), S. 191-192.

<sup>39</sup> Vgl. Enders (2004), S. 319.

<sup>40</sup> Die Variablen GROW und INT aus Vereinfachungsgründen nicht berücksichtigt.

$$z_t = \left( \text{GINI}_t \quad \text{ALQ}_t \quad \text{INF}_t \right)' \quad (7)$$

Das Fehlerkorrekturmodell nach Johansen (1988) lautet dann:<sup>41</sup>

$$\Delta z_t = \sum_{j=1}^{k-1} \Gamma_j \Delta z_{t-j} + \Pi z_{t-k} + \Xi + \varsigma_t \quad (8)$$

wobei  $k$  die Anzahl der Lags bezeichnet,  $\varsigma_t$  ist die multivariate normalverteilte white noise Fehlerstruktur,  $\Gamma_j$  ist eine  $(m \times m)$ -Matrix, welche Koeffizienten der exogenen Parameter enthält, und  $\Xi$  ist ein Vektor, der die exogenen Variablen beinhaltet. Die  $(m \times m)$ -Matrix  $\Pi$  lässt sich dabei wie folgt zerlegen:

$$\Pi = \alpha \beta' \quad (9)$$

Die  $(m \times r)$  Matrizen  $\alpha$  und  $\beta$  enthalten die Koeffizienten. Dabei stellt  $r$  die Anzahl der Kointegrationsvektoren (und damit die Anzahl der möglichen Kointegrationsbeziehungen die in den Daten gefunden werden) dar, die über die Trace-Statistik<sup>42</sup> nach Johansen (1988) bestimmt werden. Entsprechend beinhaltet die Matrix  $\beta$  die  $r$  Integrationsbeziehungen des Modells, während  $\alpha$  den Einfluss der unterschiedlichen Kointegrationsbeziehungen auf  $\Delta z_t$  beschreibt. Dabei kann  $\alpha$  auch als Anpassungsgeschwindigkeit zum Gleichgewicht interpretiert werden. Falls nur ein Kointegrationsvektor existiert (d.h.  $r = 1$ ), kann Gleichung 8 unter Vernachlässigung der Störungen und der exogenen Variablen<sup>43</sup> folgendermaßen vereinfacht werden:

$$\begin{pmatrix} \Delta I_t \\ \Delta \text{UR}_t \\ \Delta \text{INF}_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_0 [\beta' z_{t-1}] \\ \alpha_1 [\beta' z_{t-1}] \\ \alpha_2 [\beta' z_{t-1}] \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varsigma_{1t} \\ \varsigma_{2t} \\ \varsigma_{3t} \end{pmatrix} \quad (10)$$

Dabei gilt:

$$\beta' z_{t-1} = \beta_0 I_{t-1} + \beta_1 \text{UR}_{t-1} + \beta_2 \text{INF}_{t-1} \quad (11)$$

Aus Gleichung 11 erkennt man, dass die Koeffizienten des Vektors<sup>44</sup>  $\beta$  den langfristigen

<sup>41</sup> Die Schätzung des unten genannten Modells erfolgte mittels Statas `vec`-Befehl.

<sup>42</sup> Die Statistik lautet:  $\lambda_{\text{trace}}(r) = -Z \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$ . Dabei wird die Nullhypothese  $H_0 : r^* \leq r$  gegen die Alternativhypothese  $H_a : r^* > r$  getestet. In der nachfolgenden Untersuchung wurde dieser Test mittels der `vecrank`-Routine in Stata implementiert.

<sup>43</sup> Dies dient der Vereinfachung der Darstellung und führt nicht zu einem Verlust der Generalität der Aussagen. Hier soll in erster Linie der langfristige Zusammenhang dargestellt werden.

<sup>44</sup> In dieser Beschreibung gehen wir weiterhin von der Annahme  $k = 1$  aus, so dass  $\alpha$  und  $\beta$  Vektoren der Länge  $m$  sind.



stationären Zusammenhang der Variablen im Modell darstellen. Dieser langfristige Zusammenhang sagt allerdings noch nichts über die Kausalität aus. Diese kann jedoch aus dem Parametervektor  $\alpha$ <sup>45</sup> gefolgert werden. Zur Verdeutlichung: falls  $\alpha_0 = 0$  bedeutet dies, dass die Ungleichheit nicht von dem langfristigen Gleichgewicht der Volkswirtschaft ( $\beta'z_{t-1}$ ) abhängt. Entsprechend wäre die Ungleichheit ein *exogener* Einfluss und nicht *endogen* bestimmt. Durch normalisieren der Gleichung 11 auf das Ungleichheitsmaß  $I$  kann diese Gleichung dann interpretiert werden. Diese Normalisierung drückt die Gleichung dann als Ungleichheitszusammenhang aus, in der die Ungleichheit endogen, die anderen Variablen exogen sind. Dies kann entsprechend der oben beschriebenen Tests für  $\alpha$  und  $\beta$  überprüft werden.<sup>46</sup> Falls der Koeffizient ( $\beta_i$ ) einer Variable nicht signifikant ist, bedeutet dies, dass diese keinen Einfluss in dem langfristigen Gleichgewicht hat. Wäre bspw. im oberen einfachen Modell  $\beta_2 = 0$ , könnte die Inflation aus dem langfristigen Zusammenhang heraus genommen werden. Entsprechend existierte nur ein Zusammenhang zwischen Ungleichheit und Arbeitslosigkeit.

Das VECM kann also nur unter bestimmten Bedingungen eine Schätzung des wahren Zusammenhangs zwischen allen Variablen liefern.<sup>47</sup> Um den „wahren“ kausalen Einfluss der makroökonomischen Variablen auf die Ungleichheit in dem vorliegenden Modell zu identifizieren, müssen folgende vier Bedingungen erfüllt sein:<sup>48</sup>

1. Ablehnung der Nullhypothese, dass der Gini-Koeffizient keinen Einfluss auf den langfristigen Zusammenhang hat (d.h.:  $\beta_{\text{GINI}} \neq 0$ ).
2. Ablehnung der Nullhypothese, dass der Gini-Koeffizient schwach exogen ist (d.h.:  $\alpha_{\text{GINI}} \neq 0$ ).
3. Interpretierbarkeit des Zusammenhangs.
4. Verlässlichkeit des statistischen Modells.

Bedingungen 1 und 2 können wie oben erwähnt getestet werden. Bedingung 3 setzt insbesondere voraus, dass in Ermangelung eines theoretisch fundierten strukturellen Modells nur ein Kointegrationsvektor identifiziert wird. Darüber hinaus dürfen keine wichtigen Variablen vergessen werden und alle Variablen außer dem Ungleichheitsmaß sollten schwach exogen sein. Bedingung vier setzt voraus, dass die Residuen der Schätzungen die üblichen Tests (keine Autokorrelation, normalverteilte Residuen) erfüllen. Des Weiteren ist

---

<sup>45</sup> Zur Erinnerung:  $\alpha = \begin{pmatrix} \alpha_0 \\ \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{pmatrix}$ .

<sup>46</sup> Im Idealfall wäre  $\alpha_0 \neq 0$  und  $\alpha_1 = \alpha_2 = 0$ . Dann wäre Ungleichheit endogen, wären die anderen Variablen exogen sind. Alle  $\beta$  sollten hingegen signifikant sein, so dass alle Variablen im Gleichgewicht eine Rolle spielen.

<sup>47</sup> Vgl. Parker (2000), S. 224–225.

<sup>48</sup> Vgl. Parker (2000), S. 225.

es notwendig, eine ausreichend große Stichprobe zu haben. Hierbei besteht ein Tradeoff zwischen der dritten und vierten Bedingung. Einerseits sollten möglichst viele Kontrollvariablen berücksichtigt werden, andererseits sollen dabei nicht zu viele Freiheitsgrade verloren gehen. Da die Daten für die Ungleichheit in Deutschland frühestens seit 1984 als konsistente Zeitreihe vorliegen, sind die Möglichkeiten somit sehr begrenzt. Entsprechend der oben beschriebenen Herangehensweise schätzen wir an dieser Stelle wie bei den klassischen Verfahren zwei Modelle. Modell (I) beinhaltet die Variablen GINI, ALQ und INF, Modell (II) zusätzlich noch INT und GROW.<sup>49</sup> Zumindest in Modell (II) ist  $\beta$  eindeutig identifiziert,<sup>50</sup> d.h. es liegt nur eine Kointegrationsbeziehung vor. Normalisieren auf GINI liefert den folgenden Zusammenhang:

$$\text{Modell (I):} \quad \text{GINI} - 10.063 - 1.278 \cdot \text{ALQ} - 2.013 \cdot \text{INF} = 0 \quad (12)$$

$$\begin{aligned} \text{Modell (II):} \quad & \text{GINI} + 3173.176 - 141.1731 \cdot \text{ALQ} - 8.90489 \cdot \text{INF} \quad (13) \\ & + 368.926 \cdot \text{GROW} - 434.643 \cdot \text{INT} = 0 \end{aligned}$$

Beide Modelle liefern auf den ersten Blick ähnliche Ergebnisse. So ändert die Hinzunahme der Wachstumsrate und des Zinssatzes nichts an dem Vorzeichen der Koeffizienten der Arbeitslosenquote und der Inflationsrate. Folglich steigt in beiden Fällen die Ungleichheit mit der Arbeitslosigkeit und der Inflationsrate. In Modell II ist zu erkennen, dass Wachstum die Ungleichheit senkt und ein höherer Zinssatz zu einem Anstieg der Ungleichheit führt.<sup>51</sup> Die durchgeführten Tests zeigen, dass beide Modelle statistisch verlässlich sind (Bedingung 4). So kann die Nullhypothese nicht autokorrelierter Störterme auf keinem der üblichen Signifikanzniveaus abgelehnt werden (siehe Tabelle 8). Die Nullhypothese normalverteilter Residuen kann ebenfalls insgesamt nicht verworfen werden. Dies weist darauf hin, dass das Modell hinreichend valide ist.

Unser wesentliches Interesse in diesem Papier gilt der Frage, ob die Ungleichheit in Deutschland durch die makroökonomischen Rahmenbedingungen (unikausal) verursacht wird. Damit könnten Vorhersagen über die Auswirkungen der Finanzkrise getroffen werden. Diese Frage kann anhand des Parameters  $\alpha$  überprüft werden. Falls  $\alpha_{\text{GINI}}$  nicht signi-

<sup>49</sup> Darüber hinaus wird als exogene Variable eine Konstante einbezogen, um den starken Hinweisen auf einen deterministischen Trend gerecht zu werden. Ein Wiedervereinigungsdummy wird nicht berücksichtigt, da dieser in den obigen Schätzungen durchgängig insignifikant war. Außerdem ist es wahrscheinlich, dass sich zumindest der Rückkopplungsmechanismus nicht durch die Wiedervereinigung geändert hat, da das institutionelle Arrangement unverändert blieb.

<sup>50</sup> In Modell (I) kann die Nullhypothese  $H_0 : r \leq 0$  bei  $\lambda(0) = 14.873$  mit  $\lambda(0)_{0.05}^* = 29.68$  nicht verworfen werden, d.h. es ist nicht gesichert, dass überhaupt eine Kointegrationsbeziehung vorliegt. In Modell (II) wird hingegen  $H_0 : r \leq 0$  verworfen ( $\lambda(0) = 83.751$  mit  $\lambda(0)_{0.01}^* = 76.07$ ), während  $H_0 : r \leq 1$  mit  $\lambda(1) = 36.037$  bei  $\lambda(1)_{0.05}^* = 47.21$  nicht abgelehnt werden kann.

<sup>51</sup> Wie weiter oben beschrieben, ist diese Interpretation im Sinne eines kausalen Zusammenhangs nur möglich, wenn die Bedingungen 1 und 2 erfüllt sind.

Tabelle 8: Autokorrelationstest

Modell (I)				Modell (II)			
Lag	$\chi^2$	dF	p-Wert	Lag	$\chi^2$	dF	p-Wert
1	7.409	9	0.595	1	23.766	25	0.533
2	2.836	9	0.970	2	20.127	25	0.740

Tabelle 9: Jarque-Bera-Tests auf Normalverteilung

Modell (I)				Modell (II)			
Gleichung	$\chi^2$	dF	p-Wert	$\chi^2$	dF	p-Wert	
D.GINI	1.434	2	0.488	0.585	2	0.746	
D.ALQ	0.159	2	0.924	0.944	2	0.624	
D.INF	6.749	2	0.034	0.751	2	0.687	
D.GROW				5.364	2	0.068	
D.INT				0.722	2	0.697	
ALL	8.342	6	0.214	8.366	10	0.593	

fikant von Null verschieden ist, bedeutet dies, dass die Ungleichheit nicht vom langfristigen Gleichgewicht der Volkswirtschaft beeinflusst wird und somit exogen ist. Aus Tabelle 10 kann entnommen werden, dass im Falle des ersten Modells die Ungleichheit nicht von den makroökonomischen Größen beeinflusst wird und daher exogen ist. Zudem deutet  $\beta_{\text{GINI}}$  darauf hin, dass der Gini-Koeffizient keinen signifikanten Einfluss auf die Inflationsrate und die Arbeitslosenquote hat, folglich aus der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung eliminiert werden kann. Somit scheint in dem ersten Modell nur eine Beziehung zwischen Inflation und Arbeitslosigkeit im Sinne von Friedman (1977) geschätzt zu werden. Dieses Bild ändert sich leicht im zweiten Modell.

Die Nullhypothese der (schwachen) Exogenität kann bei  $\chi^2(1) = 5.305$  mit  $p < 0.05$  (siehe Tabelle 10) verworfen werden. Zudem ist der Regressionskoeffizient des Ginis signifikant von Null verschieden ( $\chi^2(7) = 13.171$  mit  $p < 0.1$  (siehe Tabelle 11)). Um eine kausale Beziehung zu identifizieren wäre es jedoch nötig, dass die anderen Modellparameter (schwach) exogen wären. Allerdings wird die Nullhypothese (schwacher) Exogenität der Parameter ALQ und INF deutlich abgelehnt (siehe Tabelle 10). Somit scheint durchaus eine Wechselwirkung zwischen den verschiedenen Größen des Modells zu existieren. Hingegen ist die Wachstumsrate und die Zinsrate exogen.

Zwar kann aus dem so geschätzten Modell kein direkter kausaler Zusammenhang zwischen Ungleichheit und dem makroökonomischen Umfeld abgeleitet werden, jedoch kann überprüft werden, wie gut das Modell die Entwicklung der Ungleichheit beschreibt. Grafik 6 stellt die Voraussagen der Modelle (I) und (II) jeweils für die Änderungen des Ginis (linke Abbildung) sowie die Levels des Ginis (rechte Abbildung) den beobachteten Werten gegenüber. Hierbei fällt auf, dass die tatsächliche Entwicklung überraschend gut vorhergesagt wird. Insbesondere Modell (II) scheint den Zusammenhang ausreichend zu

Tabelle 10: Signifikanz von  $\alpha_i$ 

Abhängige	Modell (I)			Modell (II)			
	$\chi^2$	dF	p-Wert	$\chi^2$	DoF	p-Wert	
GINI	0.913	1	0.339	5.305	1	0.021	*
ALQ	0.012	1	0.914	2.817	1	0.093	+
INF	6.352	1	0.012	3.348	1	0.067	+
GROW		1		0.588	1	0.443	
INT		1		0.491	1	0.483	

+ p&lt;.1, \* p&lt;.05, \*\* p&lt;.01, \*\*\* p&lt;.001

Tabelle 11: Signifikanz von  $\beta_i$ 

Abhängige	Modell (I)			Modell (II)			
	$\chi^2$	Param.	p-Wert	$\chi^2$	Param.	p-Wert	
GINI	7.499	5	0.186	13.171	7	0.068	+
ALQ	7.973	5	0.158	17.391	7	0.015	*
INF	11.722	5	0.039	18.629	7	0.009	***
GROW				3.778	7	0.805	
INT				4.459	7	0.726	

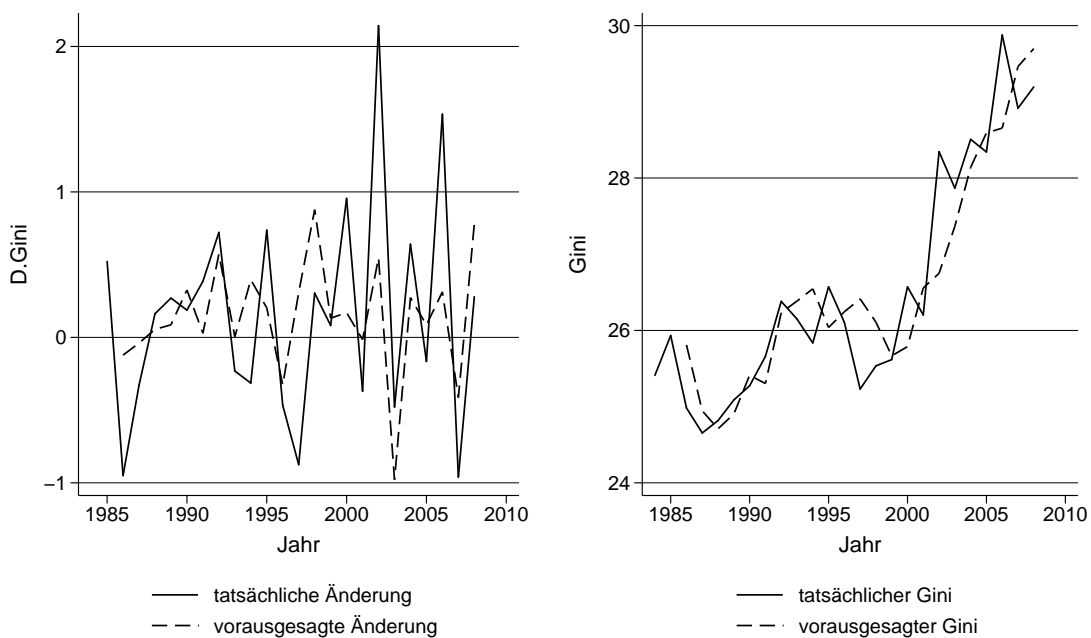
+ p&lt;.1, \* p&lt;.05, \*\* p&lt;.01, \*\*\* p&lt;.001

beschreiben.

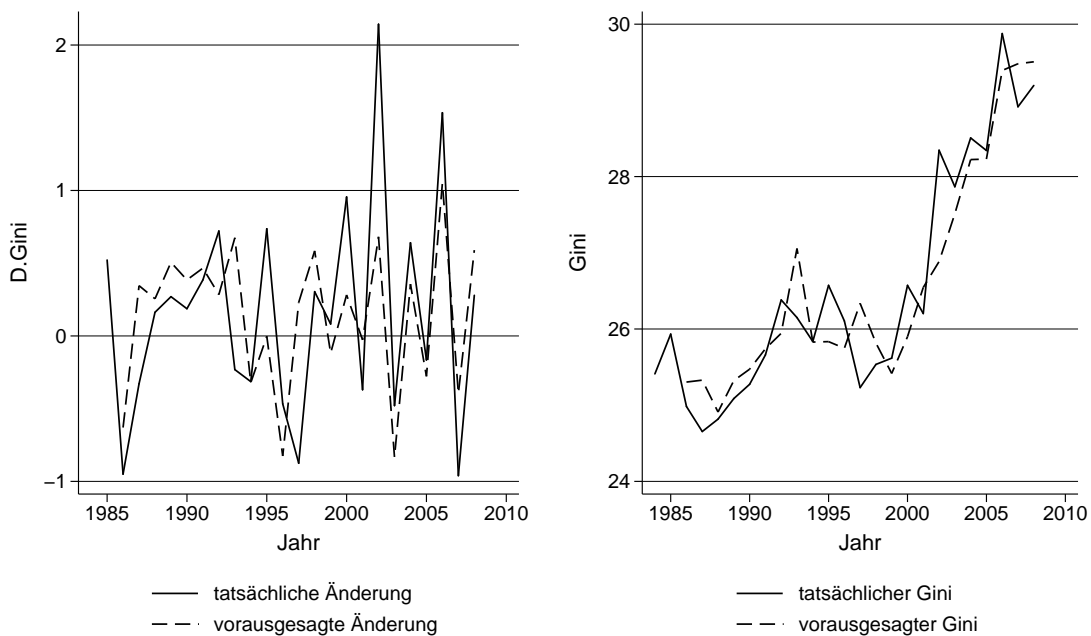
Insgesamt lassen sich die Ergebnisse folgendermaßen zusammenfassen. Es kann ein langfristiger Zusammenhang identifiziert werden, in dem der Gini-Koeffizient jedoch nicht die einzige endogene Größe darstellt. Vielmehr scheint eine wechselseitige Beeinflussung zwischen den verschiedenen Größen zu bestehen. Dies bedeutet, dass Gleichung 14 nicht direkt interpretiert werden kann. Jedoch kann festgestellt werden, dass das geschätzte Modell die tatsächliche Entwicklung der Ungleichheit hinreichend gut beschreibt. Entsprechend soll zunächst die Methode von Jäntti und Jenkins (2009) angewandt werden. Nach einem kurzen Vergleich dieser Modelle soll dann anhand von Impuls-Antwort-Funktionen der Einfluss eines Wachstumsschocks überprüft werden.

Abbildung 6: Vorhersagen des Modells vs. tatsächlich beobachtete Werte

### Modell (I)



### Modell (II)



### 5.3 Jäntti/Jenkins-Methode

Wie bereits angeführt, ist die Schätzung des Zusammenhangs von Ungleichheit und makroökonomischen Variablen mit einer logischen Inkonsistenz verbunden:<sup>52</sup> Es existiert keinerlei Beschränkung der geschätzten Parameter die sicher stellt, dass die abhängige Variable in einem geeigneten Intervall abgebildet wird.<sup>53</sup> Dieses Problem wird in Gleichung 14 offensichtlich. So sind problemlos Parameter konstruierbar, die zu unmöglichen Gini-Koeffizienten führen.

Jäntti und Jenkins (2009) schätzen daher nicht den Einfluss der makroökonomischen Größen auf das Verteilungsmaß. Vielmehr wählen sie eine Verteilungsfunktion  $F(y_t; \theta_t)$  und schätzen die Parameter  $\theta_t$  so, dass sie die tatsächliche Einkommensverteilung möglichst gut abbildet. Anschließend wird der Einfluss der makroökonomischen Größen auf diese Verteilungsparameter ermittelt, d.h. die Regressionsgleichung lautet:

$$\theta_t = X_t\beta + \epsilon_t \quad (14)$$

Anhand dieser geschätzten Koeffizienten können nun wiederum Schätzungen der Einkommensverteilung gewonnen werden, d.h. es gilt für ein Ungleichheitsmaß  $I$  und eine beliebige Verteilungsfunktion  $F$ :

$$I[F(y; \hat{\theta}_t)] = I[F(y; X_t\hat{\beta})] \quad (15)$$

Für das Beispiel des Gini-Koeffizienten gilt bei der verwendeten Singh-Maddala-Funktion konkret:<sup>54</sup>

$$G[y; a, b, q] = 1 - \frac{\text{Beta}(q, 2q - 1/a)}{\text{Beta}(q - 1/a, q - 1/a)} \quad (16)$$

Um diese Berechnungen anzustellen, wurden für unsere Daten zuerst die Parameter der Singh-Maddala-Verteilung geschätzt. In Abbildung 3 ist neben dem Gini-Koeffizienten auch der aus den geschätzten Verteilungsparametern berechnete Gini-Koeffizient zu sehen. Insgesamt scheint die tatsächliche Entwicklung gut durch die Singh-Maddala-Verteilung abgebildet zu werden, auch wenn ab dem Jahr 2000 der „fit“ etwas schlechter wird.

---

<sup>52</sup> Vgl. Abschnitt 3.

<sup>53</sup> D.h. die vorausgesagten Parameter des Modells können außerhalb der natürlichen Grenzen des Gini-Koeffizienten von 0 und 1 (bzw. hier: 0 und 100) liegen.

<sup>54</sup> Die Dichtefunktion der Singh-Maddala-Verteilungsfunktion lautet:  $f(y|a, b, q) = \left(\frac{aq}{b}\right) \cdot \frac{(y/b)^{a-1}}{[1+(y/b)^a]^{q+1}}$ .

Tabelle 12: Unit root Tests

Variable	Lags	Levels			Erste Differenzen			
		t-Stat	p-Wert		Lags	t-Stat	p-Wert	
a	0	-3.533	0.007	***	1	-5.783	0.000	***
q	0	-3.903	0.012	*	0	-6.466	0.000	***

+ p<.1, \* p<.05, \*\* p<.01, \*\*\* p<.001

Anhand der geschätzten Verteilungsparameter wurde wie bereits für die makroökonomischen Parameter die Stationarität überprüft (vgl. Tabelle 12). Im Gegensatz zu Jäntti und Jenkins (2009) finden wir jedoch in unseren Daten keine Anzeichen für Nicht-Stationarität. Entsprechend schätzen wir wiederum unsere beiden einfachen Modelle als SUR in Leveln.<sup>55</sup>

Die Schätzungen in Anlehnung an Jäntti und Jenkins (2009) können der Tabelle 13 entnommen werden. Bevor eine Interpretation der Koeffizienten erfolgt,<sup>56</sup> sollen hier kurz einige statistische Ergebnisse diskutiert werden. So fällt auf, dass lediglich der Einfluss des Zeittrends statistisch signifikant ist. Der Einfluss der makroökonomischen Rahmenbedingungen ist nicht signifikant. Die Vorzeichen der Koeffizienten von INF und ALQ sind jedoch in beiden Schätzungen gleich. In Modell (I) kann die Nullhypothese, dass die Arbeitslosenquote keinen Einfluss auf  $a$  und  $q$  hat, nicht abgelehnt werden.<sup>57</sup> Der Einfluss der Inflationsrate ist jedoch signifikant.<sup>58</sup> In Modell (II) sind die Einflüsse von Arbeitslosenquote und Inflationsrate auf beide Verteilungsparameter sogar jeweils insignifikant.<sup>59</sup> Wiederum scheint nur der Zeittrend der treibende Faktor in beiden Modellen zu sein. Der Erklärungsbeitrag der makroökonomischen Variablen ist sehr schwach.

Zur Interpretation der Koeffizienten sind für beide Modelle die Einflüsse von Arbeitslosenquote und Inflationsrate auf den Gini-Koeffizienten grafisch darstellbar. Sie können den Abbildungen 7 und 8 entnommen werden. Dabei ist der Gini-Koeffizient als Funktion der interessierenden Variable dargestellt, d.h. im Fall der Arbeitslosenquote:  $G = G(\text{ALQ}|\bar{x}/\text{ALQ}; \hat{\beta})$ . Dies bedeutet, dass der Gini-Koeffizient in Abhängigkeit der Arbeitslosenquote dargestellt wird, während alle anderen Kovariate auf ihren Stichproben-Mittelwert gesetzt werden.<sup>60</sup> Hier wird deutlich, dass eine direkte Interpretation der Koeffizienten aus Gleichung 13 irreführend ist. So sind die Vorzeichen zwar identisch, jedoch ist der partielle Einfluss auf den Gini-Koeffizienten entgegengesetzt. So steigt die Ungleichheit in Modell (I) mit der Inflationsrate, während sie mit einem Anstieg der Arbeitslosigkeit fällt. In Modell (II) hingegen drehen sich diese Effekte um.

<sup>55</sup> Die Residuen der Schätzungen beider Modelle zeigten insgesamt keine Hinweise auf Autokorrelation.

<sup>56</sup> Dies ist offensichtlich nicht intuitiv möglich. Es wurde nicht der Zusammenhang zwischen Ungleichheit und makroökonomischen Variablen, sondern zwischen den Parametern einer Verteilungsfunktion und den makroökonomischen Variablen geschätzt.

<sup>57</sup>  $\chi^2(2) = 1.74, p \gg .1$ .

<sup>58</sup>  $\chi^2(2) = 11.58, p < .01$ .

<sup>59</sup>  $\chi^2(2) = 0.61, p \gg .1$  bzw.  $\chi^2(2) = 2.32, p \gg .1$ .

<sup>60</sup> Der Zeittrend wird auf das beobachtbare Maximum (2008) gesetzt.

Tabelle 13: Berechnungen nach Jäntti/Jenkins

	(I)		(II)	
	a b/se	q b/se	a b/se	q b/se
INF	-0.009 (0.020)	-0.014 (0.009)	-0.007 (0.023)	-0.016 (0.016)
ALQ	-0.012 (0.011)	0.007 (0.007)	-0.006 (0.019)	0.007 (0.010)
GROW			0.017 (0.023)	-0.003 (0.011)
INT			-0.003 (0.030)	0.005 (0.027)
TT		-0.014*** (0.002)		-0.014*** (0.004)
CONS	3.794*** (0.126)	1.231*** (0.065)	3.719*** (0.322)	1.205*** (0.216)
ll	69.794		70.490	
N	25		25	

+ p<.1, \* p<.05, \*\* p<.01, \*\*\* p<.001

Dies deutet darauf hin, dass die Methode nach Jäntti und Jenkins (2009) keine verlässlichen Prognosen liefert. Um die Güte dieses Vorgehens grafisch zu verdeutlichen, wurden des Weiteren die geschätzten Werte des Gini-Koeffizienten berechnet, d.h.:

$$\hat{G}_t = 1 - \frac{\text{Beta}(\hat{q}, 2\hat{q} - 1/\hat{a})}{\text{Beta}(\hat{q} - 1/\hat{a}, \hat{q} - 1/\hat{a})} \quad (17)$$

Diese Voraussagen sind für die Modelle (I) bzw. (II) in den Grafiken 7 bzw. 8 dargestellt. Es ist offensichtlich, dass der „Fit“ dieser Herangehensweise deutlich schlechter ist als in den bereits behandelten VEC-Modellen. Außer dem Zeittrend scheint keine der verwendeten Kovariate in dieser Modellierung einen nennenswerten Erklärungsbeitrag zu liefern.



Abbildung 7: Partielle Effekte und Vorhersagen nach Jäntti – Modell (I)

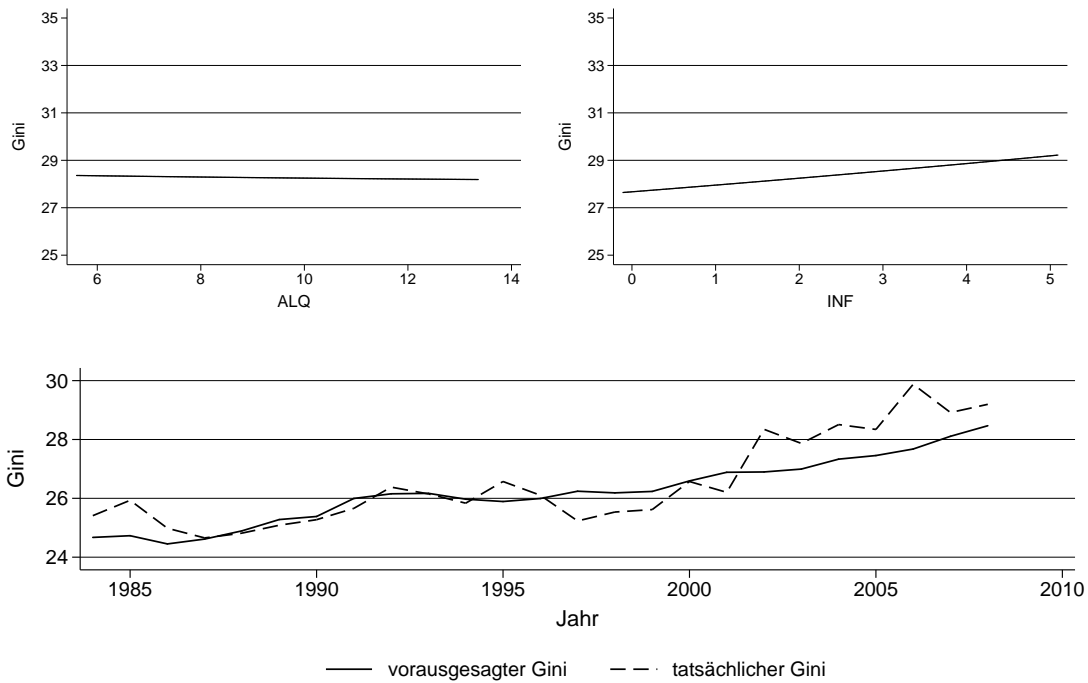
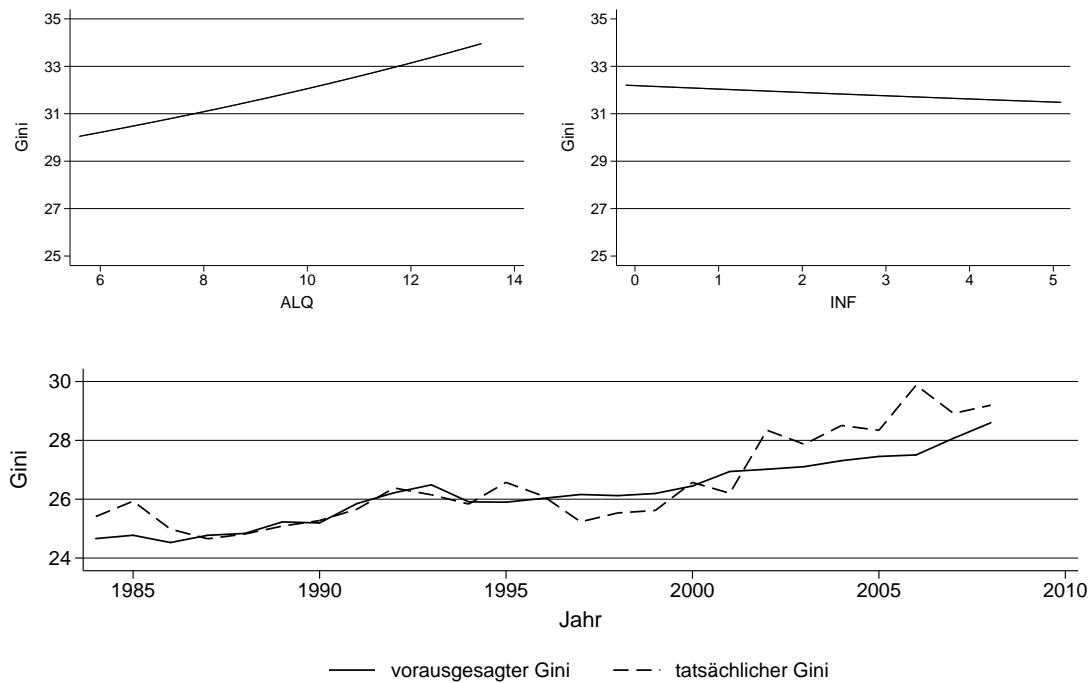


Abbildung 8: Partielle Effekte und Vorhersagen nach Jäntti – Modell (II)



## 5.4 Zusammenfassung der Ergebnisse

Die vorgestellten Untersuchungen stellen einen ersten Versuch dar, den Zusammenhang von makroökonomischen Größen und der Einkommensverteilung in Deutschland zu behandeln, um daraus Schlüsse auf die Auswirkungen makroökonomischer Schocks auf die Verteilung ziehen zu können. Die Ergebnisse sind allerdings ernüchternd. In zwei der drei angewandten Methoden kann kein wirklicher Zusammenhang<sup>61</sup> zwischen makroökonomischen Größen und Ungleichheitsmaßen identifiziert werden, der die tatsächliche Entwicklung gut beschreibt. Die Schätzungen sind insgesamt instabil und nur wenige Einflüsse – abgesehen von einem Zeittrend – sind signifikant.

Lediglich im VECM konnte ein zuverlässiger Zusammenhang identifiziert werden, der auch die tatsächliche Einkommensverteilung gut nachbildet. Jedoch sind auch hier die Ergebnisse alles andere als eindeutig. Ein kausaler Zusammenhang zwischen Ungleichheit und Makro-Variablen konnte nicht gefunden werden. Aufgrund der geringen Anzahl an Beobachtungszeitpunkten sollten die Aussagen vorsichtig bleiben. Jedoch ist zu vermuten, dass die Modellierung eines multivariaten Zusammenhangs zwischen makroökonomischen Größen und der Ungleichheit vielleicht das beste Verständnis für den wahren Zusammenhang liefert.

Einige Ergebnisse können an dieser Stelle jedoch präsentiert werden, da diese zwar insignifikant, jedoch in ihrer Wirkungsrichtung in allen Spezifikationen recht eindeutig waren. So scheint Wachstum und niedrige Arbeitslosigkeit die Ungleichheit zu dämpfen. Inflation schadet den Niedrigeinkommensbeziehern hingegen. Es ist zu vermuten, dass mit der Größe der Stichprobe auch die Einflüsse signifikanter werden. Da jedoch das VECM daraufhindeutet, dass die Zusammenhänge eben nicht unikausal sind, soll nun im folgenden Kapitel die Auswirkungen verschiedener Schocks diskutiert werden.

## 5.5 Vorhersagen für die Auswirkungen der Finanzkrise

Das VECM liefert im Vergleich zu den anderen Methoden das beste Ergebnis. So konnte insbesondere mittels Modell (II) der tatsächliche Einkommensverlauf gut beschrieben werden (vgl. Abbildung 6, S. 26). Ein unikausaler Zusammenhang konnte jedoch aus dem Modell *nicht* abgeleitet werden, da durch einen Schock eine wechselseitige Beeinflussung der unterschiedlichen Variablen besteht. Somit können die Koeffizienten aus Gleichung 14 nicht als partielle Effekte interpretiert werden.<sup>62</sup> Die Auswirkungen eines Schocks sind

---

<sup>61</sup> Im Falle des VECM ist ein eindeutiger unikausaler Zusammenhang gemeint.

<sup>62</sup> Bei einer wechselseitigen Beeinflussung ist folgende Frage offensichtlich nicht sinnvoll: Welchen Einfluss hat eine Variable auf eine andere Variable, während sich alle anderen Größen nicht ändern?

daher nicht a priori ablesbar. Jedoch können anhand von Impuls-Antwort-Funktionen die Auswirkungen eines exogenen Schocks auf das System modelliert werden.

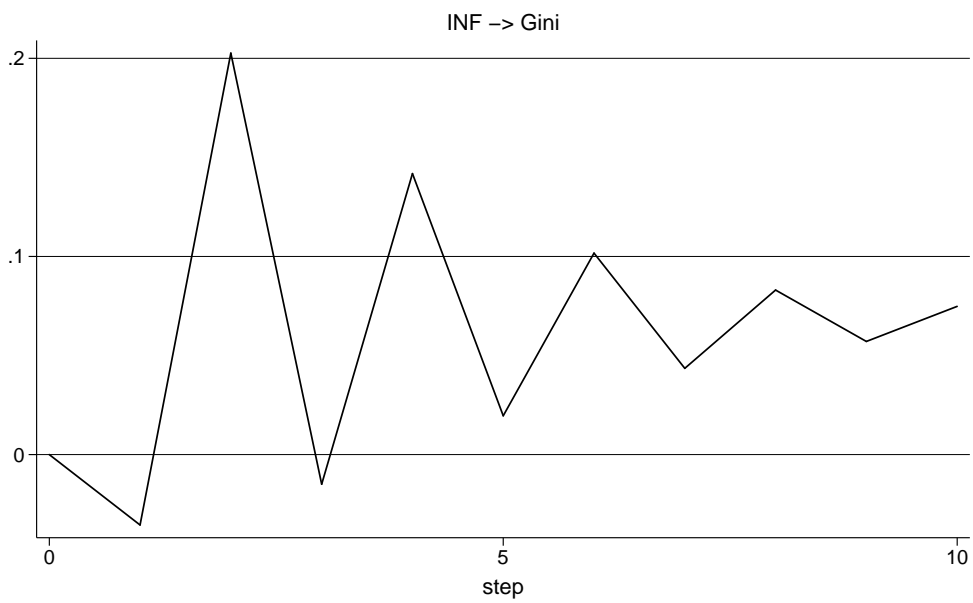
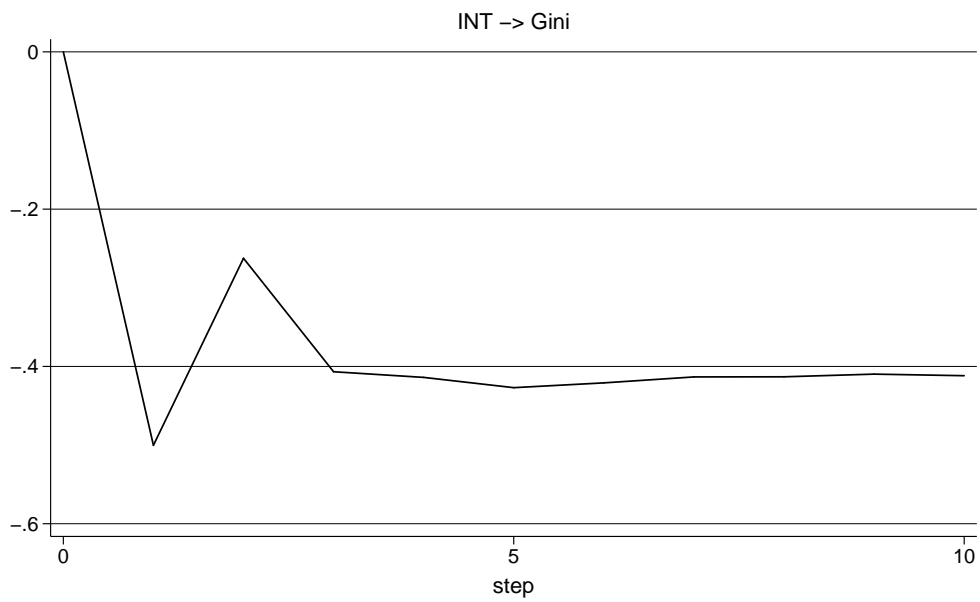
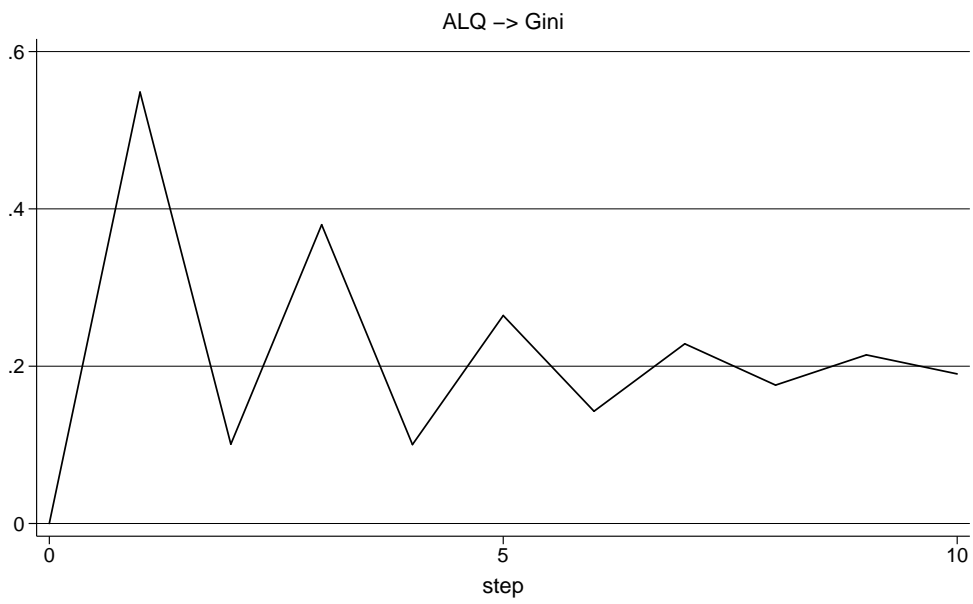
Bevor eine Analyse der Auswirkung eines Wachstumsschocks erfolgt, soll zunächst der Einfluss von Schocks der anderen makroökonomischen Größen untersucht werden. In der nachfolgenden Abbildung 9 sind die Impuls-Antwort-Funktionen für verschiedene Schocks dargestellt. Hier ist zu erkennen, dass ein Schock bei der Arbeitslosenquote zu einem Anstieg des Gini führt. Ein Anstieg des realen Zinssatzes führt hingegen zu einem Absinken der Ungleichheit. Die Inflation scheint ebenfalls zu einem Anstieg der Ungleichheit zu führen, auch wenn die Impuls-Antwortfunktion eine im Zeitablauf wechselhafte Auswirkung zeigt. Insgesamt sind diese Ergebnisse konsistent mit den Überlegungen in Kapitel 2.

Die Finanzkrise an sich kann dabei als exogener Wachstumsschock einer Volkswirtschaft angesehen werden.<sup>63</sup> In Abbildung 10 ist zu erkennen, dass ein Wachstumsschock dazu führt, dass sich der Gini-Koeffizient (*ceteris paribus*) auf einem höheren Niveau einpendelt, mithin ein neues Gleichgewicht erreicht. Falls die Finanzkrise einen exogenen Wachstumsschock darstellt, würde dies bedeuten, dass der Wachstumseinbruch c.p. zu einer abnehmenden (!!!) Ungleichheit führen würde. Dieses Ergebnis ist durchaus als erstaunlich zu bezeichnen. Um die Plausibilität des Modells zu überprüfen, wurden des Weiteren die Auswirkungen eines Wachstumsschocks auf die anderen makroökonomischen Größen berechnet. Hier zeigt sich wiederum, dass unser einfaches Modell durchaus den theoretischen Erwartungen entspricht. So führt eine Wachstumsinnovation zu einem Absinken der Arbeitslosenquote und zu einem Anstieg der Inflation. Jedoch sei angemerkt, dass aufgrund der geringen Beobachtungsanzahl die Voraussagen mit Vorsicht zu betrachten sind. Insbesondere sollten die Ergebnisse nicht *quantitativ*, sondern höchstens *qualitativ* interpretiert werden. Darüber hinaus sollte beachtet werden, dass ein hoch signifikanter (positiver) Zeittrend vorliegt. Dieser hat eine entgegengesetzte Wirkungsrichtung zu der Finanzkrise. Entsprechend ist eher davon auszugehen, dass der Anstieg der Ungleichheit durch den Wachstumseinbruch *gedämpft* wird. Der Nettoeffekt kann immer noch positiv sein. Des Weiteren sollte der durch die Finanzkrise induzierte Wachstumseinbruch zu einem Anstieg der Arbeitslosenquote führen und überdies eine dämpfende Wirkung auf die Preissteigerung haben. Insgesamt fällt überdies bei allen Schocks auf, dass diese nicht transitorisch sind, sondern eine permanente Auswirkung haben. Dies bedeutet, dass sich nach einem Schock jeweils ein *neues* Gleichgewicht einstellt.

---

<sup>63</sup> Die Auswirkungen der Finanzkrise sind natürlich insgesamt sehr komplex und hat insbesondere auf der Mikroebene zahlreiche Wirkungskanäle. Jedoch ist es durchaus naheliegend, auf der Makroebene die Finanzkrise als Wachstumsschock zu beschreiben.

Abbildung 9: Impuls-Antwort-Funktionen



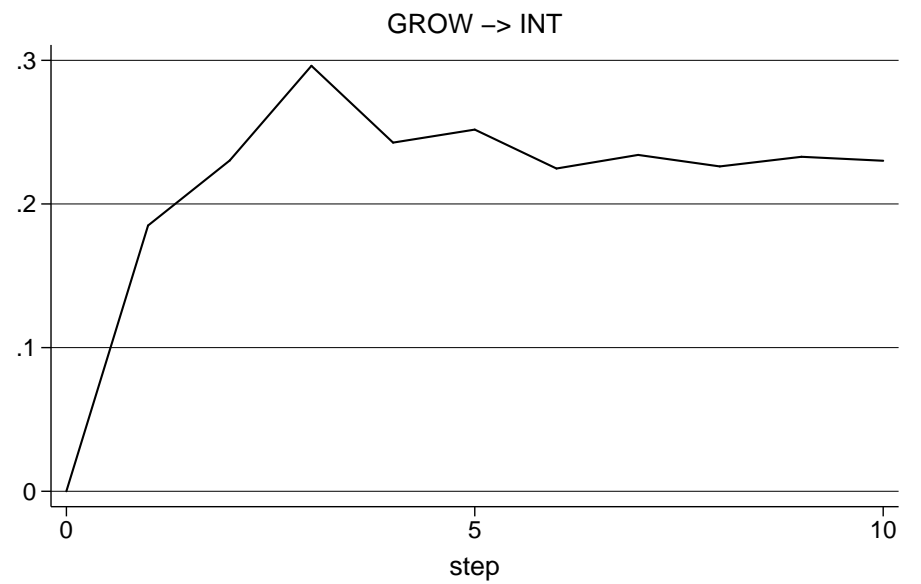
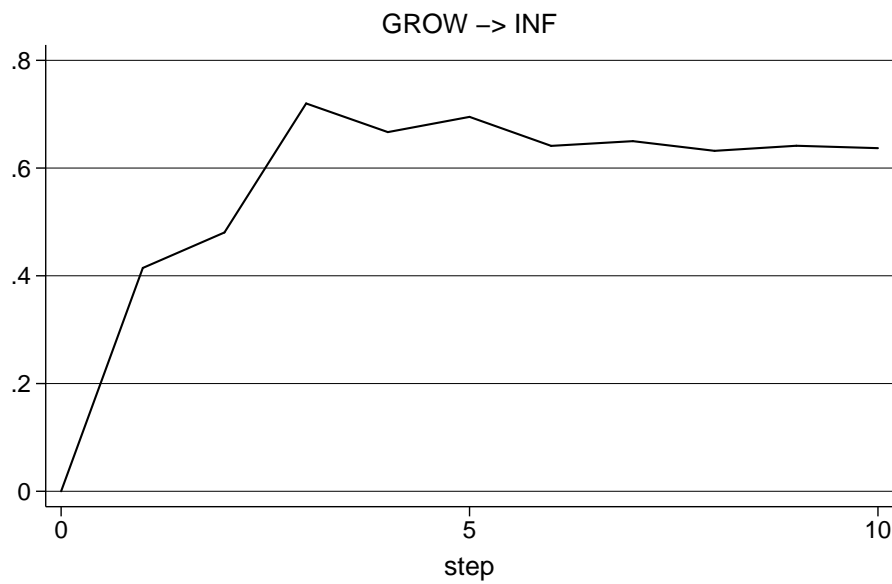
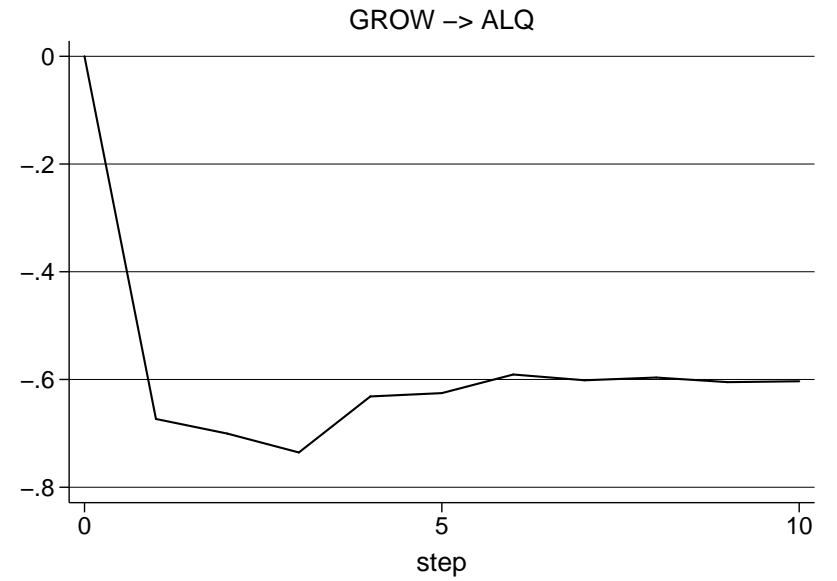
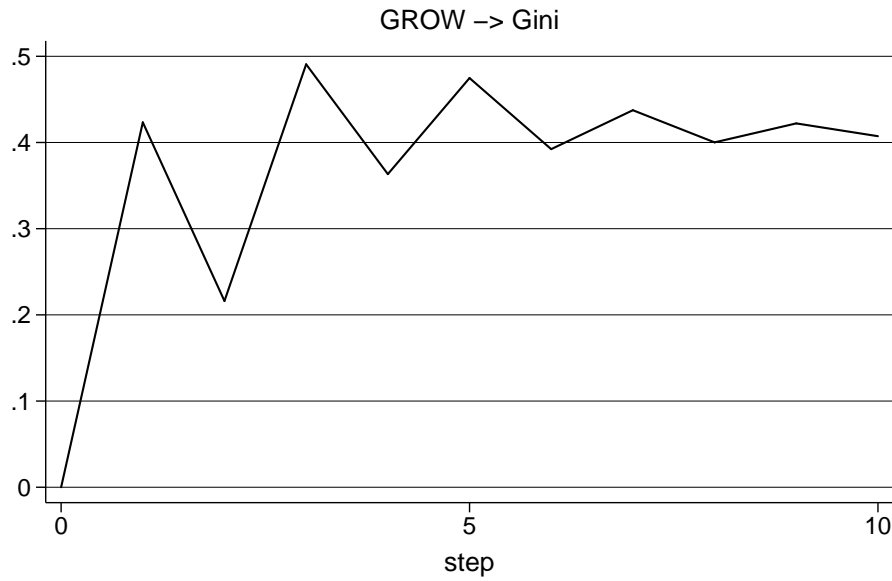


Abbildung 10: Impuls-Antwort-Funktionen

## 6 Einkommensverteilung und die Finanzkrise – was bleibt?

Die bisherigen Ergebnisse zeigen auf, dass für Deutschland kein gesicherter Zusammenhang zwischen makroökonomischen Größen und der Einkommensverteilung gefunden werden kann. Das VEC-Modell liefert zwar die beste Spezifikation, jedoch bleibt der Ursache-Wirkung-Zusammenhang unklar. Die Ergebnisse deuten auf eine wechselseitige Beziehung zwischen der Einkommensverteilung und den makroökonomischen Größen hin. Allerdings sind die Signifikanzwerte zu schwach, als dass daraus verlässliche Schlüsse gezogen werden könnten. Möglicherweise ist dieses Problem in der niedrigen Stichprobengröße begründet. Indes liefern alle drei gewählten Methoden ein eindeutiges Ergebnis: Die Entwicklung der Ungleichheit unterliegt einem Zeittrend, der nicht durch die makroökonomischen Einflüsse erklärt werden kann.

Dies bedeutet nicht, dass im Zuge der Finanzkrise keinerlei Wirkung auf die Einkommensverteilung zu erwarten ist. Die Ergebnisse aus Kapitel 5.5 weisen darauf hin, dass die Einkommensungleichheit vorübergehend abnehmen wird. Jedoch wird dieser Effekt voraussichtlich überkompensiert werden. Der dominierende Faktor, der die Entwicklung der Ungleichheitsmaße erklären kann, ist der Zeittrend. Er deutet darauf hin, dass nicht die makroökonomischen Größen, sondern die Entwicklungen auf der Mikroebene einer Volkswirtschaft die Einkommensverteilung bestimmen. Einen nachhaltigen Einfluss auf die Ungleichheit kann die Finanzkrise folglich nur dann ausüben, wenn sie die Strukturen der Volkswirtschaft verändert. Daher muss geklärt werden, welche volkswirtschaftlichen Entwicklungen durch den Zeittrend abgebildet werden und wie die Krise sowie die wirtschaftspolitischen Gegenmaßnahmen auf die volkswirtschaftlichen Strukturen wirken.

Die wichtigste Veränderung, welche in den entwickelten Volkswirtschaften zu beobachten ist, ist der strukturelle Wandel. Er wird getrieben vom technischen Fortschritt und der Globalisierung. Die Vermutung liegt nahe, dass eben dieser Wandel in den Modellen durch den Zeittrend abgebildet wird. Zahlreiche Theorien und empirische Studien belegen, dass der technische Fortschritt, der sektorale Wandel sowie die Zunahme der internationalen Arbeitsteilung in den entwickelten Volkswirtschaften zu einer wachsenden Einkommensungleichheit beitragen. Insbesondere die Spreizung der Lohnstruktur wird mit diesen drei Faktoren begründet.

So finden beispielsweise Autor et al. (2008) und Dustmann et al. (2009), dass der technische Fortschritt die Arbeitsnachfrage verzerrt und die Lohnungleichheit erhöht. Dies geschieht zum einen über den Kanal des qualifikationsverzerrten technischen Fortschritts (*Skill-Biased Technical Change*) und zum anderen über eine Polarisierung der Nachfrage nach bestimmten Aufgaben (*tasks*). Ebenfalls führt auch die internationale Arbeits-

teilung zu einer Qualifikationsverzerrung der Arbeitsnachfrage. Die entwickelten Volkswirtschaften spezialisieren sich auf die Herstellung von High-Tech-Gütern und Vorleistungen. Theoretisch ist die Wirkung auf die relative Entlohnung nicht eindeutig, da sie auch von relativen Güterpreisen und Produktivitätssteigerungen abhängen (vgl. Grossman und Rossi-Hansberg (2006); Grossman und Rossi-Hansberg (2008)). Empirische Studien weisen allerdings auf eine Lohnspreizung hin (vgl. Cook und Uchida (2008); Geishecker und Görg (2008)). Weiterhin scheint auch der sektorale Wandel zu einer steigenden Lohnungleichheit beizutragen. Im industriellen Sektor galt die gering- und mittelqualifizierte Arbeit lange Zeit als Komplement zum Faktor Kapital. Im Zuge der Rationalisierung wird sie aber zunehmend durch Kapital substituiert. Daher sinken im industriellen Sektor zum einen die Beschäftigungschancen und zum anderen die Löhne relativ zum Dienstleistungssektor. Dort wiederum wirkt die hochqualifizierte Arbeit, und auch in Maßen die geringqualifizierte, eher komplementär zum Kapitaleinsatz und erhöht die Nachfrage nach diesen Qualifikationen (vgl. (Goos und Manning 2007)). Folglich ist mit einer Spreizung der Lohnstruktur zu rechnen. So ist auch zu beobachten, dass die Lohnungleichheit in besonderem Maße ansteigt, während sich der Transformationsprozess einer Volkswirtschaft beschleunigt und die Umschichtung von Kapital von einem zum anderen Sektor zunimmt (vgl. (Blum 2008)).

Unter der Annahme, dass der strukturelle Wandel die bestimmende Größe bei der Erklärung von Lohnungleichheit im Speziellen und Einkommensungleichheit im Allgemeinen ist, kann die langfristige mittelbare Verteilungswirkung der Finanzkrise diskutiert werden. Es ist davon auszugehen, dass die Krise weder den technischen Fortschritt noch die internationale Arbeitsteilung nachhaltig beeinträchtigen wird. Folglich verbleibt als einzig plausibler Kanal der sektorale Wandel. Als Ursache der Finanzkrise kann neben der Niedrigzinspolitik der Notenbanken, einer ineffektiven Bankenaufsicht, der Abwälzung von Finanzmarktrisiken sowie Fehlanreizen der Unternehmensführung auch eine Fehlallokation von Ressourcen gelten. Insofern besteht die Möglichkeit, dass ein effizienterer Kapitaleinsatz nunmehr den Transformationsprozess der Volkswirtschaft schneller zum Abschluss bringen und somit langfristig einen Anstieg der Ungleichheit dämpfen wird.

Ein Blick auf die Konjunkturpakete in Deutschland zeigen allerdings, dass die ergriffenen Maßnahmen keinesfalls eine Reallokation begünstigen, sie sind vielmehr auf Strukturertaltung ausgelegt. Die Abwrackprämie, die mißglückte Quelle-Rettung, sowie der Kampf der Bundesregierung um die Opelstandorte sind nur herausragende Beispiele für die Strukturertaltung auf dem Gütermarkt. Auf dem Arbeitsmarkt wird mit dem Instrument des Kurzarbeitergeldes versucht, die Arbeitsplätze in bestimmten Branchen zu schützen, so beispielsweise in der Metallerzeugung und -bearbeitung (vgl. Bundesagentur für Arbeit (2009)). Daher ist anzunehmen, dass die Finanzkrise über den Weg der fehlgeleiteten wirtschaftspolitischen Maßnahmen die Zunahme der Einkommensungleichheit

befördert, da sie den Transformationsprozess verzögert.

Die Finanzkrise bietet die Chance, den Zeittrend umzukehren. Sie stellt diejenigen Industriezweige und Unternehmen bloß, welche im Markt ohne massive staatliche Unterstützung nicht mehr bestehen können. Eine Umschichtung von Kapital und Arbeit in zukunftsfähige Branchen setzt aber harte Bedingungen voraus, welche viele als unzumutbar empfinden: Erstens müssen Insolvenzen und Entlassungen in Kauf genommen werden, um potentielle Ressourcen freizusetzen. Zweitens müssen die wirtschaftlichen Rahmenbedingungen die Entstehung neuer Unternehmen und Arbeitsplätze begünstigen. Drittens müssen die Arbeitnehmer so flexibel sein, dass ihnen der Übergang in einer neue Beschäftigung auch gelingt. Dringend notwendig wären also politischer Mut, Unternehmertum und Investitionen in allgemeines Humankapital.

## 7 Zusammenfassung

In dem vorliegenden Beitrag untersuchen wir den Zusammenhang von makroökonomischen Variablen und der Einkommensungleichheit. Motiviert ist diese Arbeit dadurch, den Einfluss der Finanzkrise auf die Ungleichheit zu prognostizieren. Jedoch sind die Ergebnisse wenig ermutigend. Ein Zusammenhang zwischen der Makroökonomie und der Einkommensverteilung ist nur bedingt zu sehen. Folglich bleiben auch die Auswirkungen der Finanzkrise unsicher. Die Analyse einer Impuls-Antwort-Funktion erlauben eine vorsichtige Voraussage der Auswirkungen der Finanzkrise. Fasst man die Finanzkrise als exogenen Wachstumsschock auf, würde dies entsprechend unserer Ergebnisse aus Kapitel 5.5 *ceteris paribus* sogar zu einer Abnahme der Einkommensungleichheit führen.

Die vorliegenden Ergebnisse sind jedoch mit einigen Unsicherheiten verbunden. Jedoch liegt mit diesem Papier eine erste Untersuchung für den Zusammenhang von makroökonomischen Größen und der Einkommensungleichheit für Deutschland vor. Weiterer Forschungsbedarf in diesem Bereich und eine beständige Erweiterung der Untersuchung um neue Beobachtungszeitpunkte ist somit erforderlich.

Was den vorliegenden Untersuchungen jedoch auch entnommen werden kann, ist die Tatsache, dass der langfristige Anstieg der Ungleichheit nicht durch kurzfristige Entwicklungen zu erklären ist. Vielmehr scheint die Entwicklung einem starken Trend zu unterliegen. Folglich sollte die Finanzkrise als Möglichkeit erkannt werden, die langfristige Tendenz der ansteigenden Ungleichheit zu bekämpfen. Da als wahrscheinlichste Ursache der strukturelle Wandel auszumachen ist, gilt es die Menschen in Deutschland für diesen Wandel fit zu machen. Investitionen in Humankapital und mehr Unternehmertum könnten die richtige Antwort sein. Die Politik kann die Finanzkrise als Chance begreifen. Sie sollte diese nutzen.



# Literatur

- Autor, D. H., L. F. Katz, und M. S. Kearney (2008). Trends in u.s. wage inequality: Revising the revisionists. *Review of Economics and Statistics* 90(2), 300–323.
- Balke, N. und D. Slottje (1994). A macroeconomic model of income inequality in the united states. In J. Bergstrand, I. Cosimane, H. J. W, und R. Sheehan (Eds.), *The Changing Distribution of Income in an Open US Economy*, Contributions to Economic Analysis No. 223, pp. 243–278. Amsterdam: North-Holland.
- Beach, C. (1977). Cyclical sensitivity of aggregat incomce inequality. *Review of Economics and Statistics* 59(1), 56–66.
- Beach, C. und C. McWatters (1990). Factors behind the changes in canada’s family income distribution and the share of the middle class. *Relations Industrielles* 45(1), 118–133.
- Björklund, A. (1991). Unemployment and income distribution: Time-series evidence from sweden. *Scandinavian Journal of Economics* 93(3), 457–465.
- Blank, R. M. und A. S. Blinder (1985). Macroeconomics, income distribution, and poverty. *NBER Working Paper Series*. Working Paper No. 1567.
- Blinder, A. S. und H. Y. Esaki (1978). Macroeconomic activity and income distribution in the postwar United States. *Review of Income and Statistics* 60(4), 604–609.
- Blum, B. S. (2008). Trade, technology, and the rise of the service sector: The effects on us wage inequality. *Journal of International Economics* 74(2), 441–458.
- Bundesagentur für Arbeit (2009). Arbeitsmarktberichterstattung: Der Arbeitsmarkt in Deutschland, Kurzarbeit.
- Buse, A. (1982). The cyclical behavior of the size distribution of income in canada 1947–1978. *Candinadian Journal of Economics* 15(2), 189–204.
- Cameron, A. C. und P. K. Trivedi (2009). *Microeconometrics Using Stata*. College Station, Tx: Stata Press.
- Cook, P. und Y. Uchida (2008). Structural change, competition and income distribution. *The Quarterly Review of Economics and Finance* 48(2), 274–286.
- Cutler, D. M. und L. F. Katz (1991). Macroeconomic performance and the disadvantaged. *Brookings Papers on Economic Activity* 10(2), 1–74.
- Dickey, D. A. und W. A. Fuller (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association* 74(365), 427–431.
- Dollar, D. und A. Kraay (2003). Institutions, trade and growth: Revisiting the evidence. *Journal of Monetary Economics* 50(1), 133–162.
- Dustmann, C., J. Ludsteck, und U. Schönberg (2009). Revisiting the german wage structure. *Quarterly Journal of Economics* 124(2), 843–881.
- Easterly, W. und S. Fischer (2001). Inflation and the poor. *Journal of Money, Credit and Banking* 33(2,1), 160–178.
- Enders, W. (2004). *Applied Econometric Time Series*. Hoboken: Wiley.
- Fischer, S. und F. Modigliani (1980). Macroeconomics, income distribution, and poverty. *NBER Working Paper Series*. Working Paper No. 303.
- Flückiger, Y. und M. Zarin-Nejadan (1994). The effects of macroeconomic variables on the distribution of income – the case of switzerland. *Journal of Income Distribution* 4(1), 25–39.
- Friedman, M. (1977). Inflation and unemployment. *Journal of Political Economy* 85(3), 451–472.

- Geishecker, I. und H. Görg (2008). Winners and losers: a micro-level analysis of international outsourcing and wages. *Canadian Journal of Economics* 41(1), 243–270.
- Goos, M. und A. Manning (2007). Lousey and lovely jobs: The rising polarization of work in britain. *Review of Economics and Statistics* 89(1), 118–133.
- Granger, C. W. J. und P. Newbold (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics* 2, 111–120.
- Grossman, G. M. und E. Rossi-Hansberg (2006). The rise of offshoring: It’s not wine for cloth anymore. In F. R. B. of Kansas City (Ed.), *The New Economic Geography: Effects and Policy Implications*, pp. 59–102.
- Grossman, G. M. und E. Rossi-Hansberg (2008). Trading tasks: A simple theory of offshoring. *American Economic Review* 98(5), 1978–1997.
- Haslag, J. H. (1994). Cyclical fluctuations, macroeconomic policy, and the size distribution of income: Some preliminary evidence. *Journal of Income Distribution* 4(1), 3–23.
- Haveman, R. und J. Schwabish (2000). Has macroeconomic performance regained its antipoverty bite? *Contemporary Economic Policy* 18(4), 415–427.
- Hayes, K., D. Slottje, M. Nieswiadomy, M. Redfearn, und E. Wolf (1994). Productivity and income inequality growth rates in the united states. In J. Bergstrand, I. Cosimane, H. J. W, und R. Sheehan (Eds.), *The Changing Distribution of Income in an Open US Economy*, Contributions to Economic Analysis No. 223, pp. 299–328. Amsterdam: North-Holland.
- Jäntti, M. (1994). A more efficient estimate of the effects of macroeconomic activity on the distribution of income. *Review of Economics and Statistics* 79(2), 372–377.
- Jäntti, M. und S. P. Jenkins (2009). The impact of macroeconomic conditions on income inequality. *Journal of Economic Inequality (online first)*. DOI: <http://dx.doi.org/10.1007/s10888-009-9113-8>.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12(2–3), 231–254.
- Kuznets, S. S. (1955). Economic growth and income inequality. *American Economic Review* 34(1), 1–28.
- McDonald, J. B. (1984). Some generalized functions for the size distribution of income. *Econometrica* 52(3), 647–663.
- Mendershausen, H. (1946). *Changes in Income Distribution During the Great Depression*. New York: NBER.
- Mocan, H. N. (1999). Structural unemployment, cyclical unemployment, and income inequality. *Review of Economics and Statistics* 81(1), 122–134.
- Nelson, C. R. und C. I. Plosser (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics* 10(2), 139–162.
- Nolan, B. (1988-1989). Macroeconomic conditions and the size distribution of income: Evidence from the united kingdom. *Journal of of Post Keynesian Economics* 11(2), 196–221.
- Parker, S. C. (1998-1999). Income inequality and the business cycle: A survey of the evidence and some new results. *Journal of Post Keynesian Economics* 21(2), 201–225.
- Parker, S. C. (2000). Opening a can of worms: The pitfalls of time-series regression analyses of income inequality. *Applied Economics* 32(2), 221–230.
- Rajan, R. G. und L. Zingales (2004). *Saving Capitalism from the Capitalists: Unleashing*

- the Power of Financial Markets to Create Wealth and Spread Opportunity*. Princeton University Press.
- Rodrik, D., A. Subramanian, und F. Trebbi (2004). Institutions rule: The primacy of institutions over geography and integration in economic development. *Journal of Economic Growth* 9(2), 131–165.
- Schultz, T. P. (1969). Secular trends and cyclical behavior of income distribution in the united states: 1944-1965. In *Six Papers on the Size Distribution of Wealth and Income*, NBER Chapters, pp. 75–106. National Bureau of Economic Research, Inc.
- Singh, S. K. und G. S. Maddala (1976). A function for the size distribution of incomes. *Econometrica* 44(5), 963–970.
- Wacziarg, R. und K. Welch (2008). Trade liberalization and growth: New evidence. *World Bank Economic Review* 22, 187–231.
- Zellner, A. (1962). An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and test for aggregation bias. *Journal of the American Statistical Association* 57(298), 348–368.