

Der Einfluss von personeller Einkommensverteilung auf die „Great Depression“ und die „Great Recession“

Stefan Trappl*

Zusammenfassung

Der Einfluss gesteigener Einkommensungleichheit auf die „Great Depression“ und die „Great Recession“ wurde mehrfach postuliert (Galbraith 1954/2009; Eccles 1951; Rajan 2010; Stiglitz 2012; Piketty 2014). Konkrete empirische Arbeiten zum Zusammenhang zwischen Einkommensverteilung und dem Entstehen von Wirtschaftskrisen gibt es aber bislang wenige. Kumhof/Ranciere (2010) überprüften die von Rajan (2010) aufgestellte Hypothese, die einen entsprechenden Zusammenhang postuliert, mittels Modellrechnung. Bordo/Meissner (2012) und darauf aufbauend Gu/Huang (2014) verwendeten unterschiedliche Regressionsmodelle in Bezug auf einen entsprechenden Zusammenhang, ohne jedoch eindeutige Ergebnisse zu liefern. Die vorliegende Arbeit schließt an diese Arbeiten an, beschränkt die Untersuchung allerdings auf Staaten, für die Daten für die letzten hundert Jahre verfügbar sind, und untersucht zudem explizit die Zeiträume um die beiden größten Krisen der letzten hundert Jahre, die „Great Depression“ und die „Great Recession“. Die Auswertungen zeigen, dass die personelle Einkommensverteilung ein guter Prädiktor für die Kriseneintrittswahrscheinlichkeit ist.

Schlagwörter: Personelle Einkommensverteilung, Great Depression, Great Recession, Random-Effects-Regression

The Impact of Personal Income Distribution on the „Great Depression“ and the „Great Recession“

Abstract

Well-known economists (Galbraith 1954/2009; Eccles 1951; Rajan 2010; Stiglitz 2012; Piketty 2014) identified “growing inequality” as one of the triggers of “Great Depression” respectively “Great Recession”. However there is little empirical evidence for this hypothesis. Kumhof/Ranciere (2010) built a theoretical model where they tested the “Rajan-hypothesis”, whereby growing income-inequality eventually caused the “Great Recession”. Bordo/Meissner (2012) and Gu/Huang (2014) used regression-models to show the relationship between growing inequality and the occurrence of crises. This paper examines the link between income inequality and the occurrence of crises – especially the “Great Depression” and the “Great Recession” – using a panel dataset containing information on eight countries for the period from 1920 to 2015. With a set of Generalized Linear Random-Effects-Regressions I tested whether income inequality can be identified as a significant predictor of crises. The models support the hypothesis of a positive relationship between growing inequality and the probability of the occurrence of crises.

Key Words: Personal Income Distribution, Great Depression, Great Recession, Random-Effects-Regression

* Stefan Trappl, Department für Volkswirtschaftslehre, WU, Albrechtsberggasse 19/2/4, 1120 Wien, +43 664 / 925 46 15, stefan.trappl@aon.at. Der Autor dankt Karl Aiginger und Andreas Weigl für deren wertvolle Kommentare.

1. Einführung

In diesem Artikel wird mittels empirischer Methoden der Zusammenhang zwischen der Entwicklung der personellen Einkommensverteilung und den beiden größten Wirtschaftskrisen der letzten hundert Jahre, der „Great Depression“ (1929-1933) und der „Great Recession“ (2007-2011) untersucht. Empirische makroökonomische Untersuchungen konzentrierten sich bisher darauf, wie sich Einflussgrößen wie Geldmengen oder die aggregierte Nachfrage bzw. wie sich das Verhalten von Institutionen wie Zentralbanken oder Geschäftsbanken auf die Entstehung der Krisen auswirkten. Für die beiden zu untersuchenden Krisen wurde – wenn auch sehr allgemein – die Entwicklung der Einkommensverteilung als mögliche Ursache genannt (Galbraith 1954; Eccles 1951; Rajan 2010; Stiglitz 2012). Livingstone (2009) vergleicht beide Krisen in Hinsicht der vorherigen Entwicklung der Einkommensverteilung und argumentiert, dass die Verschiebung der Einkommensverteilung zugunsten der höheren Einkommen bzw. Profitbezieher als langfristige Ursache beider Krisen gesehen werden kann. Deflationäre Entwicklungen, die man während der „Great Depression“ nicht bekämpfte und die während der „Great Recession“ mit extremen geldpolitischen Maßnahmen bekämpft wurden, seien demnach nur Folge dieser steigenden Einkommenskonzentration. Auch der derzeit wohl bekannteste und meistdiskutierte Wirtschaftswissenschaftler im Bereich der Einkommensverteilung, Thomas Piketty, greift die Frage nach einem möglichen Zusammenhang zwischen Einkommensverteilung und den beiden großen Krisen auf (Piketty 2014: 297). Zumindest in Bezug auf die USA bezieht er, angesichts der Tatsache, dass die Top-Einkommen in der Geschichte der USA zwei Spitzenwerte aufweisen, einmal 1928 und einmal 2007, also jeweils knapp vor den großen Krisen, eindeutig Stellung: „In my view, there is absolutely no doubt that the increase of inequality in the United States contributed to nation's financial instability.“ (Piketty 2014: 297)

Aber erst seit wenigen Jahren gibt es Bestrebungen einen möglichen kausalen Zusammenhang zwischen steigender Einkommenskonzentration und Krisenentstehung mittels empirischer Methoden darzustellen. Allesamt sind sie auf der Theorie von Rajan (2010) aufgebaut, dessen Hypothese davon ausgeht, dass eine steigende Einkommenskonzentration zu einer höheren Verschuldung der unteren und mittleren Einkommenschichten führte und in weiterer Folge die Finanz- und

Wirtschaftskrise 2007/2008 mitauslöste. Schularick/Taylor (2012) zeigen tatsächlich einen statistisch höchst signifikanten kausalen Zusammenhang zwischen Kreditvolumen und Finanz- und Wirtschaftskrisen, ohne jedoch das Thema der Einkommensverteilung anzusprechen. Kumhof/Ranciere (2010) erarbeiten Modellrechnungen, die einen Zusammenhang, wie in der Rajan-Hypothese dargestellt, darlegen. Bordo/Meissner (2012) greifen die Arbeit von Schularick/Taylor (2012) auf und verbinden diese mit der Hypothese von Rajan. Es wird demnach untersucht, ob tatsächlich erst der Anstieg der Einkommenskonzentration zu steigendem Kreditvolumen führt (Bordo/Meissner 2012: 2149). In ihren Regressionen nehmen Bordo/Meissner (2012) ausschließlich Längsschnittvergleiche vor. Das heißt, obwohl ein Panel verwendet wird, das Daten zu 14 verschiedenen Staaten enthält, werden länderspezifische Entwicklungen in der statistischen Analyse nicht berücksichtigt. Mit anderen Worten: Es wird davon ausgegangen, dass die Rajan-Hypothese, die allerdings praktisch ausschließlich auf historischen Beobachtungen in den USA basiert, allgemeine Gültigkeit hat. Dies muss aber bezweifelt werden, da die Rajan-Hypothese ein sehr spezifisches Konsumverhalten voraussetzt, das in den USA beobachtet werden konnte, sich aber vom Konsumverhalten in anderen Staaten deutlich unterscheidet. Die Autoren finden dementsprechend wenig statistische Evidenz für einen Zusammenhang. Gu/Huang (2014) nehmen die Tatsache auf, dass länderspezifische Faktoren berücksichtigt werden müssen und erweitern die Arbeit methodisch dementsprechend. Gu/Huang (2014) finden dadurch sehr wohl statistisch signifikante Zusammenhänge zwischen Kreditvolumen und personeller Einkommensverteilung. In der vorliegenden Arbeit wird die personelle Einkommensverteilung direkt als Regressor für Wirtschaftskrisen herangezogen. Konkret wird also mit unterschiedlichen Regressionsmodellen untersucht, ob die Änderungsrate der personellen Einkommensverteilung einen kausalen Effekt auf die Krisenwahrscheinlichkeit hat. Diese Untersuchung wird des Weiteren in verschiedenen Formen durchgeführt: Erstens wird der Untersuchungszeitraum auf die Zeit der „Great Depression“ bzw. die Zeit der „Great Recession“ eingeschränkt. Zweitens wird eine Methode angewendet, die auch Querschnittsvergleiche zwischen den verschiedenen Ländern beinhaltet, und drittens werden Kontrollvariablen hinzugezogen, um weitere Kriseneinflussfaktoren abzudecken. Die Daten für die Analyse stammen bezüglich der Einkommensvertei-

lung aus der Alvaredo et al.-Datenbank, auf der auch die Arbeiten von Piketty (2014) basieren. Bezüglich der Krisenjahre bzw. Kontrollvariablen stammen die Daten von Schularick/Taylor (2012b). Insgesamt enthält der Datensatz Informationen zu acht Ländern über die Zeitspanne von hundert Jahren.

Die Ergebnisse der Analyse zeigen, dass steigende personelle Einkommenskonzentration signifikanten Einfluss auf die Entstehung von Finanz- und Wirtschaftskrisen hat. Über den gesamten Datensatz betrachtet liefern die Regressionen außerordentlich gute Werte. Detailliertere Auswertungen zum Vergleich zwischen den beiden zu untersuchenden Wirtschaftskrisen liefern wie erwartet nur für den angelsächsischen Raum signifikant positive Werte.

2. State of the Art zum Zusammenhang zwischen Einkommensverteilung und Wirtschaftskrisen

Wie bereits angedeutet, gibt es nur wenige Arbeiten, die sich mit dem Zusammenhang von Wirtschaftskrisen und Einkommensungleichheit generell auseinandersetzen. Moderne Forschung im Bereich der (personellen) Einkommensverteilung wird zumeist mit den Namen Anthony Atkinson – der den (erneuten) Anstoß zur Forschung im Bereich der Einkommensungleichheit lieferte – und in jüngster Vergangenheit vor allem mit Thomas Piketty verbunden (Atkinson 1997; Piketty 2014). Diese beiden Autoren sorgten – unter Mitarbeit weiterer Autoren – mit der Erstellung des „Top Income Database“ (Alvaredo et al. o. J.) zudem für die notwendige Datenbasis für jegliche moderne Forschung im Bereich der personellen Einkommensverteilung (Atkinson/Morelli 2011). Betreffend den Zusammenhang zwischen Einkommensverteilung und der Entstehung von Wirtschaftskrisen bleiben beide jedoch vage. Piketty (2014: 297) hebt zwar hervor, dass die beiden „Peaks“ in der Einkommenskonzentration in den USA einen Zusammenhang wahrscheinlich machen, liefert aber weder detaillierte theoretische Überlegungen, noch überprüft er den Zusammenhang empirisch. Atkinson/Morelli (2011) widmen sich zwar in einem umfassenden Werk dem Thema Einkommensungleichheit und Wirtschaftskrisen, ziehen aber eher vage den Schluss, dass steigende Einkommenskonzentration die Krisenwahrscheinlichkeit – auf direktem oder indirektem Weg – erhöhen könnte. Allerdings halten sie es auch für möglich, dass nur ein zeitliches Zusammentreffen von steigender Einkommenskonzentration und steigender Krisenwahrscheinlichkeit

vorliegt und beides von einem dritten, kausalen Effekt abhängt. Aiginger/Guger (2014) untersuchen den Zusammenhang zwischen Gini-Koeffizienten und der Performance während der „Great Recession“ und kommen zu dem Schluss (Aiginger/Guger 2014: 14), dass Länder mit sinkendem oder gleichbleibendem Gini besser durch die Krise kamen als jene mit steigendem.

Nähere Anknüpfungspunkte zur vorliegenden Arbeit finden sich in Christen/Morgan (2005), Schularick/Taylor (2012) sowie vor allem in Bordo/Meissner (2012) und Gu/Huang (2014). Christen/Morgan (2005) zeigten bereits vor der „Great Recession“ empirisch für die USA, dass die steigende Einkommenskonzentration zu höherer Verschuldung der privaten Haushalte führt. Konkret wollen die unteren Einkommensschichten auf Prestigeobjekte nicht verzichten. Diese können aber bei fallendem/stagnierendem Realeinkommen nur kreditfinanziert werden. In der Folge steigen primär die Konsumkredite durch steigende Einkommenskonzentration an. Debelle (2004) sieht steigende Einkommenskonzentration und steigende Kreditvolumen in vielen Industriestaaten. Ob „Prestigekäufe“ in allen Industriestaaten zunehmend kreditfinanziert werden, ist allerdings unwahrscheinlich. Kapeller/Schütz (2015) argumentieren, dass hier sozio-kulturelle Effekte eine große Rolle spielen und die Bereitschaft Prestigekäufe mittels Krediten zu finanzieren, im angelsächsischen Raum weiter verbreitet ist als etwa in Kontinentaleuropa. Dieser Punkt spielt in den hier durchgeführten Regressionen aber eine große Rolle und wird weiter unten auch noch einmal explizit angesprochen. Christen/Morgan (2005) verwenden in ihren Analysen den Gini-Koeffizienten als Ungleichheitsmaß. Aufgrund der länger zurückreichenden Datenreihen wurde in späteren Arbeiten mehrheitlich auf Top-Perzentil-Einkommensdaten zurückgegriffen, so auch in dieser Arbeit.

Schularick/Taylor (2012) greifen die Problematik steigender Kreditvolumen auf und zeigen, dass es einen Zusammenhang zwischen diesem und Finanzkrisen zwischen 1870 und 2008 gibt. Dazu verwenden sie einen 14 Länder und 1.272 Beobachtungen umfassenden Datensatz. Schularick/Taylor (2012: 1058) zeigen, dass bis in die 1930er Jahre ein relativ stabiler Zusammenhang zwischen Geldmenge und Kreditvolumen zu beobachten war, der aber spätestens nach dem Zweiten Weltkrieg verschwand. Gleichzeitig stieg nach 1945 auch die Anfälligkeit für Finanzkrisen (Schularick/Taylor 2012: 1059). In deren Artikel spielt die Einkom-

mensverteilung noch keine Rolle. Interessant ist aber, dass Bordo/Meissner (2012), sowie später Gu/Huang (2014) diesen Artikel bezüglich Daten und Methodik als Ausgangspunkt für ihre empirischen Arbeiten heranzogen. Bordo/Meissner (2012) greifen die Hypothese von Rajan (2010) auf, wonach Kreditblasen eine Antwort auf steigende Einkommenskonzentration seien: Die Bezieher geringer und mittlerer Einkommen kompensieren, unterstützt durch liberalisierte Finanzmärkte und niedriges Zinsniveau, die realen Einkommensverluste durch Kredite. Bordo/Meissner (2012) verwenden ein binäres logistisches Regressionsmodell mit Länder-Fixed-Effects und untersuchen den Zusammenhang zwischen steigender personeller Einkommenskonzentration und Krisenwahrscheinlichkeit. Die Panel-Daten entsprechen im Wesentlichen jenen von Schularick/Taylor (2012), der Zeitraum wurde jedoch auf 1920-2008 beschränkt. Bordo/Meissner (2012) untersuchen statistisch, inwieweit die steigende personelle Einkommenskonzentration das steigende Kreditvolumen, wie in Schularick/Taylor (2012) gezeigt, erklären kann. Als Ergebnis finden die beiden Autoren aber „wenig Evidenz“ für einen Zusammenhang zwischen steigendem Kreditvolumen, Finanzkrisen und steigender Einkommensungleichheit (Bordo/Meissner 2012: 2150). Wie oben bereits angedeutet, erscheint die methodische Vorgehensweise in Bordo/Meissner (2012) unzureichend. Es werden zwar Länder-Fixed-Effects in der statistischen Analyse herangezogen, allerdings können diese länderspezifische Besonderheiten nicht ausreichend abbilden. Auf diese länderspezifischen Besonderheiten wird in weiterer Folge näher eingegangen. Rajan (2010) argumentiert, mit Bezug auf die USA, dass insbesondere vor der „Great Recession“ Einkommenseinbußen durch kreditfinanzierten Konsum kompensiert wurden. Für die allgemeine Gültigkeit dieses Zusammenhanges müssen aber auf der einen Seite bestimmte sozio-kulturelle und auf der anderen Seite bestimmt institutionelle Aspekte vorhanden sein. Zu den institutionellen Aspekten: Damit Einkommenseinbußen auch tatsächlich durch kreditbasierten Konsum finanziert werden können, muss erstens ein allgemein niedriges Zinsniveau vorliegen. Dies wird in der Literatur für beide Krisen als gegeben angesehen (Peicuti 2014: 55; Taylor 2014: 65). Zweitens müssen Finanzinstitutionen Anreize haben, Kredite bereitwillig zu vergeben. Dies passierte vor der „Great Recession“ vor allem in Kombination mit der Konstruktion von verbrieften Wertpapieren wie MBS und CDS. Auch nach der „Great Depression“ wurden

Banken für ihren wenig verantwortungsvollen Umgang in der Kreditvergabe kritisiert (Galbraith 1954: 217).

Größere Unterschiede finden sich, wie oben bereits angedeutet, bei den soziokulturellen Aspekten: Wie Kapeller/Schütz (2014, 2015) darstellen, muss in einer Gesellschaft eine konsumorientierte Grundhaltung im Sinne von Veblen (1899) vorherrschen, und die unteren und mittleren Einkommensschichten müssen zudem bereit sein ihre Einkommenseinbußen, die in Folge von steigender Einkommenskonzentration stattfinden, mittels kreditfinanziertem Konsum zu kompensieren. Veblen (1899) argumentiert, dass sich Menschen über Konsum identifizieren (Geltungskonsum) und diesen auch dann hochhalten, wenn sich ihre Einkommenssituation negativ verändert. Wie Kapeller/Schütz (2015: 64f) richtig anmerken, müssen die genannten institutionellen und sozio-kulturellen Voraussetzungen zusammentreffen, damit steigende Einkommenskonzentration über den Umweg steigender aggregierter Verschuldung zu wirtschaftlichen Krisen führt. Rajan (2010) für die „Great Recession“ und Brown (1997) für die „Great Depression“ beschreiben, dass die genannten Voraussetzungen für die beiden Krisen in den USA erfüllt waren. Für andere Staaten oder Wirtschaftsblöcke gibt es aber keine empirischen Untersuchungen diesbezüglich. Es scheint aber unwahrscheinlich, dass (kreditfinanzierter) Geltungskonsum in den kontinentaleuropäischen Staaten ähnlich stark ausgeprägt ist wie im angelsächsischen Raum.

Dahingehend erscheint es unumgänglich, länderspezifische Einflüsse bei den Regressionen zu berücksichtigen. Gu/Huang (2014) greifen den Beitrag von Bordo/Meissner (2012) auf und verfeinern die Methoden dahingehend wesentlich. Nach zusätzlich durchgeführten Modelgüte-Tests (Gu/Huang 2014: 504) werden besser geeignete Regressionsmodelle verwendet: Random-Effects-Modelle sowie Mixed-Effects-Modelle liefern in Gu/Huang (2014: 508) sehr wohl signifikante Ergebnisse für die in Bordo/Meissner (2012) aufgestellten Zusammenhangshypothesen. Konkret liefern die Random-Effects-Modelle einen signifikant positiven Einfluss der Einkommenskonzentration auf das Kreditvolumen in Australien, Großbritannien und den USA, einen negativen Einfluss hingegen in Frankreich, Deutschland und Dänemark (Gu/Huang 2014: 510).

An diesem Punkt schließt die hier vorliegende Arbeit direkt an: Im Wesentlichen werden die Methoden von Schularick/Taylor (2012), Bordo/Meissner (2012) und Gu/Huang (2014) herangezogen, allerdings

wird direkt der Zusammenhang zwischen Einkommensungleichheit und Krisenwahrscheinlichkeit dargestellt. Dazu werden zunächst Random-Effects-Modelle, die auch in Gu/Huang eingesetzt werden, erstellt. Diese haben gegenüber den Fixed-Effects-Regressionen in Bordo/Meissner (2012) den Vorteil, dass länderspezifische kausale Effekte identifiziert werden können, da die Einflusskoeffizienten in Random-Effects-Modellen länderspezifisch berechnet werden. Entsprechend dem dargestellten State of the Art zum Zusammenhang von Einkommensverteilung, Kreditvolumen, Konsum und Krisenentstehung sowie den Ergebnissen von Gu/Huang (2014) wird angenommen, dass in den angelsächsischen Staaten ein Zusammenhang zwischen personeller Einkommensverteilung und Krisenentstehung gefunden werden kann.

Entsprechend der Intention dieses Artikels werden anschließend auch Modellansätze berechnet, die auf die Jahre um die „Great Depression“ und die „Great Recession“ eingeschränkt werden.

Schließlich wird der Modell-Ansatz aus dem Schularick/Taylor-Paper angewendet, um als Robustheitsanalyse einen generellen Vergleich zwischen Einkommensverteilung und Kreditvolumen als unabhängige Variable zu erstellen.

3. Daten

3.1 Datenquellen

Der für die Analyse verwendete Datensatz enthält Zeitreihen für acht Staaten im Zeitraum von 1915-2015. Die Daten stammen aus verschiedenen Quellen: Als Maß für die personelle Einkommensverteilung werden die Top-Einkommensanteile herangezogen. Der World-Top-Income-Datensatz¹ enthält dementprechende Daten. Da die personelle Einkommensverteilung der zentrale Untersuchungsgegenstand der Studie und damit die uns interessierende unabhängige Variable ist, werden nur jene Länder herangezogen, für die die Zeiträume um die beiden zu vergleichenden Krisen durch den Datensatz abgedeckt sind. Der Top-1%-Einkommensanteil ist für die USA, Kanada, Frankreich, Dänemark, Finnland, die Niederlande, Japan, Australien, Neuseeland und Südafrika vorhanden. Die beiden letztgenannten Staaten sowie Finnland fallen

¹ Online: <http://topincomes.parisschoolofeconomics.eu/> [9.7.2015]. In weiterer Folge auch zitiert/angeführt als Alvarado et al. (o. J.) und im Literaturverzeichnis.

allerdings aufgrund fehlender Daten zu allgemeinen volkswirtschaftlichen Kennzahlen aus der Untersuchung. Für Großbritannien liegen nur die Top-0,1%-Einkommensanteile vor, diesbezüglich werden diese als Kennzahl für die personelle Einkommensverteilung herangezogen. Die Richtungsentwicklung der Top-1%-Einkommensanteile und der Top-0,1%-Einkommensanteile ist fast vollkommen identisch, allerdings schwanken die Top-0,1%-Einkommensanteile stärker, daher sind die Analysen für Großbritannien gesondert zu interpretieren. Dies ist bei den Random-Effects-Regressionen ohne Probleme möglich. Bei den Regressionen mit dem Gesamtsample könnte die höhere Volatilität der Top-0,1%-Einkommensanteile für Verzerrungen sorgen. Allerdings liefern die Regressionen ohne Berücksichtigung der Daten für Großbritannien nur unwesentlich andere Ergebnisse, weshalb von einer Eliminierung der Daten abgesehen wird. Vom zeitlichen Umfang her umfasst der Datensatz alle genannten Staaten für den entscheidenden Zeitraum um die beiden Krisen, das heißt von 1920-1940 und von 1980-2015. Die Auswahl des Zeitraumes um die „Great Depression“ ergibt sich auf der einen Seite durch die Datenverfügbarkeit – etwa die Hälfte der Datensätze zur personellen Einkommensverteilung starten um 1920 – auf der anderen Seite durch den Beginn des Zweiten Weltkriegs. Wie in Abbildung 1 zu sehen, kam es während des Zweiten Weltkriegs zur größten Reduktion der Top-Einkommensanteile. Dies ist aber nicht auf ökonomische Gründe, sondern auf die Kriegsauswirkungen zurückzuführen, was hier nicht Untersuchungsgegenstand ist. Der Startzeitraum um die „Great Recession“ wurde mit 1980 gewählt. Ein noch früherer Start des Beobachtungszeitraums hätte das Datensample – mangels Datenverfügbarkeit – um zwei weitere Länder eingeschränkt. Ein späterer Start hätte den Umfang der gesamten Beobachtungspunkte unnötig gekürzt.

Ob die Entwicklung des obersten Einkommensperzentils geeignet ist, um die personelle Einkommensverteilung der gesamten Bevölkerung darzustellen, ist umstritten. Allerdings korreliert die Entwicklung des obersten Einkommensperzentils stark mit der Entwicklung des obersten Einkommensdezils, in dem zumindest 10 % der Bevölkerung abgebildet sind. Durch die Verwendung des Top-Einkommensperzentils steigt der vorhandene Datenumfang allerdings erheblich, zu keiner anderen Kennzahl zum personellen Einkommen ist ein vergleichbarer Datenumfang vorhanden. Vor allem für die Zeit um die „Great Depression“

finden sich keine Alternativen zur Verwendung des Top-Einkommensperzentils. Des Weiteren haben sich die Top-Einkommensanteile als Maß für die personelle Einkommensverteilung in den letzten Jahren, nicht zuletzt durch die Arbeiten von Piketty (2014), weitgehend etabliert und werden auch in vergleichbaren Studien als Maß für die personelle Einkommensverteilung herangezogen (Bordo/Meissner 2012; Gu/Huang 2014).

Als abhängige Variable wurde für die Analyse „Krise ja/nein“ gewählt. Diese Variable ist binär codiert, es wird also nur unterschieden, ob eine Finanz- oder Wirtschaftskrise zu beobachten war oder nicht. Die Stärke, aber auch die Dauer der Krise wird damit nicht berücksichtigt. Dies hat zum einen (in Bezug auf die Dauer) statistische Gründe, die weiter unten beschrieben sind, zum anderen zeigen bereits die deskriptiven Statistiken, dass sich die beiden zu untersuchenden Krisen in Stärke und Dauer wesentlich voneinander unterscheiden, was aber wohl eher auf wirtschaftspolitische Maßnahmen zu Krisenbeginn als auf die ursprünglichen Krisenentstehungsgründe zurückzuführen ist. Bei der Auswahl der Krisenjahre wurde Schularick/Taylor (2012b) gefolgt, es wurden nur jene Jahre als Krise codiert, in denen die Krisenerscheinungen begonnen haben (inklusive Finanzkrisen). Das heißt, es wurde jeweils nur das erste Krisenjahr als solches codiert. Der Grund liegt darin, dass andernfalls die Regressionsmodelle nicht nur die erwünschten kausalen Effekte, die zum Ausbruch der Krise geführt haben, erfassen, sondern auch Effekte, die während Wirtschaftskrisen entstehen. Dies wäre aber insbesondere in Bezug auf den Einfluss der personellen Einkommensverteilung auf Krisenentstehung unerwünscht, da sich die personelle Einkommensverteilung während der Krisen grundlegend anders entwickelte als vor den Krisen. So wurde zum Beispiel der allgemeine Anstieg der personellen Einkommenskonzentration durch das Auftreten der „Great Recession“ zumindest kurzfristig gestoppt bzw. unterbrochen.

Die Kontrollvariablen „langfristiger realer Zinssatz“, die „reale Geldmenge“, die weitgehend der Definition von M_2 bzw. M_3 entspricht (Schularick/Taylor 2012: 1033), der „Anteil der Investitionen am BIP“ sowie die „realen Kredite“ werden aus Schularick/Taylor (2012b) übernommen. Des Weiteren werden auch die Daten zum „Konsumentenpreisindex“ sowie zum „realen BIP“ aus diesem Datensatz übernommen.

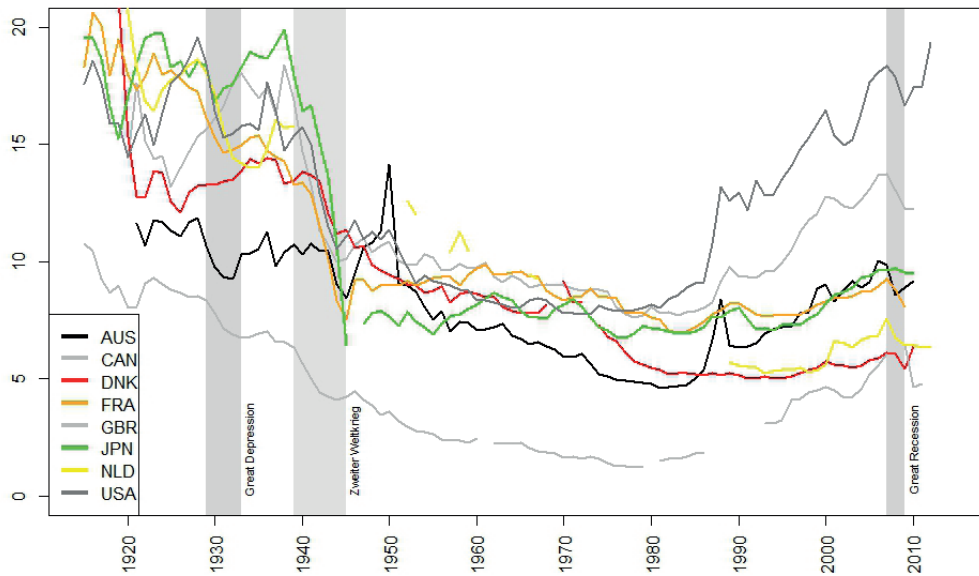
Da der Ausgangsdatsatz nur bis in das Jahr 2008 reicht, werden die darüber hinausgehenden Daten zum „langfristigen realen Zinssatz“ sowie zum „Konsumen-

tenpreisindex“ und zum „BIP“ (bis 2015) aus der AMECO-Datenbank bezogen. Daten zur Geldmenge M_3 sowie zum Anteil der Investitionen am BIP wurden aus der OECD-Datenbank bezogen. In die Analysen gehen insgesamt 696 Beobachtungen der genannten Variablen ein. Die im nächsten Kapitel dargestellten Bereinigungen sind in dieser Zahl bereits inbegriffen. Die endgültig berücksichtigten Beobachtungen schwanken in den verschiedenen Regressionen durch vereinzelt fehlende Werte.

3.2 Datenaufbereitung

Konkret gehen jeweils die relativen Änderungsraten der Variablen in die Regressionen ein. Die Variablen für die Kredite und die Geldmenge wurden zudem in reale Werte transformiert. Als unabhängige Variable geht zum einen die interessierende Variable – die personelle Einkommensverteilung – als jährliche Veränderung der Top-1%-Einkommensanteile („ D_{top} “ = $\Delta \ln(\text{Top})$) ein. Zum anderen gehen die Kontrollvariablen mit den jährlichen Änderungsraten der realen Kredite („ $D_{realeKredite}$ “ = $\Delta \ln(\text{Kredite}/\text{CPI})$), der jährlichen Änderungsrate des Anteils der Investitionen am BIP („ D_{iy} “ = $\Delta \ln(iy)$) und der Änderungsrate des langfristigen Zinssatzes („ d_{lrate} “ = $\Delta \ln(lrate)$) in die Regression ein. Zunächst wurden diese vier Variablen auf mögliche Ausreißer untersucht. Bei der Bestimmung der Ausreißer wurde der statistischen Konvention gefolgt, dass Werte außerhalb zweier Standardabweichungen als Ausreißer klassifiziert werden. Diese Werte wurden danach auf ökonomische Plausibilität geprüft, ausgeschlossen wurden nur Werte, die aufgrund von Messfehlern auftraten. Tatsächlich fanden sich in der interessierenden Variablen „ D_{top} “ zwanzig Änderungsraten im Datensatz, die als Ausreißer eingestuft wurden und ökonomisch nicht erklärt werden konnten: Es werden die Jahre um den Ersten (1914-1919) und um den Zweiten Weltkrieg (1939-1947) ausgeschlossen, da die größten Änderungsraten hier kriegsbedingt sind. In Australien wurde im Jahr 1987 ein Gesetz beschlossen, das die Kapitalgewinnbesteuerung änderte, dies führte zu Steueroptimierungsmaßnahmen, und diese hatten laut Atkinson/Leigh (2007: 313) Einfluss auf die Top-Einkommensanteile. Die Jahre 1987, 1988 und 1989 wurden daher entfernt. Für Großbritannien wurden bis inklusive 1995 „Supertax“-Daten verwendet, danach Micro-Daten (Atkinson 2007: 91), daher wurde das Jahr 1996 ausgeschlossen. In Dänemark brach das Top-1%-Einkommen auch in den

Abbildung 1: Entwicklung der Top-1%-Einkommensanteile in ausgewählten Ländern



Quelle: Eigene Darstellung. Daten: World-Top-Income-Datensatz

Jahren 1920 und 1921, wohl aufgrund der Spätfolgen des Ersten Weltkrieges, noch stark ein. Das Gleiche gilt für Kanada, wo im Jahr 1921 die Top-1%-Einkommen um 20 % gestiegen, im Jahr darauf aber wieder um den gleichen Prozentsatz gefallen sein sollen. In den USA führte der „Tax Reform Act“ von 1986 zu einem starken Anstieg des Top-1%-Einkommensanteils (Piketty/Saez 2007: 148), der dementsprechende Wert wurde aus den Daten entfernt. In den Niederlanden führte eine Reform des Steuersystems (Salverda/Atkinson 2007: 431) zu einem Ausreißer im Jahr 2001, der entfernt wurde.

Bei den Kontrollvariablen wurde ebenso auf Ausreißer kontrolliert, hier wurden allerdings nur sehr wenige Werte eliminiert, da die extremen Werte nicht auf Erhebungsfehler oder Änderungen bei den Erhebungsmethoden zurückzuführen sind und ökonomisch als realistisch einzustufen sind. Der Cook-Test, ob die statistischen Ausreißer-Werte, die im Datensatz enthalten bleiben, einen außerordentlichen Einfluss auf die Regressionsergebnisse haben, verlief negativ, daher spricht aus statistischer Sicht nichts dagegen, diese Extremwerte in die Auswertung miteinzubeziehen.

3.3 Deskriptive Statistiken

Die nach den Datenbereinigungen entstehenden Dichteverteilungen der unabhängigen Variablen zeigen eine weitgehende Anpassung an die Normalverteilung. An den Verteilungsrändern treten allerdings zu starke

Wölbungen auf („Fat Tails“). Die Verteilungen sind eher leptokurtisch als normal. Dies ist aber bei ökonomischen Variablen fast immer zu beobachten, weshalb auf eine weitere Transformation verzichtet wird. Für die Anwendung der Regressionsmodelle ist die Abweichung von der Normalverteilung kein Problem, da die Verteilungen zumindest weitgehend symmetrisch verlaufen. Die Fat Tails führen aber dazu, dass die Modelle die Häufigkeit des Auftretens von Extremwerten tendenziell unterschätzen.

An dieser Stelle wird auch die Entwicklung der interessierenden Variable, der Top-1%-Einkommensanteile, im Beobachtungszeitraum von 1915 bis 2015 dargestellt. Auffällig ist in Abbildung 1, dass die personelle Einkommenskonzentration in der ersten Hälfte des 20. Jahrhunderts in allen Ländern deutlich stärker ausgeprägt war als in der zweiten Hälfte. Die Grafik zeigt im Wesentlichen für alle Länder einen U-förmigen Verlauf, der in den angloamerikanischen Ländern USA, Kanada und Großbritannien am deutlichsten zu erkennen ist. Für Großbritannien sind auch hier die Top-0,1%-Einkommensanteile und nicht die Top-1%-Einkommensanteile abgebildet. Der stärkste Rückgang der Einkommenskonzentration fand während des Zweiten Weltkriegs statt. Betrachtet man die Zeiten um die beiden hier zu vergleichenden Krisen, fällt auf, dass vor der „Great Recession“ die Einkommenskonzentration in allen Ländern gestiegen ist, überall aber noch deutlich unter dem jeweilig beobachteten Höchstwert blieb. Die Ausnahme bilden hier die USA.

Wie in Piketty (2014: 297) angeführt, gibt es in den USA jeweils vor den großen Krisen einen Peak, nämlich 1928 und 2007. Vor der „Great Depression“ ist die Entwicklung in den verschiedenen Ländern uneinheitlich.

4. Methodik und Durchführung der Analyse

In den Kapiteln 4.1 und 4.2 wird neben der interessierenden Variable, der personellen Einkommensverteilung, eine Batterie von Kontrollvariablen in die Regressionsmodelle aufgenommen. Es wird die Fünf-Jahres-Änderungsrate der verschiedenen Variablen herangezogen. Das heißt, es wird die relative Änderung der Regressoren von $t=0$ auf $t=5$ und in der Folge deren Wirkung auf $t=6$ untersucht. Mit anderen Worten: Es wird ausschließlich die Änderung von Jahr 0 auf Jahr 5 betrachtet, die Schwankungen innerhalb dieser fünf Jahre bleiben unberücksichtigt. Des Weiteren werden hier logistische Regressionsmodelle mit Fixed-Effects, sowie nach statistischer Überprüfung auf Eignung, auch Random-Effects-Modelle herangezogen.

Als Robustheitsanalyse wird in Kapitel 4.3 die Methodik von Schularick/Taylor (2012) angewendet. Als einziger Unterschied wurde die Methode auf einen anderen Datensatz bezogen. Schularick/Taylor (2012) bedienen sich OLS-Regressionen sowie logistischer Regressionen mit Länder-Fixed Effects. Als unabhängige Variablen verwendeten die beiden Autoren hierbei die relative Änderung des realen Kreditvolumens zwischen $t=0$ und $t=1$. Diese Änderungsrate wurde in einer Fünf-Jahres-Lag-Struktur verwendet, womit sich insgesamt fünf unabhängige Variablen ergeben. Auch dieser Konvention wurde im hier vorliegenden Artikel gefolgt. Das heißt, es wurde untersucht, wie sich die relative Änderung des Regressors von $t=0$ auf $t=1$ in den darauffolgenden Jahren $t=2,3,4,5,6$ auf die Krisenwahrscheinlichkeit auswirkte. Als binäre abhängige Variable wurde „Krise ja/nein“ verwendet. Wie weiter unten dargestellt, erscheint die Verwendung von Länder-Fixed-Effects für einige Auswertungen unzureichend.

Die oben besprochene Literatur sowie die deskriptive Betrachtung der Entwicklung der Top-Einkommensanteile in Abbildung 1 weisen darauf hin, dass nicht nur die absoluten Werte, sondern auch die Einflussrichtung der personellen Einkommensverteilung auf die Krisenwahrscheinlichkeit in den verschiedenen Ländern unterschiedlich ist. Daher wird als Erweiterung des Fixed-Effects-Modells ein Random-Effects-Modell verwendet, das neben Random-Intercepts (Konstanten) auch Random-Slopes (länderspezifische

Regressionskoeffizienten) berücksichtigt. Ob diese Vorgehensweise auch aufgrund statistischer Ergebnisse empfehlenswert ist, wird bei den jeweiligen Modellen mittels Hausman-Test überprüft. Querschnittsvergleiche zwischen den einzelnen untersuchten Ländern sind jedenfalls nur bei Anwendung der Random-Effects-Modelle möglich. Für Paneldaten, wie hier vorliegend, erscheint es jedenfalls sinnvoll und notwendig, die Anwendung von Random-Effects anstatt von Fixed-Effects zumindest anzudenken und mittels statistischem Verfahren zu überprüfen. Auch die oben bereits beschriebene Arbeit von Bordo/Meissner (2012) wurde von Gu/Huang (2014) dahingehend kritisiert und gleichzeitig entsprechend um Random-Effects-Modelle erweitert. Als Limitation muss allerdings angeführt werden, dass Random-Effects-Modelle eine höhere Anzahl von Beobachtungen verlangen. Dies führt bei einigen hier durchgeführten Modellen, vor allem bei den Krisenvergleichen, wohl dazu, dass die Teststärke leidet und nur große Effekte statistisch signifikant festgestellt werden können.

4.1 Auswertungen mit Kontrollvariablen

Als erster Untersuchungsansatz werden Regressionsmodelle durchgeführt, die die personelle Einkommensverteilung in Form der oben diskutierten Variablen „Dtop“ als interessierende Variable und daneben eine Batterie von Kontrollvariablen beinhalten. Es wird deren Einfluss auf die abhängige Variable „Krisenwahrscheinlichkeit“ gemessen, die als binäre Variable „Krise ja/nein“ in die Regression eingeht.

Die Auswahl der Kontrollvariablen erfolgte zunächst nach theoretischen Aspekten. Das heißt, es wurden vor allem Variable herangezogen, denen in der Literatur ein Einfluss auf die Entstehung von Wirtschaftskrisen zugesprochen wird.

Ein weitverbreiteter Strang geht davon aus, dass die Geldmenge bzw. die Geldmengensteuerung zumindest bei der Entstehung der „Great Depression“ von entscheidender Bedeutung war. Vor allem durch das Werk von Friedman/Schwartz (1963) erlangte diese Theorie weite Verbreitung. Dementsprechend sollten die Geldmenge sowie/oder der eng damit verknüpfte Zinssatz als Kontrollvariablen herangezogen werden. Auch Vertreter der Österreichischen Schule machten die Geldpolitik für die „Great Depression“ verantwortlich. Allerdings sahen sie die kausalen Zusammenhänge grundsätzlich anders als die Monetaristen. Während Friedman/Schwartz (1963) meinten, die Fed

verabsäumte es während der „Great Depression“, die Geldmenge auszuweiten, sodass es zu einer Deflation kam, argumentierte Rothbard (2000: 85), dass die Geldmengenausweitung der Fed in den 1920er Jahren einen Kreditboom auslöste und damit die Grundlage für die „Great Depression“ schuf. Eine Theorie, die in ähnlicher Form – wenn auch von Vertretern abweichender ökonomischer Schulen – auch für die „Great Recession“ wieder aufgegriffen und diskutiert wurde (Rajan 2010). Die Österreichische Schule hielt die Geldpolitik auch während der „Great Depression“ noch für zu expansiv. Der Grund für die unterschiedliche Auffassung zur Auswirkung der Geldmenge auf die „Great Depression“ von Monetaristen und Österreichischer Schule liegt in den unterschiedlichen Kennzahlen, die für die Geldmenge herangezogen wurden. Während die Monetaristen die Geldmengenaggregate (Mo bis M₃) analysierten, die tatsächlich während der „Great Depression“ sanken, betrachteten die Vertreter der Österreichischen Schule die Geldbasis, die erheblich ausgeweitet wurde.

Die wohl bekannteste und am breitesten akzeptierte Krisenerklärungstheorie geht auf Keynes (1936) zurück. Demnach ist die „Great Depression“ nachfrageseitig zu erklären und eine Konsumkrise. Das Sinken der Zinssätze führt, entgegen den Annahmen der Klassischen Ökonomie, nicht zu erhöhten Investitionsausgaben, da die langfristigen Ertragsersparungen der Unternehmer niedrig waren und Investitionen trotz niedriger Zinsen ausblieben. Demnach wäre die Krise auf einen zu geringen aggregierten Konsum während der Krise sowie Überinvestitionen vor der Krise zurückzuführen. Für unsere Analyse macht es daher Sinn, den Konsum- und/oder Investitionsanteil am BIP als Kontrollvariable zu berücksichtigen. Da der Investitionsanteil am BIP – im Gegensatz zum Konsumanteil – verfügbar ist, wird diese Kontrollvariable ins Modell aufgenommen.

Eine weitere Theorie zur Krisenerklärung geht von einem zu hohen Gesamt-Verschuldungsgrad in der Ökonomie aus. Fisher (1930) betrachtete bereits im Hinblick auf die „Great Depression“ einen entsprechenden Zusammenhang zwischen der Krise und dem Gesamt-Verschuldungsgrad. Demzufolge forderten viele Banken zu Beginn der „Great Depression“ von ihren Gläubigern zusätzliche Sicherheiten oder vorzeitige Rückzahlung der Kredite. Erst dadurch, dass diese nicht geleistet werden konnten, entwickelte sich aus der Rezession die „Great Depression“. Eine sehr ähnliche Krisenerklärung liefert Rajan (2010) für die

„Great Recession“. Seine Theorie sieht aber auch eine Verbindung mit der wachsenden personellen Einkommensungleichheit, die laut Rajan die langfristig niedrigen Zinsraten sowie in weiterer Folge die hohen Gesamt-Verschuldungsgrade erklären. Der Zusammenhang zwischen „Credit-Booms“ und Krisen wurde von Schularick/Taylor (2012) empirisch untersucht, wobei hier hohe empirische Evidenz für einen kausalen Zusammenhang gefunden wurde. In diesem Beitrag wird der Anteil der Kredite am BIP als Kontrollvariable ebenfalls aufgenommen.

Weitere Variable wären mit Sicherheit von Interesse, zum Beispiel die Entwicklung der staatlichen Ausgaben bzw. der staatlichen Verschuldungsgrade. Diesbezüglich sind aber erstens nur unzureichend Daten vorhanden und zweitens große Verzerrungen gegeben, da die Definition von Defizitwerten, zum Beispiel durch Auslagerungen, im Zeitablauf und in den verschiedenen Staaten, variieren.

Bordo/Meissner (2012) verwenden in einer bezüglich der Methodik ähnlichen Studie die Entwicklung des BIP als weitere unabhängige Variable. Davon wird hier abgesehen. Zum einen erscheint dies deshalb nicht sinnvoll, da die abhängige Variable „Krise“ als Rückgang des BIP definiert ist, das heißt, ein klarer Zusammenhang ist schon definitionsgemäß zu erwarten, allerdings liefert dieser Zusammenhang keinen zusätzlichen Erklärungswert. Zum anderen korreliert das BIP stark mit den anderen unabhängigen Variablen. Wirtschaftspolitische Maßnahmen werden schließlich primär aufgrund der Entwicklung des BIP vorgenommen, dadurch kann hier von Multikollinearität ausgegangen werden. Diese Ansicht folgt der Argumentation von Gu/Huang (2014: 508), die sich dabei explizit auf die Arbeit von Bordo/Meissner (2012) beziehen und ebenfalls ein Weglassen des BIP als unabhängige Variable empfehlen.

Der zweite Aspekt bei der Auswahl der Kontrollvariablen ist von statistischer Natur. Auch zwischen den anderen angesprochenen Variablen könnte es zu hohen Korrelationswerten und somit zum Problem der Multikollinearität kommen: Die Änderungsrate der Kredite und die Änderungsrate der Geldmenge weisen einen Korrelationswert von 0,54 auf. Da die Variable für die Geldmenge bei den Regressionen zu statistischen Problemen führt und die „passende“ Variable – Geldmengenaggregate vs. Geldbasis – auch in der Literatur umstritten ist, wird diese nicht als Kontrollvariable berücksichtigt.

In die Regressionen gehen somit die Variablen für die personelle Einkommensverteilung (Dtop5) als

Tabelle 1: Vorhersage der Krisen mittels EK-Ungleichheit und Kontrollvar.

Modell	1	2	3	4
Methode	OLS	OLS	Logit	Logit
Fixed Effects	keine	Länder	keine	Länder
Lag5 $\Delta \ln$ (Top)	0,1260** (0,0599)	0,1495** (0,0620)	4,3798** (2,0282)	4,7223** (2,1761)
Lag5 $\Delta \ln$ (iy)	0,0052 (0,0250)	0,0006 (0,0252)	0,4813 (1,1206)	0,7221 (1,4682)
Lag5 $\Delta \ln$ (ltrate)	0,0068 (0,0261)	0,0069 (0,0269)	0,1527 (1,0653)	0,3299 (1,1438)
Lag5 $\Delta \ln$ (Kredite/CPI)	0,0415 (0,0311)	0,0477 (0,0317)	1,9041 (1,2611)	2,5156* (1,4954)
Beobachtungen	490	490	490	490
Anzahl Länder	8	8	8	8
Modell-Fitt	2,073	2,693	8,35	16,55
p-Wert	0,083*	0,030**	0,080*	0,122
Fixed-Effects-Einflusst†	-	1,027	-	8,203
p-Wert	-	0,000***	-	0,004***
R2 bzw. Pseudo-R2†††	0,009	0,021	0,078	0,153

Signifikanz-Niveaus: * 10%-Level, ** 5%-Level, *** 1%-Level

†: OLS: F-Statistik, Logit: Chi²-Likelihood-Ratio-Test

††: OLS: F-Statistik, Logit: Chi²-Likelihood-Ratio-Test

†††: R²: Adjusted-R², Pseudo-R²: Nagelkerkes-R²

eigentlich interessierende Variable sowie das Kreditvolumen (DrealeKredite5), der Anteil der Investitionen am BIP (Diy5) und der langfristige Zinssatz (Dltrate5) als Kontrollvariable ein. Die abhängige Variable bleibt in allen durchzuführenden Regressionen unverändert (Krise ja/nein). Die oben beschriebene Auswahl des Fünf-Jahres-Lags der unabhängigen Variablen ist zwar zweifelsohne in gewissem Maße willkürlich, allerdings wird damit der Konvention in Schularick/Taylor (2012) und Bordo/Meissner (2012) gefolgt. Da zumindest die interessierende Variable, wohl aber auch die Kontrollvariablen, einen eher langfristigen Einfluss auf die Krisenentstehung haben, erscheint es sinnvoller, die Änderungsraten über mehrere Jahre zu berücksichtigen. Die formale Betrachtung lautet damit wie folgt:

OLS-Regression:

$$p_{it} = \beta_{0i} + \beta_1 (L_5) \Delta \ln(\text{Top}_{it}) + \beta_2 (L_5) \Delta \ln(X_{it}) + FE_i + \varepsilon_{it}$$

Logistische Regression:

$$\text{logit}(p_{it}) = \beta_{0i} + \beta_1 (L_5) \Delta \ln(\text{Top}_{it}) + \beta_2 (L_5) \Delta \ln(X_{it}) + FE_i + \varepsilon_{it}$$

Als unabhängige Variable von Interesse wird die 5-Jahres-Änderungsrate des 1%-Einkommensanteils ($(L_5) \Delta \ln(\text{Top}_{it})$), als Variable für die personelle Einkom-

mensverteilung herangezogen. Diese Variable wird im Text auch als „Dtop“ bezeichnet. Logit (p_{it}) bezeichnet die logarithmierten Odds Ratios $\ln(p_{it}/(1-p_{it}))$, deren Berechnung aufgrund der binären Codierung der abhängigen Variable notwendig ist. Der Term $\beta_2 (L_5) \Delta \ln(X_{it})$ zeigt die Berücksichtigung der beschriebenen Kontrollvariablen, hier zusammengefasst in Vektor X_{it} . Der Term FE_i bezeichnet die Länder-Fixed-Effects, die allerdings nur in Modell 2 und 4 berücksichtigt wurden. Aufgrund der binären Codierung der abhängigen Variablen scheinen die beiden logistischen Regressionsmodelle besser geeignet, mögliche kausale Zusammenhänge darzustellen. Die Aufnahme von Jahr-Fixed-Effects erscheint nicht sinnvoll, da man beobachten kann, dass Wirtschaftskrisen häufig weltweit zeitgleich auftreten, insbesondere die beiden hier zu untersuchenden Krisen traten weltweit weitgehend im selben Zeitraum auf. Dies bedeutet, dass die Jahr-Fixed-Effects zwar erwartungsgemäß hochsignifikante Ergebnisse liefern, diese aber nicht sinnvoll interpretiert werden können. Dies wird auch von Schularick/Taylor (2012: 1044) beschrieben, wobei diese Autoren dennoch Jahr-Fixed-Effects berücksichtigen, darauf wird hier verzichtet. Das mächtigste Modell ist demnach die binäre logistische Regression mit Länder-Fixed-Effects. Dieses ist in Tabelle 1 als Modell 4 dargestellt.

Die Auswertungen für die OLS-Regressionen und die logistischen Regressionen in Tabelle 1 zeigen den überraschend klaren Zusammenhang zwischen Krisenwahrscheinlichkeit und unserer Variable von Interesse, der personellen Einkommensverteilung. In unserem Ausgangsmodell 4 ist diese Variable die einzige, die auf dem 5%-Niveau signifikante Werte liefert. Daneben sind nur die Kredite tendenziell signifikant. Die beiden anderen Kontrollvariablen haben keinen signifikanten Einfluss auf die Kriseneintrittswahrscheinlichkeit. Eine Standardabweichung für unsere Variable von Interesse beträgt ungefähr 15 % (0,1480). Eine Veränderung dieser Variable im Ausmaß einer Standardabweichung erhöht die Krisenwahrscheinlichkeit nach Umrechnung der Odds in Wahrscheinlichkeitswert demnach um den Faktor $e^{0,15 \cdot 4,72} = 2,01$, was einer Verdoppelung der Krisenwahrscheinlichkeit gleichkommt. Hier werden allerdings die Fünf-Jahres-Perioden betrachtet. Die Miteinbeziehung von Länder-Fixed-Effects verbessert das Modell laut Vergleich der Log-Likelihood-Statistiken signifikant. Der Modell-Fit ist mit einem p-Wert von 0,12 nicht signifikant. Dieser könnte durch das Miteinbeziehen weiterer Variablen wie der Geldmenge oder dem BIP deutlich erhöht werden, allerdings zuungunsten der dann entstehenden Multikollinearität. Da diese die Schätzer selbst verzerren würde, wird darauf verzichtet. Dasselbe Problem tritt beim Wert für Nagelkerkes R^2 auf. Die Fläche unter der ROC-Kurve liefert für dieses Modell hingegen den guten Wert von 0,803.

Als weiteres Modell wird neben dem Fixed Effects-Modell ein Random-Effects-Modell erstellt, das auch Querschnittvergleiche, im Sinne von unterschiedlichen Entwicklungen der Variablen in unterschiedlichen Ländern, erlaubt. Ob es sinnvoll ist, das Fixed-Effects-Modell durch ein Random-Effects-Modell zu ersetzen, wird laut Literatur (Gu/Huang 2014: 506) mittels Hausman-Test festgestellt. Die Null-Hypothese dieses Modellvergleichs lautet, dass es keine Korrelation zwischen unbeobachteten Variablen und den Einflussvariablen gibt. Wird diese nicht abgelehnt, dann eignet sich ein Random-Effects-Modell besser zur Untersuchung des vorliegenden Zusammenhangs. Zusätzlich geht man in diesem Fall von ineffizienten OLS-Schätzern aus und man sollte GLS-Schätzer anwenden. Der durchgeführte Hausman-Test ergab χ^2 -Werte von 1,502 und einen dazugehörigen p-Wert von 0,22. Das heißt, die Null-Hypothese wird beibehalten, und das Random-Effects-Modell ist besser geeignet, den zu untersuchenden Zusammenhang darzustellen. Insgesamt werden drei Random-Effects-Modelle erstellt:

Zunächst das „Null-Modell“, das nur eine Konstante enthält und nur für Vergleiche herangezogen wird, ob die einzelnen hinzugefügten Variablen eine Modellverbesserung bedeuten. Danach das „Kontroll-Modell“, bei dem die Kontrollvariablen für den Investitionsanteil am BIP (d_{i5}), der langfristige Zinssatz (d_{lrate5}) und der Anteil der realen Kredite am BIP ($d_{realeKredite5}$) als unabhängige Variable berücksichtigt werden. Erst im „Vollständigen Modell“ wird auch unsere Variable von Interesse (d_{top5}) hinzugefügt. Dadurch können Vergleiche zwischen dem „Kontroll-Modell“ und dem „Vollständigen Modell“ durchgeführt werden, die zeigen, ob die Variable „ d_{top5} “ auch im Random-Effects-Modell eine signifikante Modellverbesserung liefert und zur Erklärung der Kriseneintrittswahrscheinlichkeit geeignet ist. Da es sich beim Ausgangsmodell um eine logistische Regression handelt, wird hierfür ein Likelihood-Ratio-Test verwendet, der aussagt, welches Modell besser geeignet ist. Die Nullhypothese lautet, dass das Vergleichsmodell („Null-Modell“ bzw. „Kontroll-Modell“) keine Ergebnisse liefert, die von jenen des interessierenden Modells („Vollständiges Modell“) zu unterscheiden sind. Die Durchführung des Tests zeigt in Tabelle 2, dass diese Nullhypothese in beiden getesteten Fällen klar abgelehnt werden muss. Das heißt, das „Kontroll-Modell“ ist eine deutliche Verbesserung im Vergleich zum „Null-Modell“. Für unsere Analyse von entscheidender Bedeutung ist aber, dass auch das „Vollständige Modell“, das auch die uns interessierende Variable „ d_{top5} “ enthält, eine wesentliche Verbesserung gegenüber dem Kontrollmodell darstellt. Das bedeutet, dass diese Variable, über alle Länder hinweg betrachtet, einen höchst signifikanten Einfluss auf die Zielvariable, die Kriseneintrittswahrscheinlichkeit, hat.

Tabelle 2: LR-Test Random-Effects-Modell

Modell	Log L.	Chi2	p-Wert
Null-Modell	-107,7		
Kontroll-Modell	-68,7	77,98	0,000***
Kontroll-Modell	-68,7		
Vollst.-Modell	-57,0	23,42	0,000***

Signifikanz-Niveaus: * 10%-Level, ** 5%-Level, *** 1%-Level

Zur Interpretation der länderspezifischen Koeffizienten im Random Effects Modell: Wie Tabelle 3 zeigt, hat die Fünf-Jahres-Änderung der Top-Einkommen ($\Delta \ln(\text{Top})$) in Großbritannien und tendenziell in den USA einen signifikanten Einfluss auf die Krisenwahrscheinlichkeit. Bei der Interpretation des Ausma-

Tabelle 3: Random-Effects Modell über den gesamten Zeitraum

	Konstante	Lag5 Δ ln (Top)	Lag5 Δ ln (iy)	Lag5 Δ ln (Itrate)	Lag5 Δ ln (Kredite)
AUS	-3,8899*** (0,1360)	3,5915 (3,1565)	-0,3694 (0,3247)	1,8606 (1,6353)	-0,0072 (0,0102)
CAN	-4,1025*** (0,1821)	-1,3429 (4,2251)	0,1381 (0,4346)	-0,6957 (2,1889)	0,0027 (0,0117)
DNK	-4,1591*** (0,1875)	-2,6555 (4,3511)	0,2731 (0,4475)	-1,3757 (2,2541)	0,0051 (0,0119)
FRA	-4,2775*** (0,1458)	-5,4031 (3,3828)	0,5557 (0,3479)	-2,7990 (1,7525)	0,0109 (0,0105)
GBR	-3,5697*** (0,1289)	11,0218*** (2,9918)	-1,1336*** (0,3077)	5,7100*** (1,5499)	-0,0222** (0,0100)
JPN	-4,0563*** (0,1427)	-0,2695 (3,3125)	0,0277 (0,3407)	-0,1396 (1,7161)	0,0005 (0,0104)
NLD	-3,9318*** (0,2179)	2,6182 (5,0563)	-0,2692 (0,5201)	1,3564 (2,6194)	-0,0053 (0,0130)
USA	-3,8444*** (0,1161)	4,6473* (2,6950)	-0,4710* (0,2772)	2,4046* (1,3962)	-0,0094 (0,0097)

Signifikanz-Niveaus: * 10%-Level, ** 5%-Level, *** 1%-Level

ßes des Einflusses, also den Koeffizientenwerten, muss man bei Großbritannien vorsichtig sein, da hier anstatt des sonst verwendeten Top-1%-Einkommensanteils der Top-0,1%-Einkommensanteil verwendet wurde und dieser stärkeren Schwankungen unterworfen ist. Die inhaltliche Interpretation erfolgt äquivalent zur jener für das Fixed-Effects-Modell, da das Grundmodell die gleiche binäre logistische Regression darstellt.

Das bedeutet für die USA, dass eine Erhöhung der Variable „Dtop5“ um eine Standardabweichung (0,1363) die Krisenwahrscheinlichkeit in der betrachteten Fünf-Jahres-Periode um ca. 88 % erhöht: $e^{0,14 \cdot 4,65} = 1,8836$. Für Großbritannien würde die gleiche Auswertung ergeben: $e^{0,19 \cdot 11,02} = 8,31$, also sogar einen Anstieg um etwa 731 %. Dies ist aber wohl eine deutliche Überschätzung, die auf die Heranziehung der anderen Größenordnung bei der unabhängigen Variablen zurückzuführen ist. Die anderen Länderkoeffizienten der Variable „Dtop5“ sind nicht signifikant. Zumindest die Richtungen werden an dieser Stelle aber betrachtet: Demnach wirkt ein Anstieg der personellen Einkommenskonzentration neben Großbritannien und den USA auch in den Niederlanden und Australien positiv auf die Krisenwahrscheinlichkeit, in den vier anderen betrachteten Ländern hingegen negativ. Betrachtet man die anderen unabhängigen Variablen, so fällt auf, dass diese, mit Ausnahme Großbritanniens und teilweise der USA, keine signifikanten Einfluss auf die Krisenwahrscheinlichkeit zu haben scheinen. Der Unterschied in

den Ausprägungen der Regressionskoeffizienten ist in Tabelle 3 erkennbar.

4.2 Krisenvergleich mit Kontrollvariablen

Die vorgenommene Analyse erlaubt es, den Zusammenhang zwischen personeller Einkommensverteilung und Krisenentstehung darzustellen. Um die beiden hier zu untersuchenden Krisen zu vergleichen, werden die statistischen Tests nun auf die Zeiträume um die Krisen eingeschränkt. Dargestellt werden hier die Regressionsmodelle, die schon im letzten Kapitel angewendet wurden, wobei die OLS-Regressionen aus Darstellungsgründen weggelassen werden. Die hier dargestellten Analysen, vor allem die Random-Effects-Regressionen, leiden bezüglich Modell-Signifikanz und Koeffizienten-Signifikanz unter der kleinen Stichprobengröße. Die maximale Stichprobengröße beträgt für den Zeitraum um die „Great Depression“ (1920-1938, weil ohne Kriegsjahre) für acht Länder 152 Beobachtungen. Diese Zahl wird durch fehlende Werte auf 119 reduziert. Bei der „Great Recession“ (1980-2015) beträgt die maximale Stichprobengröße 328 Beobachtungen, auch hier wird die tatsächliche Stichprobe aufgrund fehlender aktueller Werte auf 204 reduziert. Das Problem kleiner Stichproben in Bezug auf Teststärke und Signifikanz wurde in der Literatur häufig diskutiert (Kenward/Roger 1997; Roff/Bentzen 1989). Als Resultat können, aufgrund der geringen Teststärke, nur

Tabelle 4: Vorhersage von GD und GR mit EK-Ungleichheit und Kontrollvar.

	Zeitraum			
	Great Depression		Great Recession	
Modell	3	4	3	4
Methode	Logit	Logit	Logit	Logit
Fixed Effects	keine	Länder	keine	Länder
Lag $\Delta \ln$ (Top)	4,0637 (5,4110)	4,9862 (8,8887)	3,4268 (2,6170)	2,8179 (3,2838)
Lag $\Delta \ln$ (iy)	0,5736 (2,1914)	0,4389 (3,2599)	6,0221 (4,2855)	7,6874 (4,7766)
Lag $\Delta \ln$ (ltrate)	-2,3046 (3,3267)	-0,6964 (5,2813)	1,5210 (1,3145)	1,7935 (1,4979)
Lag $\Delta \ln$ (Kredite/CPI)	5,3553 (3,3600)	6,9716 (6,4258)	1,9042 (2,0369)	2,9769 (2,7236)
Beobachtungen	119	119	205	205
Anzahl Länder	8	8	8	8
Modell-Fitt	4,92	10,13	8,62	14,76
p-Wert	0,2956	0,5191	0,071*	0,194
Fixed-Effects-Einflusst	-	5,2083	-	6,1419
p-Wert	-	0,022**	-	0,013**
R2 bzw. Pseudo-R2†††	0,193	0,389	0,136	0,230

Signifikanz-Niveaus: * 10%-Level, ** 5%-Level, *** 1%-Level

†: Chi²-Likelihood-Ratio-Test

††: Chi²

†††: R²: Adjusted-R², Pseudo-R²: Nagelkerkes-R²

sehr große Effekte signifikante Ergebnisse liefern. Bei Untersuchungen mit makroökonomischen Daten wie etwa den hier vorliegenden lassen sich die Stichproben aber nicht oder nur mit enormem Aufwand erweitern. Auch Lösungsansätze aus anderen Disziplinen, wie zum Beispiel die Durchführung von Monte-Carlo-Simulationen zum Erzeugen größerer Stichproben mit derselben Verteilung (Roff/Bentzen 1989), scheinen hier nicht zielführend. Zuverlässige Ergebnisse sollten die Tests auf Modell-Prognosefähigkeit sowie die Modellvergleiche im Random-Effects-Ansatz liefern, da diese bedeutend weniger unter dem geringen Stichprobenumfang leiden. In Tabelle 4 werden die logistischen Regressionen für die beiden Zeiträume dargestellt.

Der Einfluss der Variable für die Änderungsrate der personellen Einkommensverteilung ist zwar positiv, aber in beiden Zeiträumen, sowohl im Ausgangsmodell 3 als auch im Fixed-Effects-Modell 4, nicht signifikant. Auch die anderen Variablen liefern, wohl aufgrund der oben angesprochenen Probleme, keine signifikanten Werte. Der Modell-Fit ist dementsprechend ebenso nicht signifikant. Nagelkerkes R², das als

Gütemaß für den Regressionsansatz interpretiert wird, liefert für die Fixed-Effects-Modelle akzeptable Werte (>0,2), nahe an guten Werten (>0,4).

Sehr gute Werte liefern die Statistiken für die Flächen unter den beiden ROC-Kurven für die Fixed-Effects-Modelle. Für die „Great Depression“ wurde ein AUROC-Wert von 0,925 und für die „Great Recession“ ein Wert von 0,838 ermittelt. Wobei ab Werten über 0,9 von sehr guten Werten gesprochen werden kann; der Wert 0,838 entspricht einem guten Wert. Insgesamt bestätigen die Statistiken die Annahmen, dass die Regressionsmodelle zwar eine gute Anpassung zeigen, die Effekte der einzelnen Regressoren im Hinblick auf die geringe Stichprobe aber zu gering sind, um als signifikant identifiziert werden zu können.

Auch zum Krisenvergleich wurde wieder das Random-Effects-Modell berechnet:

$$\text{logit}(p_{it}) = \beta_{0i} + b_0 + b_1 (L_5) \Delta \ln(\text{Top}_{it}) + b_2 (L_5) \Delta \ln(X_{it}) + \varepsilon_{it}$$

Es werden hier die Kontrollvariablen (L₅) $\Delta \ln(X_{it})$ in Form der Fünf-Jahres-Änderungen betrachtet (L₅). In den Tabellen 5 und 6 werden die Koeffizienten für die Random-Effects-Modelle dargestellt. Zunächst

Tabelle 5: Random-Effects-Modell für den Zeitraum der Great Depression

	Konstante	Lag5 Δ In (Top)	Lag5 Δ In (iy)	Lag5 Δ In (Itrate)	Lag5 Δ In (Kredite)
AUS	-0,1038 (2,8818)	-0,1037 (21,6785)	0,0032 (0,6740)	-0,0649 (13,5949)	-0,0208 (4,2326)
CAN	-0,0344 (2,5812)	-0,2584 (19,4174)	0,0080 (0,6038)	-0,1619 (12,1776)	-0,0496 (3,8039)
DNK	3,3818*** (0,7178)	25,4398*** (5,3998)	-0,7904*** (0,1693)	15,9488*** (3,4047)	4,9152*** (1,2217)
FRA	-3,8575*** (0,8673)	-29,0188*** (6,5247)	0,9016*** (0,2047)	-18,2085*** (4,0629)	-5,4937*** (1,6119)
GBR	-0,0010 (2,6736)	-0,0079 (20,1127)	0,0002 (0,6254)	-0,0047 (12,6134)	-0,0028 (3,9337)
JPN	-0,1168 (2,6347)	-0,8784 (19,8199)	0,0273 (0,6163)	-0,5507 (12,4298)	-0,1692 (3,8804)
NLD	0,0386 (2,7862)	0,2901 (20,9595)	-0,0090 (0,6570)	0,1820 (13,1446)	-0,0560 (4,0926)
USA	3,0099*** (0,7746)	22,6426*** (5,8269)	-0,7037* (0,1820)	14,1845*** (3,6780)	4,4295*** (1,2858)

Signifikanz-Niveaus: * 10%-Level, ** 5%-Level, *** 1%-Level

Tabelle 6: Random-Effects-Modell für den Zeitraum der Great Recession

	Konstante	Lag5 Δ In (Top)	Lag5 Δ In (iy)	Lag5 Δ In (Zins)	Lag Δ In (Kred.)
AUS	-5,2932*** 0,4516	4,1617** 1,9017	-1,6383 7,7960	2,3504** 1,0969	17,5423** 7,1785
CAN	-4,3141*** 1,1125	0,0333 4,6888	0,6501 9,5097	0,1345 2,4972	0,2571 19,1509
DNK	-3,3732*** 0,6501	-3,9237 2,7418	11,7169* 6,6703	-0,4127 1,8318	-14,5809 11,4656
FRA	-3,463*** 0,9206	-3,5451 3,8811	13,7392* 8,0167	0,2073 2,3476	-12,4841 16,1381
GBR	-6,1935*** 0,5440	7,9583*** 2,2974	-2,7964 7,2493	4,5574** 2,0461	33,6236*** 10,0603
JPN	-3,104*** 0,7923	-5,0609 3,3373	13,1497 8,1306	-0,8519 1,4433	-19,0712 13,1790
NLD	-2,7989* 1,4516	-6,3480 6,1181	10,8339 10,8044	-2,0957 3,2595	-25,1066 25,1730
USA	-6,8597*** 0,8102	10,7622*** 3,4166	-7,6879 8,2386	5,4959** 2,2185	44,8322*** 14,2104

Signifikanz-Niveaus: * 10%-Level, ** 5%-Level, *** 1%-Level

Tabelle 7: LR-Test Random-Effects-Modell

Modell	Great Depression			Great Recession		
	Log L.	Chi2	p-Wert	Log L.	Chi2	p-Wert
Null-Modell	-28,4			-64,6		
Kontroll-Modell	-17,7	21,40	0,000***	-41,2	46,88	0,000***
Kontroll-Modell	-17,7	12,21	0,000***	-41,2	12,68	0,000***
Vollst.-Modell	-11,6			-34,8		

Signifikanz-Niveaus: * 10%-Level, ** 5%-Level, *** 1%-Level

wurde erneut ein Hausman-Test durchgeführt, der für beide Zeiträume Random-Effects-Modelle anstatt von Fixed-Effects-Modellen empfiehlt. Bei der Interpretation der länderspezifischen Koeffizienten sind für die „Great Depression“ (Tabelle 5) die Koeffizienten für die USA, Dänemark und Frankreich signifikant, für die anderen Staaten sind Interpretationen demnach nicht zulässig. In Bezug auf die USA und Dänemark ist auffällig, dass die Änderungsrate der personellen Einkommensverteilung einen höchst signifikanten positiven Einfluss auf die Krisenwahrscheinlichkeit hat. Für Frankreich ist der Zusammenhang ebenfalls höchst signifikant, allerdings negativ. Richtungsmäßig bestätigen die Modelle die deskriptiven Ergebnisse weitgehend. Der höchst signifikante negative Einfluss in Frankreich erscheint paradox, kann aber zum Teil durch historische Entwicklungen erklärt werden. Frankreich erlebte in den 1920er Jahren eine stark inflationäre Phase. Piketty (2003: 1019f.) argumentiert, dass diese Inflation wie eine Steuer auf Kapitalerträge wirkte und vor allem Besitzer von Anleihen sowie von Immobilien und Grund und Boden traf. Der dadurch sinkende Einkommensanteil des obersten Perzentils verursacht den statistisch negativen Zusammenhang in Tabelle 5. Durch eine ähnliche Entwicklung lässt sich der positive signifikante Einfluss für Dänemark erklären. Hier kam es nach dem Ersten Weltkrieg bis Mitte der 1920er Jahre zu einem enormen Fall der Einkommenskonzentration aufgrund wirtschaftspolitischer Entwicklungen, die nur in Dänemark stattgefunden hatten (Atkinson/Sogaard 2013: 13).² Ab Mitte der 1920er Jahre kam es zu einer Gegenentwicklung in der Einkommenskonzentration, wobei diese deutlich geringer ausfiel als der Rückgang zuvor. Durch die 5-Jahres-Lag-Struktur in der Regression wird diese Entwicklung dennoch als signifikant positiver Einfluss steigender Einkommenskonzentration auf die Krisenwahrscheinlichkeit ausgewiesen.

² Vor und während des Ersten Weltkriegs stieg die personelle Einkommenskonzentration in Dänemark rasch an. 1911 wurde ein Fünf-Jahres-Kollektivvertrag vereinbart, der die Nominallöhne bis 1916 festlegte. Zu Beginn des Ersten Weltkriegs verzichtete die dänische Regierung auf Preisfestsetzungen und Rationierungen. Dadurch kam es zu steigender Inflation und in weiterer Folge zu einem Einbruch der Reallöhne. Erst nach dem Ersten Weltkrieg wurden diese Fehlentwicklungen aufgehoben. Die Reallöhne stiegen an, und damit sank auch die personelle Einkommenskonzentration auf Vorkriegsniveau.

In Bezug auf die „Great Recession“ zeigt Tabelle 6, dass das Regressionsmodell für Australien, Großbritannien und die USA positive signifikante Werte auf dem 5 %- bzw. 1°%-Level liefert. Dieses Resultat ist konsistent mit der Arbeit von Tridico (2012), in der dargelegt wird, dass Einkommenskonzentration und „Finanzialisierung“ – das heißt der Anteil des Finanzsektors am gesamten BIP – in angelsächsischen Staaten stärker ausgeprägt ist als in Kontinentaleuropa. Auffällig ist aber auch, dass für die gleichen Staaten die Kontrollvariable für reale Kredite signifikant ist. Das heißt aber auch, dass der Anstieg der personellen Einkommensverteilung nicht, wie in der Rajan-Hypothese angenommen, über den Umweg der steigenden Kreditmenge positiv auf die Krisenwahrscheinlichkeit wirkt, außer die Struktur innerhalb des Kreditvolumens verschob sich von Investitionskrediten in Richtung Konsumkredite, wie von Christen/Morgan (2005) beschrieben (siehe oben). Dies kann aber mit den vorhandenen Daten nicht statistisch geprüft werden. Alternativ könnte die steigende Einkommenskonzentration über einen anderen Faktor auf die Krisenwahrscheinlichkeit wirken. Denkbar wäre eine Wirkung über die angesprochene „Finanzialisierung“. Eine statistische Überprüfung eines solchen Zusammenhangs muss aber mangels Datenverfügbarkeit und Ausrichtung der Arbeit der Folgeforschung überlassen werden.

Der auch für die beiden Teilstichproben durchgeführte Likelihood-Ratio-Test – dargestellt in Tabelle 7 – zum Vergleich der unterschiedlichen Modelle („Null-Modell“ bzw. „Kontroll-Modell“ bzw. „Vollständiges Modell“) liefert erneut das Ergebnis, dass das „Vollständige Modell“, und damit die Einbeziehung der Änderungsrate der personellen Einkommensverteilung (Dtp_5) als unabhängige Variable, eine wesentliche Verbesserung gegenüber dem Kontrollmodell, das nur die Kontrollvariablen beinhaltet, ist. Dies gilt sowohl für die „Great Depression“-Stichprobe wie für die „Great Recession“-Stichprobe.

4.3 Robustheitsanalyse mit Fünf-Jahres-Lag-Struktur

Der letzte Auswertungsansatz folgt der Methodik von Schularick/Taylor (2012). Dieser wird als Robustheitscheck des Zusammenhangs zwischen personeller Einkommensverteilung und Krisenwahrscheinlichkeit ausgeführt. Die Verwendung der gleichen Methodik wie in Schularick/Taylor (2012) erlaubt hierzu einen direkten Vergleich. Bei Schularick/Taylor (2012) wird

Tabelle 8: Vorhersage von Krisen mittels Einkommensungleichheit

Modell	1	2	3	4
Methode	OLS	OLS	Logit	Logit
Fixed Effects	keine	Länder	keine	Länder
Lag1 $\Delta \ln$ (Top)	-0,0047 (0,1477)	0,0199 (0,1458)	1,4360 (2,8879)	1,2423 (3,4090)
Lag2 $\Delta \ln$ (Top)	0,3901*** (0,1463)	0,4214*** (0,1443)	10,2882*** (3,9967)	13,2070*** (4,6012)
Lag3 $\Delta \ln$ (Top)	0,0738 (0,1389)	0,1235 (0,1370)	2,1056 (3,9147)	2,5943 (4,3539)
Lag4 $\Delta \ln$ (Top)	0,1250 (0,1355)	0,1912 (0,1338)	4,7633 (4,0076)	5,8960 (4,3612)
Lag5 $\Delta \ln$ (Top)	0,1296 (0,1304)	0,2043 (0,1294)	5,4246 (4,0682)	6,5791 (4,2196)
Kum. Lag.-Koeff.	0,7137** (0,2789)	0,9604*** (0,2851)	24,0178*** (7,6647)	29,5187*** (8,8206)
Beobachtungen	558	558	558	558
Anzahl Länder	8	8	8	8
Modell-Fitt	2,091*	3,207***	12,88**	21,22**
p-Wert	0,0650	0,0001	0,0246	0,0472
Fixed-Effects-Einfluss††	-	1,719**	-	8,343
p-Wert	-	0,0397	-	1
R2 bzw. Pseudo-R2†††	0,009	0,049	0,086	0,140

Signifikanz-Niveaus: * 10%-Level, ** 5%-Level, *** 1%-Level

†: OLS: F-Statistik, Logit: Chi²-Likelihood-Ratio-Test

††: OLS: F-Statistik, Logit: Chi²-Likelihood-Ratio-Test

†††: R²: Adjusted-R², Pseudo-R²: Nagelkerkes-R²

mit der gleichen Methodik der Einfluss des Kreditvolumens auf die Krisenwahrscheinlichkeit gemessen. Ein Unterschied liegt allerdings im Beobachtungszeitraum, da für die personelle Einkommensverteilung Daten ab 1920 vorliegen, Schularick/Taylor (2012) greifen hingegen auf einen Datensatz zurück, der bis 1870 reicht. Als Regressionsmodelle werden zwei lineare Regressionen und zwei binäre logistische Regressionen durchgeführt – jeweils ohne bzw. mit Länder-Fixed-Effects. Formal betrachtet sehen die beiden Modelle wie folgt aus:

OLS-Regression:

$$p_{it} = \beta_{0i} + \beta_1 (L_{1-5}) \Delta \ln(\text{Top}_{it}) + FE_i + \varepsilon_{it}$$

Logistische Regression:

$$\text{logit}(p_{it}) = \beta_{0i} + \beta_1 (L_{1-5}) \Delta \ln(\text{Top}_{it}) + FE_i + \varepsilon_{it}$$

wobei (L_{1-5}) die Lag-Struktur der Jahre eins bis fünf darstellt. Als unabhängige Variable wird erneut die Änderungsrate der 1%-Einkommensanteil $\Delta \ln(\text{Top}_{it})$, als Variable für die personelle Einkommensverteilung,

herangezogen. Für die Lag-Struktur wurden fünf Lags, also fünf Jahre, gewählt. Dies erscheint deshalb sinnvoll, weil angenommen wird, dass sich die personelle Einkommensverteilung eher in der langen Frist verändert und wenn, dann eher lang-als kurzfristig Auswirkungen auf die Krisenwahrscheinlichkeit hat. Im Gegensatz zu den bisherigen Auswertungen wird allerdings auch die Veränderung der unabhängigen Variable innerhalb der fünf Jahre betrachtet, wie in Kapitel 4 beschrieben. Bei Betrachtung der Ergebnisse sieht man aber, dass im Lag zwei die größten Einfluss-Koeffizienten festgestellt werden.

Als wesentliche Erkenntnis aus den Modellen 1-4 in Tabelle 8 kann gelesen werden, dass die Fünf-Jahres-Entwicklung der personellen Einkommensverteilung ein höchst signifikanter Indikator für eine erhöhte Krisenwahrscheinlichkeit ist. In allen vier Modellen sind die kumulierten Koeffizienten auf dem 5%-Level, meist sogar auf dem 1%-Level signifikant. Auch die Werte für den Model-Fit liefern signifikante Ergebnisse, bei den aussagekräftigeren Logit-Modellen jeweils auf

dem 5%-Level. Die R^2 - bzw. die Pseudo- R^2 -Werte sind gering. Dies ist allerdings wenig überraschend: Bei den OLS-Regressionen sind die sehr geringen Werte unter anderem auf die binäre Codierung der abhängigen Variable zurückzuführen. Der Nagelkerke- R^2 -Wert für die beiden logistischen Regressionen ist zwar ebenfalls gering, allerdings ist dies darauf zurückzuführen, dass nur die personelle Einkommensverteilung als Einflussvariable herangezogen wurde. Weder ist zu erwarten, dass alleine diese Variable herangezogen werden kann, um Krisen vorherzusagen, noch ist es Ziel der Analyse, alle Faktoren, die die Krisenwahrscheinlichkeit beeinflussen, zu identifizieren. Vielmehr stellt die Analyse darauf ab zu analysieren, ob die Veränderung der personellen Einkommensverteilung neben anderen, hier nicht dargestellten Einflussfaktoren auch einen Beitrag zur Krisenerklärung leisten kann. Die Berücksichtigung von Länder-Fixed-Effects bringt bei der logistischen Regression keine Modellverbesserung.

Als weitere Gütekriterien werden für das Modell 4 die Statistiken zur richtigen Klassifikation und die „Receiver Operating Characteristic Curve (ROC)“ berechnet (Zweig 1993). Diese beiden Gütekriterien messen, inwieweit das herangezogene Modell die abhängige Variable richtig prognostizieren kann. In Bezug auf die Fähigkeit des Modells die binäre abhängige Variable zu prognostizieren, werden die Sensitivität und die Spezifität berechnet. Hierbei muss zunächst auf eine Limitation des Datensatzes eingegangen werden: Für binäre logistische Regressionen werden die besten Ergebnisse erzielt, wenn die beiden möglichen Ausprägungen der abhängigen Variable – hier eben Krise bzw. keine Krise – ungefähr gleich häufig vorkommen. Dies ist im vorliegenden Fall schon definitionsgemäß nicht der Fall. Natürlich sind Beobachtungen von „Keine Krise“ im Vergleich zu „Krise“ weit häufiger. Konkret wurden von den 558 Beobachtungen 20 als Krise definiert, das entspricht 3,58 %. Dieser große Unterschied in den Häufigkeiten der Ausprägungen erschwert die Erstellung eines guten Modells und könnte dazu führen, dass entweder Sensitivität oder Spezifität schlechte Werte annehmen. Die Wahl des Cut-Off-Points, also des Wertes, der ausschlaggebend dafür ist, ab wann eine Vorhersage als „Krise“ oder „Nicht-Krise“ einzustufen ist, beeinflusst entweder Sensitivität oder Spezifität. Im vorliegenden Fall wurde der optimale Cut-Off-Point (lr.eta) mit 0,054 statistisch ermittelt. Die Sensitivität, also der Anteil der richtig als „Nicht-Krise“ eingestuften Fälle, beträgt 70,0 %. Die Spezifität, also der Anteil der richtig als „Krise“ eingestuften Fälle

beträgt 82,2 %. Insgesamt konnten mit dem vorliegenden Modell 81,7 % aller Fälle richtig prognostiziert werden. Die Fläche unter der ROC-Kurve (AUROC) beträgt 0,796 (Standardfehler: 0,0516), gegenüber 0,5 beim reinen Zufallsmodell. In der Literatur (Müller 2005: 1081) werden AUROC-Werte zwischen 0,7 und 0,8 als „Fair“ bezeichnet, Werte zwischen 0,8 und 0,9 als „Good“. Schularick/Taylor (2012: 1045) erhalten für deren Baseline-Modell einen geringeren Wert von 0,717.

Insgesamt zeigt das Modell beeindruckend hohe Werte bezüglich der beiden Gütekriterien AUROC und Modell-Fit. Die Werte der kumulierten Koeffizienten, also der Einfluss unserer Variable für die personelle Einkommensverteilung über fünf Jahre, sind positiv – das heißt, eine höhere Einkommenskonzentration korreliert positiv mit der Krisenwahrscheinlichkeit – betragsmäßig hoch und hochsignifikant. Zur Interpretation der Einflussstärke wurden die Marginal Effects aus den Logit-Koeffizienten berechnet. Für das Modell 4 ergibt die Summe der Marginal Effects 0,5977. Das heißt, der Anstieg der Variable „Dtop“ um eine Standardabweichung erhöht die Krisenwahrscheinlichkeit um 8,84 %. Das hier dargestellte Modell betrachtet den gesamten Zeitraum von 1915-2015 im Längsschnitt, mit Ausnahme der ausgeschiedenen Kriegsjahre und fehlender Werte. Diese Robustheitsanalyse zeigt also, dass im direkten Vergleich zwischen den Einflussfaktoren Kreditvolumen und personeller Einkommensverteilung die Zweitere sogar eine etwas bessere Prognosefähigkeit aufweist.

5. Diskussion der Ergebnisse

Die Auswertungen mit Kontrollvariablen über den gesamten Beobachtungszeitraum in Kapitel 4.1 liefern zunächst das Ergebnis, dass die Änderung der personellen Einkommensverteilung der beste Regressor für Wirtschaftskrisen sei (Vergleiche Tabelle 1). Dies ist überraschend, da erwartet wurde, dass die weiteren Variablen, nämlich die Investitionen, das Zinsniveau und das Kreditvolumen, ebenfalls als Prädiktoren von Krisen geeignet sein sollten. Der Modell-Fit in der logistischen Regression mit Länder-Fixed-Effects liegt mit 0,12 knapp über gängigen Signifikanz-Niveaus, die Fläche unter der ROC-Kurve (AUROC) hingegen bescheinigt dem Modell mit 0,80 eine „gute“ Prognosefähigkeit. Das laut Hausman-Test besser geeignete Random-Effects-Modell zeigt ebenso, dass die personelle Einkommensverteilung eine Variable mit

Erklärungswert darstellt, deren Berücksichtigung das Modell hochsignifikant verbessert. In Tabelle 3 sieht man, dass die einzigen signifikanten Werte für Großbritannien und die USA gefunden wurden, wobei jeweils ein positiver Einfluss von gestiegener Einkommenskonzentration auf die Krisenwahrscheinlichkeit identifiziert wurde. Dies würde die Annahmen in der Literatur bestätigen, dass vor allem in den angelsächsischen Ländern und hier vor allem in den USA die gestiegene Ungleichheit zu Instabilitäten führte und Krisen allgemein wahrscheinlicher macht. Wie in Kapitel 2 angedeutet, wurde davon ausgegangen, dass Geltungskonsum im Sinne von Veblen (1899) in Zeiten steigender Einkommenskonzentration über Kredite finanziert wurde. Kapeller/Schütz (2015) schränken zu Recht ein, dass dieser kreditfinanzierte „Prestigekonsum“ in den angelsächsischen Ländern, nicht aber in Europa eine erklärende Rolle spielen dürfte. In Europa sind die sozio-kulturellen Gegebenheiten unterschiedlich von jenen im angelsächsischen Raum. Die Rajan-Hypothese nennt die steigende Einkommenskonzentration als Ausgleich von Kreditblasen, deren Platzen wiederum die Krisen verursacht. Diese Hypothese ist konsistent mit der Annahme, dass steigende Einkommenskonzentration zu kreditfinanzierten „Prestigekonsum“ führe und die Krisenwahrscheinlichkeit erhöhe. Durch diesen Ansatz lässt sich auch erklären, warum die Rajan-Hypothese für den angelsächsischen Raum, nicht jedoch für Europa anwendbar ist. Die hier gefundenen Ergebnisse unterstreichen diese Annahmen dahingehend, dass sowohl für den Gesamtzeitraum (vgl. Tabelle 3) als auch für die in Kapitel 4.2 untersuchten Vorkrisenzeiträume (vgl. Tabelle 5 bzw. Tabelle 6) für den angelsächsischen Raum ein positiver Zusammenhang zwischen steigender Einkommenskonzentration und Krisenwahrscheinlichkeit gefunden werden konnte. Insbesondere für die USA, wo Geltungskonsum schon in den 1920er Jahren eine Rolle gespielt haben dürfte, finden sich höchst signifikante Regressionskoeffizienten für die Einkommensverteilungsvariable. Für die Zeit vor der „Great Recession“ finden sich positive Koeffizienten diesbezüglich auch für Australien und Großbritannien. Für die europäischen Länder und Japan konnte erwartungsgemäß kein signifikanter Einfluss festgestellt werden. Auch für Kanada findet man keinen entsprechenden statistischen Zusammenhang. Diese Ergebnisse sprechen für die Gültigkeit der Rajan-Hypothese, wenn man sie auf den angelsächsischen Raum einschränkt.

Die vorliegende Analyse wirft allerdings auch einen gewichtigen Punkt auf, der gegen die Gültigkeit der Rajan-Hypothese spricht bzw. weiterer Forschung bedingt. Die Rajan-Hypothese geht davon aus, dass die steigende Einkommenskonzentration über den Umweg der Kredite eine höhere Kriseneintrittswahrscheinlichkeit verursacht. Das zentrale Ergebnis der hier durchgeführten Regressionen lautet allerdings, dass steigende Einkommenskonzentration direkt die Kriseneintrittswahrscheinlichkeit in den angelsächsischen Ländern erhöht. Die Kontrollvariable für Kredite zeigt in den Random-Effects-Regressionen über den gesamten Zeitraum (vgl. Tabelle 3) in keinem Land einen signifikant-positiven Einfluss. Die Random-Effects-Regression zur „Great Depression“ zeigt einen hochsignifikant positiven Einfluss der Kreditvariable für die USA in ähnlichem Ausmaß wie die Einkommenskonzentrationsvariable. Für die „Great Recession“ sind die Werte der angelsächsischen Länder USA, Großbritannien und Australien hochsignifikant, positiv und betragsmäßig deutlich größer als die Werte der Einkommenskonzentrationsvariablen. Steigende Einkommenskonzentration wirkt in den angelsächsischen Ländern demnach über andere, unten noch zu diskutierende Kanäle positiv auf die Krisenwahrscheinlichkeit, da die Veränderung des Kreditvolumens exogen bereits gegeben ist. Alternativ wäre es aber auch denkbar, dass sich die Zusammensetzung des Kreditvolumens verändert hat. Ein Zuwachs von Konsumkrediten bei gleichzeitigem Rückgang von Investitionskrediten ist in der hier vorhandenen Kreditvariable nicht abgebildet. Unter dieser Voraussetzung kann die Rajan-Hypothese aufrechterhalten werden.

Welche alternativen Wirkungszusammenhänge können das hier erzielte Ergebnis (steigende Einkommenskonzentration wirkt in angelsächsischen Ländern positiv auf die Krisenwahrscheinlichkeit) erklären? Stiglitz (2009: 285) argumentiert, dass die steigende Einkommensungleichheit den aggregierten Konsum verringert. Die Einkommen verlagern sich von jenen, die es ausgeben, zu jenen, die es nicht für Konsum nutzen. Diese Bezieher hoher Einkommen würden aber vorwiegend auf den Finanz- und Immobilienmärkten investieren, wodurch es hier zu Überbewertungen kommt. Die steigende Einkommenskonzentration verursacht dann über die steigende „Finanzialisierung“ die steigende Einkommensungleichheit (Freeman 2010). Wie Tridico (2012) anführt, ist die steigende „Finanzialisierung“ ebenso wie das Auftreten von kreditfinanzierten „Geltungskonsum“ ein Phänomen, das

vor allem in den angelsächsischen Ländern auftritt. Diese Hypothese ist also auch konsistent mit der Beobachtung, dass steigende Einkommenskonzentration nur in diesen Ländern signifikanten Einfluss auf die Kriseneintrittswahrscheinlichkeit hat.

Da dieser mögliche Wirkungskanal nicht zentraler Gegenstand dieser Untersuchung ist, muss dieser Ansatz in diesem Beitrag als theoretische, aber spekulative Erklärung gesehen werden, die Platz für weitere empirische Untersuchungen lässt.

Bei der Robustheitsanalyse in Kapitel 4.2 ist zunächst bemerkenswert, dass die Modell-Gütekriterien zum Teil sehr gute Werte liefern. Vor allem die AUROC-Statistiken bescheinigen dem Modell, mit Werten jeweils über 0,9, eine „exzellente“ Prognosefähigkeit. Auch die Nagelkerke-R²-Werte sind für wirtschaftswissenschaftliche Arbeiten gut. Allerdings leiden die Krisenvergleiche hier unter dem geringen Umfang an Beobachtungen. Wie in Tabelle 4 zu erkennen ist, liefern die einzelnen unabhängigen Variablen keine signifikanten Werte, auch der p-Wert für den Modell-Fit ist dementsprechend hoch. Der Random-Effects-Modellvergleich in Tabelle 7 bescheinigt den Kontrollvariablen und vor allem unserer Variable von Interesse, der personellen Einkommensverteilung, einen hochsignifikanten Einfluss. Bei den detaillierten Querschnittsvergleichen in den Tabellen⁵ und⁶ zeigen die Random-Effects-Modelle für die „Great Depression“, immerhin für die USA, Frankreich und Dänemark hochsignifikante Werte für die unabhängigen Variablen, wie in Tabelle 5 ersichtlich. Für die „Great Recession“ in Tabelle 6 ist auffällig, dass signifikante Werte ausschließlich für den angelsächsischen Bereich gefunden wurden.

Der letzte Regressionsansatz in Kapitel 4.3 analysiert den Zusammenhang zwischen personeller Einkommensverteilung und Wirtschaftskrisen allgemein über den gesamten Zeitraum von 1920-2015 und über alle berücksichtigten Länder. Damit erfolgt die Auswertung methodisch analog zu jener von Schularick/Taylor (2012), mit dem Unterschied, dass die personelle Einkommensverteilung anstatt des Kreditvolumens als unabhängige Variable herangezogen wurde. Dieser Ansatz liefert eindeutig signifikante Ergebnisse, wie in Tabelle 8 zu ersehen ist, wobei sowohl die kumulierten Koeffizienten auf dem 1%-Niveau signifikant positive Ergebnisse liefern als auch der Test für den Modell-Fit. Die „Marginal Effects“ der kumulierten Koeffizienten (Modell 4) sagen aus, dass der Anstieg der erklärenden Variablen um eine Standardabweichung die

Krisenwahrscheinlichkeit um ca. 9 % erhöhen. Auch die AUROC-Statistiken liefern mit knapp 0,8 einen „guten“ Wert, der zudem deutlich besser ist als jener in der Vergleichsstudie von Schularick/Taylor (2012: 1045). Diese Regression zeigt, dass die personelle Einkommensverteilung sehr gut als Prädiktor geeignet ist. Auch methodisch ist dieser Ansatz gut abgesichert, da er in Anlehnung an ein etabliertes Modell durchgeführt wurde. Da der Ansatz allerdings sehr allgemein gehalten wurde – er wurde weder auf die zu untersuchenden Krisen beschränkt, noch wurde zwischen den verschiedenen Krisen differenziert – ermöglicht dieser Ansatz keine zwischen den Ländern und Krisen vergleichenden Aussagen.

6. Conclusio

Aus den vorgenommenen Regressionen lassen sich drei wesentliche Schlüsse ziehen.

Erstens liefert die Betrachtung über den gesamten Zeitraum und alle Länder, wie in Kapitel 4.3 vorgenommen, einen positiven und statistisch hoch signifikanten Zusammenhang zwischen steigender Einkommenskonzentration und Krisenwahrscheinlichkeit. Sämtliche Qualitätskriterien liefern sehr gute und vor allem bessere Ergebnisse als die Vergleichsstudie von Schularick/Taylor (2012). Dieses Ergebnis ist aber nicht zentraler Untersuchungsgegenstand des vorliegenden Artikels.

Zweitens: Bei nicht nach Ländern differenzierenden Betrachtungen der Zielzeiträume vor den beiden großen Krisen (vgl. Tabelle 4) liefern die Regressionen zwar richtungsmäßig plausible Ergebnisse, nämlich solche, die mit theoretischen Ansätzen und der deskriptiven Statistik übereinstimmen, allerdings sind die Ergebnisse statistisch nicht signifikant, womit die Zulässigkeit der Interpretation eingeschränkt ist. Drittens zeigen die in weiterer Folge durchgeführten Random-Effects-Regressionen, die auch Querschnittsvergleiche zulassen, dass es notwendig ist, soziokulturelle Unterschiede zwischen den verschiedenen Volkswirtschaften zu berücksichtigen und die einzelnen Länder separat zu betrachten. Aufbauend auf den angeführten Argumenten von Veblen (1899) und Kapeller/Schütz (2014, 2015) kann man nicht davon ausgehen, dass es einen allgemeingültigen Zusammenhang zwischen steigender Einkommenskonzentration und Kriseneintrittswahrscheinlichkeit gibt. Für den angelsächsischen Wirtschaftsraum, für den in der Theorie sowohl das Auftreten von „Geltungskonsum“ als

auch zunehmende „Finanzialisierung“ (Tridico 2012) postuliert wird, liefern die Random-Effects-Regressionen einen signifikant positiven Zusammenhang zwischen zunehmender Einkommenskonzentration und Kriseneintrittswahrscheinlichkeit. Sowohl „Geltungskonsum“ als auch „Finanzialisierung“ werden in der Literatur als mögliche Kanäle postuliert, über die steigende Einkommenskonzentration krisenfördernd wirken könnte. Als Limitation muss genannt werden, dass die Regressionen, wie in Kapitel 5 diskutiert, die Rajan-Hypothese auch für den angelsächsischen Raum nur dann unterstützen, wenn man davon ausgeht, dass sich die Struktur des Kreditvolumens tatsächlich von Investitionskrediten zu Konsumkrediten verschoben hat.

Das hervorstechende Ergebnis der Random-Effects-Regressionen ist, dass für die Zeit um die „Great Depression“ steigende Einkommenskonzentration in den USA als hochsignifikanter Koeffizient identifiziert werden konnte (vgl. Tabelle 5). In Bezug auf die „Great Recession“ konnte dieser Zusammenhang auch für Großbritannien und Australien, also zwei weitere angelsächsische Länder, festgestellt werden (vgl. Tabelle 6).

Die Analysen untermauern die Annahme, dass der postulierte Zusammenhang zwischen Einkommensverteilung und der Entstehung von Wirtschaftskrisen zumindest in der führenden Wirtschaftsmacht USA, in der auch beide Krisen ihren Ausgang nahmen, eine entscheidende Rolle als Krisenauslöser gespielt haben dürfte.

Im Hinblick auf wirtschaftspolitische Empfehlungen unterstützt diese Studie die Ansicht, dass eine starke Konzentration der personellen Einkommensverteilung nicht nur sozialpolitisch unerwünscht ist, sondern auch aus wirtschaftstheoretischer Sicht zu negativen Entwicklungen führt. Die Ergebnisse zeigen, dass die Erhöhung der personellen Einkommenskonzentration zu einer erhöhten Krisenanfälligkeit der Volkswirtschaften führt, ebenso wie die Studie von Gu/Huang (2014). Für die wirtschaftspolitische Ausrichtung würde dies bedeuten, dass eine aktive Umverteilungspolitik zugunsten der niedrigen Einkommen nicht ausschließlich aus sozialpolitischen Gründen sinnvoll ist, sondern auch aus rein wirtschaftspolitischen Gründen.

Wirtschaftspolitische Implikationen alleine aus dieser Arbeit abzuleiten wäre allerdings zu ambitioniert. Sollte weiterführende Forschung einen positiven Zusammenhang zwischen steigender Einkommenskonzentration und Kriseneintrittswahrscheinlichkeit

etablieren können, wären die Implikationen allerdings eindeutig: In politischen Umverteilungsdebatten geht es heute primär um sozialpolitische Aspekte. Die ökonomische Mainstream-Ansicht, eine freie Marktwirtschaft erziele aus wirtschaftlicher Sicht das beste Ergebnis, wird noch immer nur selten infrage gestellt. Diese Arbeit soll einen kleinen Beitrag dabei leisten zu zeigen, dass es auch aus rein ökonomischen Gründen sinnvoll ist, einer zu hohen Einkommenskonzentration entgegenzusteuern.

Literatur

- Aiginger, K./Guger, A. (2014): Stylized Facts on the Interaction between Income Distribution and the Great Recession. *Research in Applied Economics*, 6 (3), 157-178.
- Alvaredo, F./Atkinson, A. B./Piketty, T./Saez, E. (o. J.): The World Income Database. Online: <http://topincomes.parisschoolofeconomics.eu/> [09.07.2015].
- Atkinson, A. B. (1997): Bringing Income Distribution in from the Cold. *The Economic Journal*, 107 (441), 297-321.
- Atkinson, A. B. (2007): The Distribution of Top Incomes in the United Kingdom 1908-2000. In: Atkinson, A. B./Piketty, T. (Hg.): *Top Incomes over the Twentieth Century*, Oxford: Oxford University Press, 82-140.
- Atkinson, A. B./Leigh, A. (2007): The Distribution of Top Incomes in Australia. In: Atkinson, A. B./Piketty, T. (Hg.): *Top Incomes over the Twentieth Century*, Oxford: Oxford University Press, 309-332.
- Atkinson, A. B./Morelli, S. (2011): Economic Crises and Inequality. *Human Development Research Paper 2011/6*.
- Atkinson, A. B./Piketty, T./Saez, E. (2011): Top Incomes in the Long Run of History. *Journal of Economic Literature*, 49 (1), 3-71.
- Atkinson, A. B./Sogaard, J. E. (2013): The long-run History of Income Inequality in Denmark: Top Incomes from 1870 to 2010. *EPRU Working Paper Series 2013/01*.
- Bordo, M. D./Meissner, C. M. (2012): Does Inequality lead to a Financial Crisis? *Journal of International Money and Finance*, 31 (8), 2147-2161.
- Christen, M./Morgan, R. M. (2005): Keeping up with the Joneses: Analyzing the Effect of Income Inequality on Consumer Borrowing. *Quantitative Marketing and Economics*, 3 (2), 145-173.
- Debelle, G. (2004): Macroeconomic Implications of Rising Household Debt. *Bank of International Settlements Working Paper 2004/153*.
- Eccles, M. S. (1951): *Beckoning Frontiers Public and Personal Recollections*. New York: Alfred A. Knopf.
- Fisher, I. (1933): The Debt-Deflation Theory of Great Depressions. *Econometrica*, 1 (4), 337-357.
- Friedman, M./Schwartz, A. J. (1963): *A Monetary History of the United States*. New Jersey: Princeton University Press.

- Freeman, R. B. (2010): It's Financialization. *International Labour Review*, 149 (2), 163-183.
- Galbraith, J. K. (1954/2009): *Der große Crash 1929: Ursachen, Verlauf, Folgen*. München: FinanzBuch-Verlag.
- Gu, X./Huang, B. (2014): Does Inequality lead to a Financial Crisis? Revisited. *Review of Development Economics*, 18 (3), 502-516.
- Kapeller, J./Schütz, B. (2014): Debt, Boom, Bust: a Theory of Minsky-Veblen Cycles. *Journal of Post-Keynesian Economics*, 36 (4), 781-814.
- Kapeller, J./Schütz, B. (2015): Conspicuous Consumption, Inequality and Debt: The Nature of Consumption-driven Profit-led Regimes. *Metroeconomica*, 6 (1), 51-70.
- Kenward, M. G./Roger, J. H. (1997): Small Sample Inference for Fixed Effects from restricted Maximum Likelihood. *Biometrics*, 53 (3), 983-997.
- Keynes, J. M. (1936/1964): *The General Theory of Employment, Interest, and Money*. New York: Harcourt, Brace & World.
- Kumhof, M./Ranciere, R. (2010): Inequality, Leverage and Crisis. *IMF Working Paper 2010/268*.
- Livingston, J. (2009): Their Great Depression and Ours. *Challenge*, 52 (3), 34-51.
- Muller, M. P./Tomlinson, G./Marrie, T. J./Tang, P./McGeer, A. M./Donald, L. (2005): Can Routine Laboratory Tests discriminate between Severe Acute Respiratory Syndrome and other Causes of Community-Acquired Pneumonia? *Clinical Infectious Diseases*, 40 (8), 1079-1086.
- Peicuti, C. (2014): The Great Depression and the Great Recession: A Comparative Analysis of their Analogies. *The European Journal of Comparative Economics*, 11 (1), 55-78.
- Piketty, T. (2014): *Capital in the Twenty-first Century*. Cambridge, MA: The Belknap Press of Harvard University Press.
- Piketty, T./Saez, E. (2007): Income and Wage Inequality in the United States 1913-2002. In: Atkinson, A. B./Piketty, T. (Hg.): *Top Incomes over the Twentieth Century*, Oxford: Oxford University Press, 141-225.
- Piketty, T. (2003): Income Inequality in France, 1901-1998. *Journal of Political Economy*, 111 (5), 1004-1042.
- Rajan, R. (2010): *Fault Lines: How Hidden Fractures still threaten the World Economy*. Princeton: Princeton University Press.
- Roff, D. A./Bentzen, P. (1989): The Statistical Analysis of Mitochondrial DNA Polymorphisms: Chi² and the Problem of Small Samples. *Molecular Biology and Evolution*, 6 (5), 539-545.
- Rothbard, M. N. (1963): *America's Great Depression*, Auburn: Mises Institute.
- Salverda, W./Atkinson, A. B. (2007): Top Incomes in the Netherlands over the Twentieth Century. In: Atkinson, A. B./Piketty, T. (Hg.): *Top Incomes over the Twentieth Century*, Oxford: Oxford University Press, 426-471.
- Schularick, M./Taylor, A. M. (2012a): Credit Booms gone bust: Monetary Policy, Leverage Cycles, and Financial Crises, 1870-2008. *American Economic Review*, 102 (2), 1029-1061.
- Schularick, M./Taylor, A. M. (2012b): Credit Booms gone bust: Monetary Policy, Leverage Cycles and Financial Crises, 1870-2008: dataset. Online: <https://www.aeaweb.org/articles.php?doi=10.1257/aer.102.2.1029> [09.07.2015].
- Stiglitz, J. E. (2012): *The Price of Inequality: How Today's Divided Society endangers our Future*. New York and London: W. W. Norton & Company.
- Taylor, J. B. (2014): The Role of Policy in the Great Recession and the Weak Recovery, *American Economic Review*, 104 (5), 61-66.
- Tridico, P. (2012): Financial Crisis and Global Imbalances: Its Labour Market Origins and the Aftermath, *Cambridge Journal of Economics*, 36 (1), 17-42.
- Veblen, T. (1899): *The Theory of the Leisure Class: An Economic Study of Institutions*. New York, Penguin Books [Nachdruck 1994].
- Zweig, M. H./Campbell, G. (1993): Receiver-operating Characteristic (ROC) Plots: A fundamental Evaluation Tool in Clinical Medicine. *Clinical Chemistry*, 39 (4), 561-577.