

Hartwig, Jochen

Working Paper

Wachstumsfolgen von Einkommensungleichheit: Theorie, empirische Evidenz und Politikempfehlungen

Chemnitz Economic Papers, No. 020

Provided in Cooperation with:

Chemnitz University of Technology, Faculty of Economics and Business Administration

Suggested Citation: Hartwig, Jochen (2018) : Wachstumsfolgen von Einkommensungleichheit: Theorie, empirische Evidenz und Politikempfehlungen, Chemnitz Economic Papers, No. 020, Chemnitz University of Technology, Faculty of Economics and Business Administration, Chemnitz

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/179434>

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.



Faculty of Economics and Business Administration



Wachstumsfolgen von Einkommensungleichheit – Theorie, empirische Evidenz und Politikempfehlungen

Jochen Hartwig

Chemnitz Economic Papers, No. 020, März 2017

Chemnitz University of Technology
Faculty of Economics and Business Administration
Thüringer Weg 7
09107 Chemnitz, Germany

Phone +49 (0)371 531 26000

Fax +49 (0371) 531 26019

<https://www.tu-chemnitz.de/wirtschaft/index.php.en>

wirtschaft@tu-chemnitz.de

Wachstumsfolgen von Einkommensungleichheit – Theorie, empirische Evidenz und Politikempfehlungen

Jochen Hartwig^{*,a,b,c}

*^a Fakultät für Wirtschaftswissenschaften,
Technische Universität Chemnitz, Deutschland*

^b KOF Swiss Economic Institute, ETH Zürich, Schweiz

*^c Hans-Böckler-Stiftung, Forum for Macroeconomics
and Macroeconomic Policies, Düsseldorf, Deutschland*

Abstract

Income inequality is “the defining challenge of our time”, former US President Barack Obama said in a speech in December 2013. Undoubtedly, the financial crisis and the sluggish recovery in its aftermath have increased the attention to rising inequality. This survey addresses the consequences of income inequality for economic growth from a theoretical and from an empirical angle. Both perspectives yield inconclusive results on whether inequality is ‘good’ or ‘bad’ for growth. This poses a problem for policymakers contemplating (e.g. tax) policies aimed at raising or lowering inequality. On the other hand, policies to promote social justice arguably do not need to pass a ‘do they increase economic growth?’ test. Some policy proposals which would reduce inequality are discussed as well.

JEL classification: E25, E61, E62, E64, O49

Keywords: Income distribution, economic growth, economic policy

* Korrespondenzadresse: Technische Universität Chemnitz, Fakultät für Wirtschaftswissenschaften, Thüringer Weg 7, 09107 Chemnitz, Deutschland. Tel.: +49 371 531 39285. E-mail: jochen.hartwig [at] wirtschaft.tu-chemnitz.de.

1 Einleitung

Vor Keynes spielte das Say'sche Gesetz, demzufolge sich jedes Angebot seine Nachfrage schafft, eine wichtige Rolle im ökonomischen Denken. Keynes jedoch wies angesichts des Zusammenbruchs der wirtschaftlichen Aktivität während der Großen Depression das Say'sche Gesetz zurück und kehrte es gewissermaßen um: Jede Nachfrage erschaffe sich ihr Angebot. Der Fokus der ökonomischen Debatte verlagerte sich damit von der Produktion zur Nachfrage und der Rolle des Staates zur Stabilisierung derselben, besonders in Krisenzeiten. Gleichzeitig ging das Interesse an der Bedeutung von Arbeits- und Investitionsanreizen zurück, während sich der Schwerpunkt ökonomischer Analysen von der Einkommensentstehung hin zur Einkommensverteilung und -umverteilung verlagerte. In den USA manifestierte sich dieser Paradigmenwechsel am deutlichsten im *Great-Society*-Programm unter der Präsidentschaft von Lyndon Johnson (1963–1969), einem großangelegten sozialpolitischen Reformprogramm mit den Hauptelementen Armutsbekämpfung, Stärkung der Rechte von Minderheiten und Ausbau des Bildungs- und Gesundheitssystems.

Im Jahr 1975 bescheinigte der Ökonom Arthur Okun, der zum Ende von Johnsons Amtszeit dessen *Council of Economic Advisers* vorgesessen hatte, dem *Great-Society*-Programm große Erfolge bei der Armutsbekämpfung.¹ Okun war ein Befürworter staatlicher Umverteilungsmaßnahmen. Ironischerweise legte sein Buch *Equality and Efficiency* (Okun 1975) jedoch den Grundstein für den bald darauf einsetzenden *Backlash* gegen eine „progressive“ Wirtschaftspolitik. Schuld daran war Okuns Hinweis auf den zwischen den wirtschaftspolitischen Zielen der Gleichheit und der Effizienz angeblich bestehenden Trade-off. Umverteilung reduziere das Aktivitätsniveau der Wirtschaft bzw. das Wirtschaftswachstum. Das war der Hebel, den die bald aus der Deckung tretenden Angebotsökonomien ansetzten, exemplarisch vertreten durch George Gilder, dessen Buch *Wealth and Poverty* (Gilder 1981) vom Verlag als „Bibel der Angebotsökonomik“ beworben wurde.² Die in diesem Buch vertretenen wirtschaftspolitischen Ideen – insbesondere Steuersenkungen und der Abbau des Sozialstaats – wurden in der Folge in den USA unter der Präsidentschaft von Ronald Reagan (1981–1989), in Großbritannien unter Margaret Thatcher

¹ “(E)conomic growth and prosperity cannot nearly account in full for the decline in the number of poor people from 40 million in 1961 to 24 million in 1969 ... Lyndon Johnson's domestic programs must have been doing something right!” (Okun 1975, S. 114).

² Hier wird die ebenfalls bereits 1981 erschienene deutsche Übersetzung benutzt.

(1979–1990), aber auch in vielen anderen Ländern umgesetzt. Sie leiteten ein, was Anthony Atkinson (2015, S. 70) als den *inequality turn* seit ca. 1980 bezeichnet hat.

Die Sichtweise, dass Umverteilung wachstumsschädlich und Ungleichheit mithin *gut* für das Wirtschaftswachstum sei, hat lange dominiert. Kapitel 2 widmet sich dem ideengeschichtlichen Hintergrund und den theoretischen Begründungen, die für einen positiven Zusammenhang zwischen einer ungleichen Einkommensverteilung und dem Wirtschaftswachstum geliefert werden. Erst in jüngster Zeit – konkret seit dem Ausbruch der als Große Rezession bezeichneten Finanz- und Wirtschaftskrise – wird der positive Zusammenhang zwischen Ungleichheit und Wirtschaftswachstum vermehrt infrage gestellt. Die seit dem *inequality turn* stark gestiegene Ungleichverteilung wurde sowohl für den Ausbruch der Krise verantwortlich gemacht als auch für die schleppende Erholung der Weltwirtschaft danach (Rajan 2010, Stiglitz 2012). Auch die Argumente, die für einen *negativen* Zusammenhang zwischen Ungleichheit und Wirtschaftswachstum sprechen, werden in Kapitel 2 diskutiert.

Vor dem Hintergrund der facettenreichen theoretischen Debatte besteht die Hoffnung, dass die Wachstumsfolgen von Einkommensungleichheit empirisch abgeklärt werden können. Seit Mitte der 1990er Jahre sind bereits Dutzende empirische Studien zu dieser Fragestellung in akademischen Zeitschriften erschienen, von denen einige in Anhang 1 tabellarisch zusammengefasst werden.³ Der Schwerpunkt von Kapitel 3, das der empirischen Evidenz gewidmet ist, soll aber weniger auf in akademischen Zeitschriften erschienene Studien gelegt werden, sondern vielmehr auf jene Analysen, die in der jüngsten Vergangenheit von den Internationalen Organisationen IMF, OECD und ILO vorgestellt worden sind. Diese Schwerpunktsetzung erfolgt aufgrund des hohen Gewichts, das solchen Studien in der öffentlichen Debatte zukommt. In Kapitel 3 werden die Ergebnisse dieser Studien dargestellt und kritisch hinterfragt.

Das letzte Kapitel ist der Wirtschaftspolitik gewidmet. Voraussetzung einer evidenzbasierten Wirtschaftspolitik ist das Vorhandensein von Evidenz. Zum Zusammenhang von Einkommensverteilung und Wirtschaftswachstum, so wird es Kapitel 3 erweisen, ist die Evidenz nicht eindeutig. Allerdings ist es sowieso nicht unproblematisch, die Reduzierung von Ungleichheit allein auf deren eventuelle wachstumsschädliche Wirkungen abzustützen.

³ Ähnliche Übersichten finden sich bei Voitchovsky (2009) und Cingano (2014, Annex 2).

Es gibt andere gute Gründe, gegen Ungleichheit vorzugehen. Kapitel 4 stellt diese Gründe und mögliche Politikmaßnahmen vor.

2 Theoretische Überlegungen zu den Wachstumsfolgen von Einkommensungleichheit

2.1 Argumente für einen positiven Einfluss von Ungleichheit auf das Wachstum

2.1.1 Okuns «leaky bucket»

Die Idee, dass ein Trade-off zwischen Effizienz und Gleichheit besteht, ist alt – wie alt, ist unbekannt.⁴ Aber es war Arthur Okun, der diese Idee fest im öffentlichen Bewusstsein verankert hat. Dabei war Okun ein *egalitarian*: Sein gesellschaftliches Ideal wäre eine komplette Gleichverteilung. Leider sei diese wegen der damit verbundenen Fehlanreize aber unmöglich:

Abstracting from the costs and the consequences, I would prefer more equality of income to less and would like complete equality best of all ... In pursuing such a goal, society would forgo any opportunity to use material rewards as incentives to production. And that would lead to inefficiencies that would be harmful to the welfare of the majority. Any insistence on carving the pie into equal slices would shrink the size of the pie. That fact poses the tradeoff between economic equality and economic efficiency. ... But that is a feature of the universe that I regret rather than enjoy. (Okun 1975, S. 45f.)

Zur Veranschaulichung des Trade-offs wählt Okun ein Gedankenexperiment. Die Regierung will mit einer Steuer für die reichsten 5 Prozent der Familien den ärmsten 20 Prozent einen Zuschuss finanzieren, aber das Geld muss mit einem undichten Eimer (*leaky bucket*) von den Reichen zu den armen Familien transportiert werden. Das Leck repräsentiert die Ineffizienz, die durch adverse Anreize und Organisationskosten entsteht (a.a.O., S. 89f.).

Okun stellt seinen Lesern die Frage, in wie großem Maße sie im Interesse der Reduzierung der Ungleichheit im genannten Beispiel zu akzeptieren bereit wären. Er selbst bekennt, dass er erst bei einem „Auslaufen“ von 60 Prozent des Geldes die Umverteilung stoppen würde (a.a.O., S. 92). Daran wird deutlich (was oft in Vergessenheit gerät, wenn in Studien der *leaky bucket* erwähnt wird), dass Okun aller Ineffizienzen zum Trotz ein Anhänger von staatlicher Umverteilung war. „The most insidious attacks on an equalization program“, schreibt er, „are those that view the discovery of any leakage as prima facie evidence against the desirability of the program“ (a.a.O., S. 129). Er hält die „Lecks“ für

⁴ Okun (1975, S. 87, Fn. 1) schreibt: „The germ of the idea can be found in Pigou; I suspect that it goes back a lot farther, but I can't trace it.“

klein und die empirische Evidenz, dass Gutverdiener ihr Arbeitsangebot wegen der aktuellen Besteuerung zurückziehen, für gering (a.a.O., S. 94). Er spricht sich sogar für ein Grundeinkommen und staatliche *employer-of-last-resort*-Programme aus (a.a.O., S. 107–110).

In seinem zwei Jahre später erschienen Aufsatz *Further Thoughts on Equality and Efficiency* (der in den Nachdruck seines Buches von 2015 aufgenommen wurde) liefert Okun eine tiefergehende ideengeschichtliche Einordnung, die im Zusammenhang mit den weiter unten vorzustellenden Ansätzen interessant ist. Zum einen widerspricht er Hayek, der in seinem Buch *Verfassung der Freiheit* dem Staat einzig und allein die Aufgabe zubilligt, Individuen vor der Ausübung von Zwang durch andere Individuen zu schützen. Laut Hayek üben Wettbewerbsmärkte keinen Zwang aus, weswegen der Staat auch keine Rolle bei der Korrektur der Primärverteilung zu spielen habe. Dazu Okun:

In Hayek's view, it is clearly appropriate for the citizens to authorize coercion by the state to keep them from killing one another: but it is wrong to empower the state to exercise coercion in order to prevent death by starvation that is imposed impersonally by the market. Our society is not impressed by that distinction, and neither am I. (a.a.O., S. 139)

Ferner äußert sich Okun kritisch zur Grenzproduktivitätstheorie der Verteilung mit ihrer Implikation, dass erhaltenes Einkommen auch „verdient“ (im Sinne von wohlverdient) ist:

(G)enerations ago the marginal productivity theory of factor pricing was invoked by some economists to demonstrate the justice of the income distribution generated by a competitive market economy ... That normative view dissolved in recognition of the enormous distinction between effort and output, of the accidental (“unmerited”) variations in the value of marginal product stemming from shifts in demand, and of the dependence of each unit's marginal product on the inputs of other units, which implies the omnipresence of joint inputs ... These considerations effectively rule out the attribution of merit or desert to the market outcome. The results of the first-round income distribution cannot be defended as fair rewards for personal contribution. (a.a.O., S. 136f.)

2.1.2 Gilders Rehabilitierung der Angebotsseite

George Gilder, ein ehemaliger Marinesoldat und Redenschreiber Richard Nixons, ist kein studierter Ökonom. Sein Buch *Wealth and Poverty* gehört jedoch zu den erfolgreichsten Wirtschaftsbüchern aller Zeiten mit einer Auflage von über einer Million Exemplaren weltweit. Das Buch ist eine Abrechnung mit den durch Johnsons *Great-Society*-Programm eingeleiteten Veränderungen der US-amerikanischen Gesellschaft. Die scheinbar so erfolgreiche Armutsbekämpfung mittels Sozialversicherungsleistungen, finanziert durch hohe

Steuern, habe die Wirtschaft gelähmt. Auf der einen Seite erzeugen Sozialversicherungen *moral hazard*. Die „moralische Gefahr“ von Versicherungen besteht darin, dass das versicherte Verhalten angereizt wird – im diesem Fall die Untätigkeit. „Die Arbeitslosenunterstützung fördert die Arbeitslosigkeit. ... Deshalb sollten alle Programme, deren moralische Gefahren ihren Nutzen übertreffen, eingeschränkt werden – am besten durch Kürzung der Auszahlungen.“ (Gilder 1981, S. 132). „Nicht aus Faulheit entscheiden sich die Armen für Freizeit, sondern weil sie dafür bezahlt werden“ (a.a.O., S. 89). Die andere Seite der Medaille sind die hohen Steuern zur Gegenfinanzierung der Sozialleistungen. Auch sie setzen Fehlanreize: „Steil progressive Steuern mögen zwar den Hauch von Gerechtigkeit verbreiten, doch sie töten bestimmt jeden Anreiz zu Arbeit, Risiko und wirtschaftlichem Erfolg“ (a.a.O., S. 196). Gilder verwendet das Konzept der Laffer-Kurve, um zu begründen, dass eine Steuersenkung die Wirtschaft so ankurbeln könne, dass das Steueraufkommen steigt (a.a.O., S. 190). Steuersenkungen und Abbau von Sozialleistungen sind folgerichtig Gilders Politikempfehlungen zur Ankurbelung des Wachstums (a.a.O., S. 62f.). Dem Wirtschaftswachstum müssen sich dabei andere Politikziele unterordnen. So warnt Gilder – wohl aus Sorge um das Wachstum – vor Zinserhöhungen zur Brechung der seinerzeit hohen Inflation (a.a.O., S. 221). Schuld an der Inflation sind seiner Meinung nach die hohen Steuern, also wären Steuersenkungen ein probateres Mittel zur Inflationsbekämpfung. Auch einen Budgetausgleich erklärt er für nachrangig: „Das Problem in den USA wie in Großbritannien ist nicht die Verschuldung, sondern die Verschwendung, nicht Deficit Spending, sondern ein Umverteilungskrieg gegen den Wohlstand, der alle ärmer macht und ironischerweise die Ungleichheit noch verstärkt“ (a.a.O., S. 255).

Ideengeschichtlich steht Gilder der österreichischen Schule (Schumpeter, Mises, Hayek) nahe. So betont er im ersten Teil des Buches die Bedeutung des Unternehmers als Garant des Fortschritts in einer unsicheren Umgebung. Überraschenderweise schließt er sich der Fundamentalkritik der meisten Angebots-theoretiker und Monetaristen an Keynes nicht an. Vielmehr rekonstruiert er im bemerkenswerten 4. Kapitel seines Buches Keynes' Theorie in einer Weise, die der sogenannten „fundamentalistischen“ Keynes-Interpretation nahekommt (Coddington 1976, Hein 2017). Denn auch Keynes betonte die Unsicherheit und die Rolle des Unternehmers. Sein im 3. Kapitel der *General Theory* entworfenes Prinzip der effektiven Nachfrage ist das Modell einer *Board-room economy*, in der Unternehmer in Kenntnis ihrer Kostensituation und in Antizipation einer erwarteten Nachfrage *alleine* über die Höhe von Produktion und Beschäftigung entscheiden, ohne dass Nachfrager darauf einen unmittelbaren Einfluss nehmen (Hartwig 2000). Deshalb schrieb Victoria Chick (1983, S. 65) zu Recht: „Effective demand is an unfortunate term, for it really refers to the output that will be *supplied*; in general there is no assurance that it will also be demanded“. Gilder erkennt damit, dass Keynes die Angebotsseite in den Fokus seiner Theorie rückte. Dass allerdings

Keynes' „Bestätigung des Vorrangs der Angebotsseite“ auf eine „neue Bestätigung des Sayschen Gesetzes“ hinauslaufe (Gilder 1981, S. 50), geht wohl an der Sache vorbei, denn für Say kreiert *jedes* Angebot seine Nachfrage. Bei Keynes gibt es hingegen nur *einen* „Punkt der effektiven Nachfrage“ (Hayes 2007), der von den (unsicheren) Nachfrageerwartungen der Unternehmer abhängt und der nicht dem Vollbeschäftigungsoutput entsprechen muss.

Für Gilder hingegen geht es darum, das Say'sche Gesetz, das „von Bürokraten und Wirtschaftsexperten ... auf den Kopf gestellt worden“ (a.a.O., S. 48) sei, zu rehabilitieren:

So bleibt der Grundgedanke des Sayschen Gesetzes unwandelbar gültig: Das Angebot erzeugt die Nachfrage. Es kann kein Überangebot an Gütern ... geben. ... Das Saysche Gesetz ... zwingt die Wirtschaftsexperten, sich zuerst mit den Motiven und Anreizen für die Produzenten zu befassen, sich von der Vorliebe für Verteilung und Nachfrage zu lösen und sich wieder den Produktionsmitteln zuzuwenden. (a.a.O., S. 56f.)

Umverteilung zerstört dagegen „die fruchtbare Energie der Ungleichheit“ (a.a.O., S. 119), und sie verschlechtert sogar die Situation der Bezieher der Sozialleistungen, da diese von den Zuwendungen abhängig werden (a.a.O., S. 23f.). „(A)lle Maßnahmen, die das Einkommen der Reichen – und damit die Investitionen – verringern, um den Armen mehr zu geben (und ihre Arbeitslust zu dämpfen), würden sich nur in sinkender Produktivität, steigender Arbeitslosigkeit und noch mehr Armut auswirken“ (a.a.O., S. 87).

2.1.3 Hayeks Freude an der Ungleichheit

Im Februar 1981 gab Friedrich August von Hayek der *Wirtschaftswoche* ein Interview zum Thema Ungleichheit.⁵ Anders als Okun, der bedauerte, dass Effizienz mit Ungleichheit erkaufte werden muss, findet Hayek: „Ungleichheit ist nicht bedauerlich, sondern höchst erfreulich“ (Hayek 1981). Er begründet dies wie folgt. Der Produktionsprozess ist nicht unabhängig vom Verteilungsprozess. In dem Moment, in dem etwas produziert wird, gehört es schon jemandem, und „(g)erade die Unterschiede in der Entlohnung sind es, die den einzelnen dazu bringen, das zu tun, was das Sozialprodukt erst entstehen lässt“ (ebda.). Ungleichheit ist also erfreulich, weil sie die Voraussetzung für Produktion und damit auch für Konsummöglichkeiten ist. Als Anhänger der Grenzproduktivitätstheorie der Verteilung folgert Hayek, dass die produktivsten Betätigungen am höchsten entlohnt werden, so dass die Ungleichheit auch dazu führt, dass die Ressourcen in die produktivsten Verwendungen gelenkt werden, ohne dass der einzelne es merkt.

Vom Begriff der „sozialen Gerechtigkeit“ hält Hayek dagegen nichts. Er ist überzeugt, dass „der größte Dienst, den ich meinen Mitmenschen erweisen kann“ darin besteht,

⁵ Vgl. zu diesem und dem nächsten Abschnitt auch Krämer (2017).

„Schriftsteller, Journalisten und Redner dazu zu bringen, sich zu schämen, diesen Begriff jemals wieder zu verwenden“ (ebda.). Denn wenn „soziale Gerechtigkeit“ Umverteilung bedeutet, dann führt dies zur Abkopplung der Entlohnung vom Grenzprodukt, was für Hayek eben gerade nicht gerecht war (vgl. dazu auch Hayek 1977).

2.1.4 Mankiws Verteidigung des „einen Prozents“

Fünfunddreißig Jahre nach Okun wurde N. Gregory Mankiw 2003 zum Vorsitzenden des *Council of Economic Advisers* berufen. Die Ansichten der beiden Ökonomen zur Grenzproduktivitätstheorie der Verteilung widersprechen sich diametral. Während Okun diese Theorie ablehnte und ihre „normative“ Interpretation, der zufolge die Entlohnung gemäß Grenzprodukt „gerecht“ sei, für überholt hielt,⁶ erlebt genau diese normative Interpretation bei Mankiw eine Renaissance.⁷ Er nennt sie die *just-deserts theory* (oder - *perspective*) und meint damit, dass jeder genau jenes Markteinkommen erhält, das er (im doppelten Wortsinn) „verdient“ (Mankiw 2013, S. 32f.). Auch das obere eine Prozent in der Einkommensverteilung, dessen Anteil am Gesamteinkommen in den USA zwischen 1973 und 2010 von 7,7 auf 17,4 Prozent angestiegen ist (vgl. a.a.O., S. 22) erhält sein Einkommen zu Recht. “My own reading of the evidence is that most of the very wealthy get that way by making substantial economic contributions ...” und “... the most natural explanation for high CEO pay is that the value of a good CEO is extraordinarily high” (a.a.O., S. 30f.). Mankiw nennt Steve Jobs, J.K. Rowling und Steven Spielberg als Beispiele für Individuen, die ihr hohes Einkommen leistungsgerecht erhielten bzw. erhalten (a.a.O., S. 21).

Mankiw erwähnt Okuns *leaky bucket* (a.a.O., S. 26f.), aber die negativen Anreiz- und Wachstumswirkungen der Umverteilung sind für ihn nicht das Entscheidende, sondern deren Ungerechtigkeit. Die Bekämpfung der Armut durch Transferzahlung hält er zwar für legitim, da diese staatliche Aktivität den Charakter eines öffentlichen Gutes habe (a.a.O., S. 33). Hohe Spitzensteuersätze aber, wie sie in den USA in den 1950er Jahren existierten, seien als ungerecht abzulehnen:

From the just-deserts perspective, such confiscatory tax rates are wrong, even ignoring any incentive effects. By this view, using the force of government to seize such a large share of the fruits of someone else’s labor is unjust, even if the taking is sanctioned by a majority of the citizenry. (a.a.O., S. 33)

⁶ “To be sure, generations ago the marginal productivity theory of factor pricing was invoked by some economists to demonstrate the justice of the income distribution generated by a competitive market economy. I know of no proponent of that view within the economics profession today (though Milton Friedman is ambivalent)” (Okun 1975, S. 136).

⁷ “I trust that these thoughts offer a vivid reminder that fundamentally normative conclusions cannot rest on positive economics alone” (Mankiw 2013, S. 33).

Da Mankiw die Erhebung von Steuern zur Korrektur von Externalitäten und Bereitstellung öffentlicher Güter für legitim hält (a.a.O., S. 32f.), stellt sich die Frage, wie hoch ein „gerechter“ Spitzensteuersatz sein darf. Diese Frage beantwortet Mankiw nicht.

2.2 Argumente für einen negativen Einfluss von Ungleichheit auf das Wachstum

Theoretische Argumente für einen negativen Einfluss der Ungleichheit auf das Wirtschaftswachstum werden seit den 1990er Jahren vorgebracht. Eine der ersten Argumentationslinien war politökonomischer Natur: die Theorie der „endogenen Fiskalpolitik“ (Bertola 1993, Alesina und Rodrik 1994, Persson und Tabellini 1994, Bénabou 1996, Perotti 1996). Die Idee dahinter ist, dass Ungleichheit die Wähler irgendwann so unzufrieden macht, dass sie „wirtschaftsfeindliche“ Politiken unterstützen, die das Investitionsklima belasten und damit dem Wirtschaftswachstum schaden. Im Extrem können politische Instabilität und soziale Unruhen entstehen, die dasselbe Resultat haben (Alesina und Perotti 1996).

Ein weiteres Argument ist, dass adverse Selektion am Finanzmarkt den ärmeren Bevölkerungsschichten den Zugang zu Krediten für Investitionen in ihr Humankapital – insbesondere Bildung, in ärmeren Ländern auch Gesundheit – erschwert oder unmöglich macht (Galor und Zeira 1993, Galor und Moav 2004). Je größer die Ungleichheit in einem Land, desto geringer ist daher dessen Humankapitalstock – mit negativen Folgen für das Wirtschaftswachstum.

Etwas umstrittener ist das Nachfrageargument. Aus keynesianischer Sicht senkt zunehmende Ungleichheit die Konsumnachfrage, wenn die Bezieher höherer Einkommen eine höhere Sparquote haben als die Bezieher niedriger Einkommen (was wahrscheinlich ist). Da der private Konsum die wichtigste Verwendungskomponente des Bruttoinlandsprodukts (BIP) ist, senkt zunehmende Ungleichheit daher das BIP-Wachstum.

Gegen dieses Argument kann eingewendet werden, dass es sich dabei um eine kurzfristige Betrachtungsweise handelt, während es beim Wirtschaftswachstum um die lange Frist und somit um Faktorangebot und -produktivität geht und nicht um die Nachfrage. So kann man das Argument sogar umdrehen: Hohe Ersparnis bedeute hohe Investitionen, damit mehr Kapitalakkumulation und langfristig ein höheres Wachstum (Kaldor 1957).⁸ Dagegen betonen Murphy *et al.* (1989), dass eine kritische Masse an Binnennachfrage Voraussetzung für das Auslösen von Entwicklungsstufen wie der Industrialisierung gewesen sei. In anderen Modellen gibt es eine optimale Einkommensverteilung mit einer kleinen Oberschicht, die Produktinnovationen motiviert, und einer breiten Mittelschicht, welche das durch Skalenerträge in der Produktion gesteigerte Produktionsvolumen absorbiert. Hohe

⁸ Im Hintergrund dieser Argumentation steht allerdings die *Loanable-funds*-Theorie, welche von Keynes zurückgewiesen wurde (Keynes 1937).

Ungleichheit führt dagegen in ein Gleichgewicht mit niedrigen Löhnen, geringem Humankapitalbestand und niedrigem Wachstum (Zweimüller 2000, Mani 2001, Matsuyama 2002, Foellmi und Zweimüller 2006).

Die Internationalen Organisationen, deren Studien im Fokus des nächsten Abschnitts stehen, sehen im konsumdämpfenden Effekt der Ungleichheit ebenfalls eine eigenständige Wachstumsbremse, neben den negativen Auswirkungen von Ungleichheit auf die Sach- und Humankapitalakkumulation.⁹ Im nächsten Abschnitt wird diese Diskussion vertieft.

Neben diesen Hauptargumenten, die für einen negativen Einfluss der Einkommensungleichheit auf das Wachstum sprechen, werden vereinzelt noch weitere Gründe genannt. So argumentieren Kumhof *et al.* (2015), dass Ungleichheit Finanzmarktinstabilitäten auslösen könne, weil die Wohlhabenden Anlagemöglichkeiten suchen, während gleichzeitig zu wenige Schuldner mit hoher Bonität vorhanden seien. Dies führe zu sinkenden Kreditstandards. *Subprime*-Kredite werden vergeben, während einkommensstarke Haushalte in *Asset backed securities* anlegen, die mit den *Subprime*-Schulden hinterlegt sind. Wird die *leverage* der Schuldner (z.B. gemessen am Verhältnis der Schulden zum Einkommen) zu hoch, kann eine Finanzkrise ausbrechen.

Weitere theoretische Begründungen für einen negativen Zusammenhang zwischen Ungleichheit und Wachstum, die anhand der entsprechenden Literatur von Voitchovsky (2009) besprochen werden, sind:

- negative Effizienzlohneffekte, weil Arbeiter im Niedriglohnsektor sich ungerecht behandelt fühlen,
- Substitution legaler durch illegale Aktivitäten sowie *Rent-seeking* und Korruption in ungleichen Gesellschaften, die zu Effizienzverlusten führen,
- weniger *social capital* (z.B. Vertrauen) und deswegen weniger Kooperation und höhere Transaktionskosten in Gesellschaften mit hoher Ungleichheit.

Zusammenfassend ist festzuhalten, dass die theoretische Literatur zu keinem eindeutigen Ergebnis hinsichtlich der Wachstumsfolgen von Einkommensungleichheit kommt. Es gibt sowohl Argumente, die einen positiven Einfluss von Ungleichheit auf das Wirtschaftswachstum nahelegen, als auch solche, die einen negativen Einfluss begründen. Kann empirische Evidenz den Zusammenhang klären? Dieser Frage widmet sich der nächste Abschnitt.

⁹ “This negative impact on growth occurs through various channels, including lowering consumption, under-investment by firms in the face of slack demand, less government revenue and less investment by low-income households in education and skills” (ILO, IMF, OECD und World Bank Group 2015, S. 2f.).

3 Empirische Evidenz der Internationalen Organisationen zum Zusammenhang zwischen Einkommensverteilung und Wirtschaftswachstum

3.1 Personelle und funktionale Einkommensverteilung: Trends und ihre Ursachen

Die empirische Forschung zum Zusammenhang zwischen Einkommensverteilung und Wirtschaftswachstum lässt sich grob in zwei Gruppen unterteilen (vgl. ILO, IMF, OECD und World Bank Group 2015, S. 3–6). Die erste Gruppe von Studien untersucht die Wachstumswirkungen von Ungleichheit in der personellen Einkommensverteilung, üblicherweise gemessen anhand des Gini-Koeffizienten.¹⁰ Hier wird zwischen den kurzfristigen Effekten von Ungleichheit auf das BIP-Wachstum und den langfristigen Effekten auf das Potenzialwachstum unterschieden, welche über Investitionen in das Humankapital vermittelt werden. Die zweite Gruppe untersucht die Wachstumswirkungen einer Veränderung der funktionalen Einkommensverteilung, gemessen an der Lohnquote. Diese Forschungsrichtung orientiert sich am sogenannten Bhaduri-Marglin-Modell (Bhaduri und Marglin 1990) und versucht, dieses empirisch zu schätzen. Auch zu den Themen Ungleichheit zwischen den Geschlechtern und Vermögensungleichheit wird aktiv empirisch geforscht. Diese Aspekte werden hier nicht näher betrachtet.¹¹

Zwischen der funktionalen und der personellen Einkommensverteilung besteht ein enger Zusammenhang. Gewinneinkommensbezieher sind in den oberen Dezilen der personellen Einkommensverteilung überrepräsentiert, so dass eine Verringerung der Lohnquote in der Regel mit einer Erhöhung des Gini-Koeffizienten – also einer höheren personellen Ungleichheit – einhergeht. Die Abbildungen 1 und 2 zeigen, dass in entwickelten Volkswirtschaften seit den 1970er Jahren genau diese Entwicklung zu beobachten war: Die Lohnquote ist gesunken und der Gini-Koeffizient gestiegen.¹²

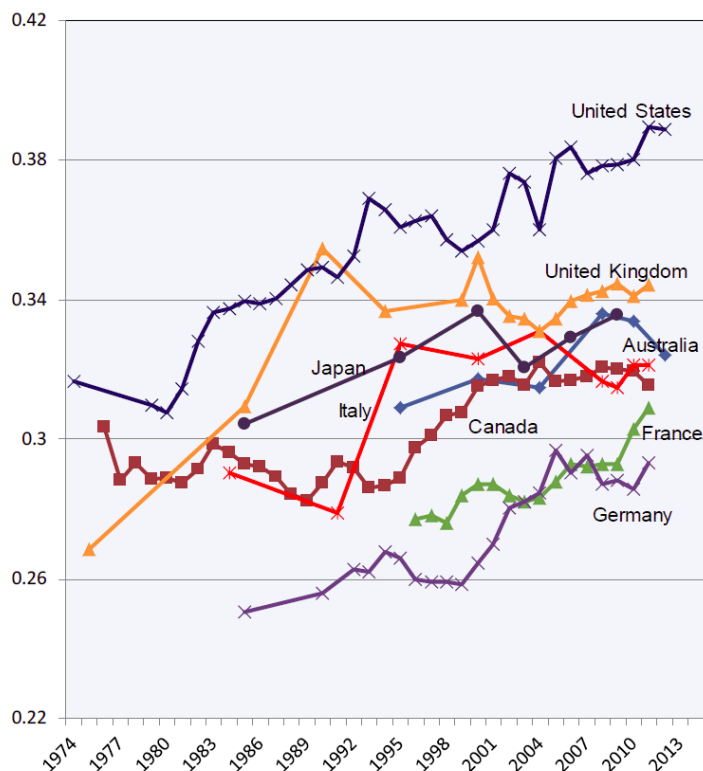
Das Absinken der Lohnquote wäre ohne Einbezug der (abhängig beschäftigten) Top-Manager (deren Lohnquote angestiegen ist), noch steiler ausgefallen. Im Schnitt der G20-Länder geht ein 1-prozentiger Rückgang der Lohnquote mit einem Anstieg des Gini-Koeffizienten der Markteinkommen (vor Steuern und Einkommenstransfers) um 0,1–0,2 Prozent einher (ILO, IMF, OECD und World Bank Group 2015, S. 13).

¹⁰ Der Gini-Koeffizient liegt zwischen Null und Eins. Ein Gini-Koeffizient von Null zeigt eine absolute Gleichverteilung der Einkommen an; ein Gini-Koeffizient von Eins hingegen besagt, dass das gesamte Einkommen einer Person bzw. einem Haushalt zufließt.

¹¹ Vgl. dazu OECD (2015), Kap. 5 und 6.

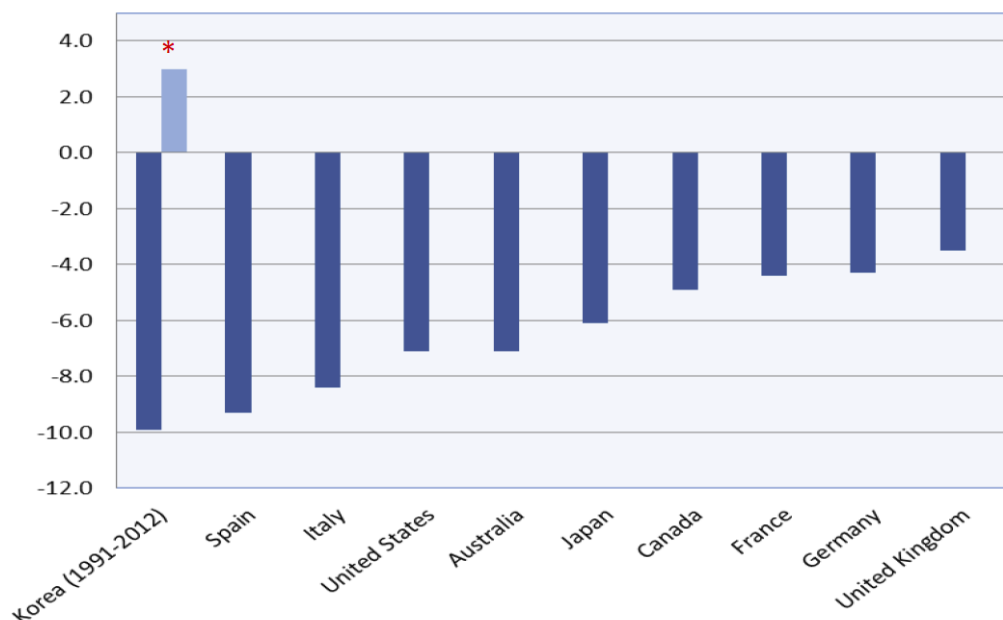
¹² In den Schwellenländern sind die Trends teilweise anders. In Lateinamerika ist die Ungleichheit beispielsweise in den vergangenen Jahren zurückgegangen (allerdings ausgehend von einem hohen Ungleichheitsniveau). Der vorliegende Beitrag konzentriert sich auf die entwickelten Volkswirtschaften. Zu den Schwellenländern, vgl. OECD (2015), Kap. 7 sowie Milanovic (2016).

Abbildung 1: Gini-Koeffizient des verfügbaren Haushaltseinkommens („Netto-Gini“) in entwickelten Volkswirtschaften



Quelle: ILO, IMF, OECD und World Bank Group (2015), S. 10.

Abbildung 2: Veränderung der Lohnquote (1970-2014) in entwickelten Volkswirtschaften



Quelle: ILO, IMF, OECD und World Bank Group (2015), S. 10. *Unadjusted labour share, d.h. exkl. Arbeitseinkommen der Selbständigen.

Welche Ursachen liegen diesen Trends zugrunde? Die Lohnquote sinkt, wenn das Wachstum der Arbeitsproduktivität das Reallohnwachstum übersteigt, aber warum war dies im

Beobachtungszeitraum in fast allen Ländern der Fall? Die Ursachen sind vielfältig und können an dieser Stelle nicht umfassend gewürdigt werden. Die Internationalen Organisationen führen den Rückgang der Lohnquote vor allem auf sich verändernde Bedingungen in der Arbeitswelt zurück (vgl. a.a.O., S. 14–22, Dabla-Norris *et al.*, S. 18–22). So hat der Anstieg der Arbeitslosigkeit und der Rückgang der Erwerbsquote – insbesondere seit der Krise – die Lohnquote gesenkt, einerseits weil die Zahl der Lohnempfänger abgenommen hat und andererseits weil die schlechte Beschäftigungslage das Lohnwachstum gedämpft hat. Auch die zunehmende Ersetzung von festangestellten Vollzeitbeschäftigten durch informelle Beschäftigte (also befristet oder unfreiwillig in Teilzeit Arbeitende), der Rückgang des gewerkschaftlichen Organisationsgrades und die Senkung oder Nichtanhebung des Mindestlohns haben dazu geführt, dass die Reallöhne kaum gestiegen sind. Und natürlich darf an dieser Stelle die Globalisierung nicht unerwähnt bleiben: Der Eintritt von Ländern mit Abermillionen billiger Arbeitskräfte in die Weltwirtschaft hat die Verhandlungsmacht der Arbeitnehmer in den entwickelten Ländern geschwächt.

Diese Faktoren wirken über die Verschiebung der funktionalen Einkommensverteilung auf die personelle Einkommensverteilung ein. Daneben sind weitere Kräfte am Werk, welche die personelle Verteilung ungleicher machen. Zum einen ist eine zunehmende Lohnspreizung zu beobachten, die ihrerseits darauf zurückgeführt werden kann, dass der technologische Wandel skill-biased ist (Acemoglu 1998, Card und DiNardo 2002). Mit anderen Worten führt der technische Fortschritt dazu, dass Fachkräfte immer gefragter werden und höhere Lohnsteigerungen erhalten, während niedrig Qualifizierte weniger benötigt werden und in der Einkommensverteilung zurückfallen. Gemäß OECD (2011) war dies der stärkste Treiber der Ungleichheit während der vergangenen 30 Jahre. Aber auch der Staat hat einen wichtigen Einfluss auf die personelle Einkommensverteilung. Dadurch, dass – den Argumenten Gilders und anderer folgend – viele Regierungen in den 1980er Jahren dazu übergegangen sind, Spitzensteuersätze zu senken und Sozialleistungen zu kürzen, ist die personelle Einkommensverteilung, gemessen am Gini-Koeffizienten des verfügbaren Haushaltseinkommens (Netto-Gini), ungleicher geworden.

3.2 IMF und OECD zu den Wachstumsfolgen zunehmender Ungleichheit in der personellen Einkommensverteilung

3.2.1 Empirische Evidenz des IMF

Ostry *et al.* (2014) sind nach eigenen Angaben die ersten Autoren, welche die neue *Standardized World Income Inequality Database* (Solt 2009) verwenden, durch die die Datenlage für die personelle Einkommensverteilung entscheidend verbessert wurde. Die IMF-Forscher verwenden Version 3.1 der Datenbank vom Dezember 2011, die Angaben über *market* Ginis (vor staatlicher Umverteilung) und *net* Ginis (nach staatlicher Umverteilung durch direkte Steuern und Sozialleistungen) für 153 Länder über den Zeitraum 1960–2010

enthält. Die Verfügbarkeit von Gini-Koeffizienten vor und nach staatlicher Umverteilung erlaubt erstmals nicht nur die Wachstumseffekte der Ungleichheit, sondern ebenso jene der Umverteilung zu untersuchen. So könnte es möglicherweise sein, dass Ungleichheit zwar wachstumsschädlich, aber – wie Okuns *leaky bucket* es suggeriert – Umverteilung vielleicht sogar noch wachstumsschädlicher ist. Die Fokussierung allein auf die *net* Ginis in den älteren Studien zum Thema Ungleichheit und Wachstum könnte in diesem Fall zu falschen Politikempfehlungen geführt haben. Die neuen Daten ermöglichen es nun, für die Umverteilung zu kontrollieren. Vereinfacht gesagt: Wenn zwei Länder gleich viel umverteilen – gemessen an der Differenz zwischen ihren *market* und *net* Ginis – und das Land mit dem höheren (geringeren) *net* – also auch *market* – Gini-Koeffizienten das höhere Wachstum hat, dann ist Ungleichheit gut (schlecht) für das Wachstum.

Ein Grundproblem aller empirischen Studien zum Thema Einkommensverteilung und Wachstum ist das sogenannte Endogenitäts- oder *reverse causality*-Problem. Man regressiert das Wirtschaftswachstum auf ein Maß der Einkommensverteilung, z.B. den Gini-Koeffizienten, findet beispielsweise ein negatives Vorzeichen und schlussfolgert, dass Ungleichheit das Wachstum senkt. Die Kausalität könnte aber auch in die Gegenrichtung laufen. Es ist durchaus nicht unwahrscheinlich, dass ein hohes Wirtschaftswachstum sich negativ auf den Gini-Koeffizienten auswirkt. Ist die „unabhängige Variable“ aber nicht unabhängig/exogen, so liefert das traditionelle OLS-Schätzverfahren verzerrte Resultate. Glücklicherweise gibt es ökonometrische Schätzverfahren, die das Endogenitätsproblem adressieren. Man ersetzt die endogene erklärende Variable durch „Instrumente“, die zwar mit der erklärenden Variablen, aber nicht mit dem Fehlerterm der Regression korreliert sind.¹³ Das heute am weitesten verbreitete Schätzverfahren zur Adressierung des Endogenitätsproblems in dynamischen Paneldaten-Modellen ist das System-GMM-Verfahren (Blundell und Bond 1998). Hierbei wird die Beziehung zwischen den Variablen von Interesse sowohl im Niveau als auch in ersten Differenzen geschätzt. Für die erklärenden Niveauvariablen werden deren verzögerte erste Differenzen als Instrumente verwendet und für die erklärenden Variablen in ersten Differenzen deren verzögerte Niveaus. Ostry *et al.* (2014) verwenden den System-GMM-Schätzer ebenso wie alle anderen Studien aus den Internationalen Organisationen, die in Abschnitt 3.2 besprochen werden.

Ostry *et al.* (2014) regressieren in ihrer Basis-Spezifikation das Fünf-Jahres-Durchschnittswachstum des Pro-Kopf-BIP auf den Logarithmus des BIP zu Beginn der Fünf-Jahres-Periode, den Netto-Gini-Koeffizienten und die Umverteilung (Differenz zwischen *market* und *net* Gini) und fügen weitere Kontrollvariablen hinzu. Ihre Stichprobe umfasst

¹³ Ein Instrument, das mit der erklärenden Variablen hoch korreliert ist, ist „stark“ oder „relevant“. Ein Instrument, das mit dem Fehlerterm unkorreliert ist, ist „valide“. Ein valides Instrument, das nicht hoch mit der erklärenden Variablen korreliert ist, nennt man „schwaches Instrument“. Dies wird weiter unten eine Rolle spielen.

sowohl entwickelte Volkswirtschaften als auch Schwellen- und Entwicklungsländer. Sie finden konsistent negative und signifikante Vorzeichen für den Netto-Gini-Koeffizienten zwischen -0,07 und -0,14 (vgl. Tabelle A2.1 in Anhang 2). Die Umverteilungs-Variable hat positive, allerdings insignifikante Vorzeichen. Daraus schlussfolgern Ostry *et al.* (2014, S. 17), dass Okuns Eimer nicht undicht ist. Anstelle eines Trade-offs zwischen Effizienz und Gleichheit bestehe eine *win-win*-Situation.

Als weiteren Test schätzen Ostry *et al.* (2014) die Wahrscheinlichkeit, dass eine Wachstumsepisode nach einem Jahr endet, in Abhängigkeit vom Netto-Gini-Koeffizienten, der Umverteilung und Kontrollvariablen. Sie finden, dass eine höhere Ungleichheit die Wachstumsphasen verkürzt. Wenn die Umverteilung allerdings schon hoch ist, schadet weitere Umverteilung dem Wachstum, was als Bestätigung für Okuns Trade-off interpretiert wird (a.a.O., S. 23). Trotzdem ziehen Ostry *et al.* (2014, S. 26) folgendes Fazit: “Extreme caution about redistribution – and thus for inaction – is unlikely to be appropriate in many cases.”¹⁴

Eine weitere Studie des Internationalen Währungsfonds zum Thema Verteilung und Wachstum stammt von Dabla-Norris *et al.* (2015). Auch hier handelt es sich um eine System-GMM-Schätzung, basierend auf Daten aus der *Standardized World Income Inequality Database* (SWIID). Die Modellspezifikation unterscheidet sich etwas von jener bei Ostry *et al.* (2014). Erstens ist die abhängige Variable diesmal die Fünf-Jahres-Durchschnittswachstumsrate des BIP und nicht des Pro-Kopf-BIP. Diese wird regressiert auf das verzögerte BIP-Wachstum – es handelt also sich um eine dynamische Panel-Schätzung – sowie den Logarithmus des BIP zu Beginn der Fünf-Jahres-Periode und den Netto-Gini-Koeffizienten. Die Umverteilungs-Variable fehlt. Der Koeffizient für den Netto-Gini-Koeffizienten beträgt -0,067, ist allerdings nur auf dem 10%-Niveau signifikant (vgl. Tabelle A2.2 in Anhang 2). In alternativen Spezifikationen werden anstelle des Netto-Gini-Koeffizienten Quintile der Einkommensverteilung als erklärende Variablen verwendet. Dabei sind die Koeffizienten für die Einkommensanteile in den drei unteren Quintilen signifikant positiv und der Koeffizient für das oberste Quintil signifikant negativ. Je größer also der Anteil des Volkseinkommens ist, der auf die Mittel- und Unterschicht entfällt, desto höher ist das Wirtschaftswachstum.

¹⁴ Das britische Magazin *The Economist* berichtete über die Studie von Ostry *et al.* am 3. März 2014 in seiner wirtschaftswissenschaftlichen Kolumne ‘Free Exchange’. Dies ist ein Beleg für die Breitenwirkung der Studien Internationaler Organisationen.

3.2.2 Empirische Evidenz der OECD

Auf Seiten der OECD hat Cingano (2014) den Zusammenhang von Einkommensverteilung und Wirtschaftswachstum untersucht.¹⁵ Sein Schätzansatz leitet sich aus dem humankapitalerweiterten Solow-Modell (Mankiw *et al.* 1992) ab, welches Cingano nochmals um die Ungleichheit erweitert. Das Fünf-Jahres-Durchschnittswachstum des Pro-Kopf-BIP wird regressiert auf den Logarithmus des Pro-Kopf-BIP zu Beginn der Fünf-Jahres-Periode, den Logarithmus des *market* oder des *net* Gini-Koeffizienten zu Beginn der Fünf-Jahres-Periode, die Umverteilung (Differenz zwischen *market* und *net* Gini) und Kontrollvariablen für die Human- und Sachkapitalbildung zu Beginn der Fünf-Jahres-Periode. Die Spezifikation ähnelt also der bei Ostry *et al.* (2014), allerdings werden die Ungleichheitsdaten aus der *OECD Income Distribution Database* anstatt aus der *SWIID* gezogen. Die Schätzung erfolgt auch hier mit System-GMM.

Im Ergebnis findet Cingano einen signifikant negativen Einfluss der Nettoungleichheit auf das Wirtschaftswachstum (vgl. Tabelle A2.3 in Anhang 2). Ein Rückgang des Gini-Koeffizienten um einen Basispunkt erhöht das BIP-Wachstum um 0,15 PP pro Jahr über den folgenden Fünf-Jahreszeitraum (Cingano 2014, S. 17). Ebenso wie Ostry *et al.* (2014) findet Cingano ein insignifikant positives Vorzeichen für die Umverteilungs-Variable und schließt daraus, dass Okuns Eimer nicht undicht ist (a.a.O., S. 19). Ob Nicht-Linearitäten in der Beziehung zwischen Ungleichheit und Wirtschaftswachstum bestehen – insbesondere ob der Zusammenhang in reichen Ländern ein anderer ist als in armen Ländern – testet Cingano durch Hinzufügung des quadrierten Gini-Koeffizienten. Ebenso fügt er *lags* des Gini-Koeffizienten hinzu, um zu testen, ob die Effekte langfristig andere sind als über fünf Jahre. Er berichtet, dass diese Tests keine Evidenz erbracht hätten (vgl. ebda.). “Taken together”, schreibt er, “these results suggest that inequality in disposable incomes is bad for growth, and that redistribution is, at worst, neutral to growth” (ebda.).

Schließlich untersucht Cingano noch die Wachstumsfolgen von Ungleichheit in unterschiedlichen Bereichen der Einkommensverteilung in einer ähnlichen Weise wie Dabla-Norris *et al.* (2015). Er ersetzt den Gini-Koeffizienten in den Regressionen durch das Verhältnis des Durchschnittseinkommens in den zehn Dezilen der Einkommensverteilung zum durchschnittlichen verfügbaren Haushaltseinkommen und findet signifikant negative Wachstumseffekte einer Ballung der Einkommen in den untersten vier Dezilen. Daraus folgert Cingano, dass das Wachstum vor allem von einer Reduktion der Spreizung im unteren Bereich der Einkommensverteilung profitieren würde (a.a.O, S. 20–22).

¹⁵ Das 2. Kapitel von OECD (2015) mit dem Titel ‘*The impact of income inequality on economic growth*’ ist eine leicht umformulierte und aktualisierte Version von Cingano (2014).

3.2.3 Kritik an den empirischen Studien von IMF und OECD

Kritik an den Studien der Internationalen Organisationen – speziell an Ostry *et al.* (2014) und Cingano (2014) – ist von Kolev und Niehues (2016a, 2016b) vom *Institut der Deutschen Wirtschaft Köln* (IW) vorgetragen worden. Ihre Kritik ist vornehmlich methodologischer Natur und richtet sich gegen die Verwendung des System-GMM-Schätzers in den Studien. Im Kern geht es um das Problem der „schwachen Instrumente“ (s.o., Fn. 13). Cingano (2014) testet zwar, ob seine Instrumente valide sind. Er verwendet dazu den Hansen-Test, dessen Nullhypothese lautet, dass alle Instrumente valide, d.h. unkorreliert mit dem Fehlerterm sind. Wie Tabelle A2.3 im Anhang zeigt, wird die Nullhypothese für keine Spezifikation zurückgewiesen.¹⁶ Cingano versäume es aber, so die Kritik von Kolev und Niehues, die *Relevanz* der Instrumente zu testen, mit anderen Worten, ob die Instrumente überhaupt mit den erklärenden Variablen, die sie instrumentieren sollen, korreliert sind. Kolev und Niehues (2016a, S. 14f.) holen dies nach, indem sie die Niveaus der Gini-Koeffizienten auf ihre verzögerten ersten Differenzen und die ersten Differenzen auf ihre verzögerten Niveaus regressieren. Sie finden zwar einen hohen Erklärungsgehalt der verzögerten Niveaus der Gini-Koeffizienten für deren erste Differenzen, aber praktisch keinen Erklärungsgehalt der verzögerten ersten Differenzen für die Niveaus. Aufgrund dieses schwerwiegenden *weak-instrument*-Problems sei die GMM-Schätzung unzuverlässig; und die geschätzten Koeffizienten für die verzögerte Ungleichheits-Variable seien wahrscheinlich nach unten verzerrt. Kolev und Niehues schlagen vor, stattdessen einfachere Schätzer wie den OLS- oder den LSDV- (*fixed effects*) Schätzer zu verwenden, obgleich diese – was die Autorinnen (a.a.O., S. 15) einräumen – in die andere Richtung verzerrt sind. In ihrer eigenen empirischen Analyse für die OECD-Länder finden Kolev und Niehues in der *fixed-effects*-Schätzung einen *positiven* (und auf einem 11-prozentigen Niveau signifikanten) Koeffizienten für den Netto-Gini-Koeffizienten, was den Befunden der Internationalen Organisationen widerspricht (vgl. Spezifikation 2 in Tabelle A2.4 in Anhang 2). Ungleichheit wäre somit *gut* für das Wirtschaftswachstum.

Allerdings schießen Kolev und Niehues mit ihrer Kritik am GMM-Schätzer über das Ziel hinaus. Das *weak-instrument*-Problem ist seit Jahren bekannt und beileibe nicht auf den Zusammenhang zwischen Ungleichheit und Wachstum oder die besprochenen Studien der Internationalen Organisationen zu diesem Thema beschränkt. Vielmehr taucht es in vielen Anwendungen von GMM- und Instrumentenvariablen- (IV-) Schätzungen auf (vgl. Stock *et al.* 2002) und hat dennoch nicht den Siegeszug dieser Methode zur Adressierung des *dynamic panel bias* verhindert. In gewisser Hinsicht ist es sogar klar, dass die Instrumente „schwach“ sind, denn es besteht ein Trade-off zwischen der Validität/Exogenität und der Relevanz von

¹⁶ In den IMF-Studien werden keine solchen Testresultate berichtet.

Instrumenten. Um diesen zu verstehen, kann man sich fragen, welche Anforderung ein Instrument im Optimalfall erfüllen sollte. Es muss exogen sein, also muss die Korrelation zwischen Fehlerterm und Instrument exakt Null sein. Gleichzeitig soll es ein starkes Instrument sein (also möglichst viel Variation mit dem endogenen Regressor teilen). Ein „perfektes“ Instrument hätte demnach eine Korrelation von 1 bzw. -1 mit dem endogenen Regressor. Dies ist allerdings unter Einhaltung der ersten Bedingung nicht möglich. Also muss man in Kauf nehmen, dass die Korrelation schwächer ist, damit die erste Bedingung erfüllt werden kann. Im Grunde kann man sagen: Je „exogener“ ein Instrument ist, desto schwächer ist es. Von Editoren und Gutachtern wird regelmäßig ein Test auf Exogenität der Instrumente erwartet, und diese Tests sind in der Software standardmäßig implementiert. Tests auf Relevanz der Instrumente werden hingegen nicht erwartet. Dennoch ließe sich das *weak-instrument*-Problem mit Schätzverfahren adressieren, die robust gegenüber schwachen Instrumenten sind, wie dem Lagrange-Multiplier-Test von Kleibergen (2005) und dessen GMM-Erweiterung des Conditional-Likelihood-Ratio-Tests von Moreira (2003). Auch die GMM-Version der Anderson-Rubin-Statistik von Stock und Wright (2000) käme infrage. Ein solches Vorgehen wäre der Verwendung bekanntermaßen verzerrter Schätzer wie OLS oder LSDV vorzuziehen.

Ein anderer Kritikpunkt von Kolev und Niehues ist stichhaltiger. Sie zeigen, dass sich in der System-GMM-Schätzung der negative Zusammenhang zwischen Ungleichheit und Wachstum in einen (allerdings insignifikant) positiven verwandelt, sobald eine Dummy-Variable für die „postkommunistischen“ osteuropäischen OECD-Länder hinzugefügt wird (vgl. Spezifikation 6 in Tabelle A2.4 in Anhang 2). In jenen Ländern ist die Ungleichheit relativ niedrig, und das Wachstum war während des Konvergenzprozesses relativ hoch. Diese Länder erzeugen somit in der gesamten Stichprobe der OECD-Länder irreführenderweise den Eindruck eines negativen Zusammenhangs zwischen Ungleichheit und Wachstum.

Der Kritik einer mangelnden Robustheit der Ergebnisse hat sich der *Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung* (SVR) in seinem Jahresgutachten 2015/16 angeschlossen, in dem er sich kurz mit den Wachstumswirkungen der Ungleichheit beschäftigt (SVR 2015, S. 236–239). Dort werden die Spezifikationen 1 und 4 von Cingano (2014) (vgl. Tabelle A2.3 in Anhang 2) für drei Ländergruppen (u.a. die OECD) und unterschiedliche Beobachtungszeiträume nachgeschätzt. Aus den insgesamt 900 Schätzungen resultiert eine große Bandbreite von negativen wie positiven und überwiegend insignifikanten Koeffizienten für die Ungleichheitsvariable. Dass sich Koeffizienten für unterschiedliche Länder und Beobachtungszeiträume unterscheiden, ist allerdings nicht unüblich. Daraus gleich die „mangelnde Eignung“ des System-GMM-Schätzverfahrens „für viele

makroökonometrische Analysen aufgrund fehlender Robustheit“ abzuleiten (a.a.O., S. 238), scheint doch etwas zu weit zu gehen (besonders da keine Alternativen angeboten werden).¹⁷

Dass die osteuropäischen OECD-Länder einen anderen Zusammenhang zwischen Ungleichheit und Wachstum aufweisen als die übrigen OECD-Länder, deutet auf einen nicht-linearen Zusammenhang hin. Bereits Barro (2000) hatte positive Effekte für reiche und negative Effekte für arme Länder gefunden, die zum Verschwinden gebracht werden, wenn man alle Länder in einer einzigen Stichprobe zusammenfasst. In einem Panel mit 113 OECD- und Nicht-OECD-Ländern finden Kolev und Niehues (2016a, 2016b) ebenfalls Nichtlinearitäten, und zwar zwei verschiedene Arten davon. Ein Interaktionsterm zwischen Ungleichheit und dem Logarithmus des Pro-Kopf-BIPs zeigt, dass Ungleichheit in armen Ländern negativ und in reichen positiv auf das Wachstum wirkt. Aus dem negativen Vorzeichen des quadrierten Gini-Koeffizienten kann man ferner ableiten, dass Ungleichheit umso wachstumsschädlicher ist, je höher sie ist.¹⁸ Kolev und Niehues (2016a, S. 22) geben zwei Schwellenwerte an: Unterhalb eines Pro-Kopf-BIP von 9,000 US-Dollar und oberhalb eines Netto-Gini-Koeffizienten von 0,35 wirkt Ungleichheit negativ auf das Wachstum, ansonsten wirkt sie positiv. Daraus ergibt sich das in Abb. 3 dargestellte Vier-Quadranten-Schema.

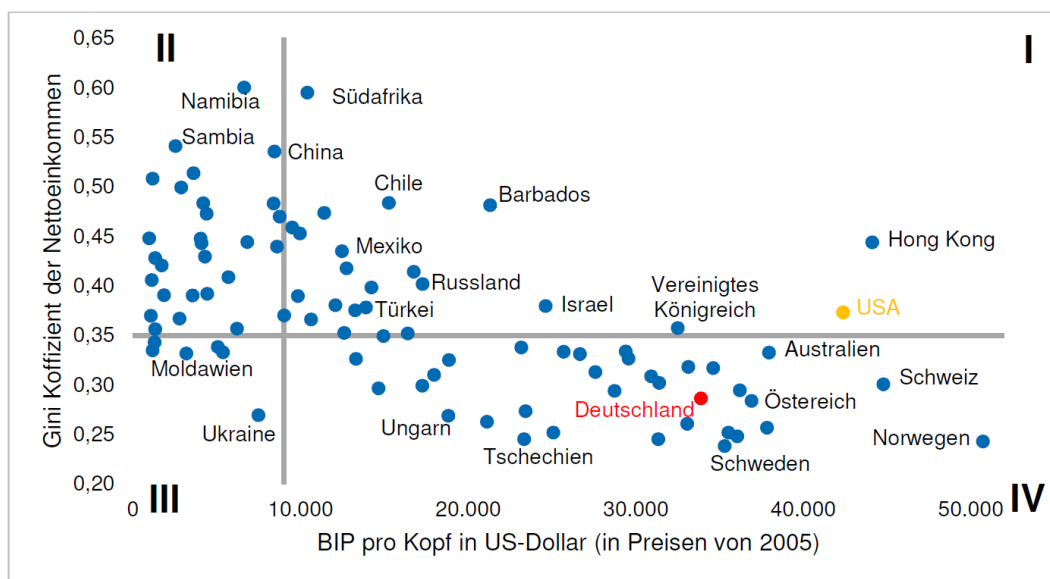
Interessanterweise zeigt die Abbildung, dass in den meisten Ländern zunehmende Ungleichheit eben doch negativ auf das Wachstum wirkt, entweder weil diese Länder zu arm oder weil sie schon „zu ungleich“ sind. Lediglich in Deutschland und den meisten EU-Ländern sei dies nicht der Fall. Hier wirke zunehmende Ungleichheit positiv auf das Wachstum.¹⁹

¹⁷ Aufgrund der fehlenden Robustheit der empirischen Ergebnisse schreibt der SVR (a.a.O., S. 237): „Ein Anstieg der Einkommens- oder Vermögenskonzentration bedingt also nicht automatisch einen politischen Handlungsbedarf“, und er belegt diese Aussage mit einem Verweis auf Mankiw (2013). Offenbar teilt das Beratungsgremium der Bundesregierung Mankiws Ansicht, dass etwa die Spitzenlöhne von Top-Managern „wohlverdient“ seien.

¹⁸ Ostry *et al.* (2014, S. 19), die ebenfalls ein großes Panel mit entwickelten und Schwellenländern verwenden, schreiben dagegen: “If we allow the data to speak, however, by allowing the effect of inequality to differ when the level of inequality is already high, we find little evidence of such nonlinearities”.

¹⁹ Eine neuere Studie des *Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung* (DIW) kommt im Rahmen eines makroökonomischen Strukturmodells für Deutschland allerdings zum entgegengesetzten Ergebnis (Albig *et al.* 2017a, 2017b).

Abbildung 3: Wachstumswirkungen zunehmender Ungleichheit nach Ländern gemäß Koley und Niehues



- Quadrant I: potenziell wachstumshemmende Wirkung der Ungleichheit aufgrund eines bereits hohen Ungleichheitsniveaus,
 Quadrant II: potenziell wachstumshemmende Wirkung der Ungleichheit aufgrund eines geringen Entwicklungsstands und eines hohen Ungleichheitsniveaus,
 Quadrant III: potenziell wachstumshemmende Wirkung der Ungleichheit aufgrund eines geringen Entwicklungsstands,
 Quadrant IV: eher positive Effekte der Ungleichheit auf das Wirtschaftswachstum.

Quellen: Institut der deutschen Wirtschaft Köln, PWT (Penn World Tables) und SWIID (Standardized World Income Inequality Database)

Quelle: Koley und Niehues (2016b, S. 11)

3.3 ILO zu den Wachstumsfolgen von Verschiebungen in der funktionalen Einkommensverteilung

3.3.1 Das Bhaduri-Marglin-Modell

Die *International Labour Organization* (ILO) hat im Jahr 2012 eine Reihe von Studien kommissioniert, welche die Auswirkungen der seit den 1970er Jahren zu beobachtenden Verschiebung der funktionalen Einkommensverteilung zulasten des Faktors Arbeit (s.o., Abb. 2) auf das Wirtschaftswachstum untersuchen (Storm und Naastepad 2012, Onaran und Galanis 2012, Lavoie und Stockhammer 2012). Diese Studien basieren alle auf dem sogenannten Bhaduri-Marglin-Modell (Bhaduri und Marglin 1990). Dieses Modell soll zunächst vorgestellt werden. Die nächsten Abschnitte diskutieren die im Rahmen des Modells gewonnene empirische Evidenz sowie die Kritik daran.

Das Bhaduri-Marglin-Modell ist ein postkeynesianisches bzw. kaleckianisches Wachstumsmodell, das sich von der neoklassischen Wachstumstheorie grundlegend unterscheidet (Hein 2014). Letztere erklärt das Wirtschaftswachstum mit technischem Fortschritt und Zuwächsen bei den Produktionsfaktoren (Arbeit, Kapital, Humankapital). Die

funktionale Einkommensverteilung wird im neoklassischen Modellrahmen durch die Grenzproduktivitäten der Produktionsfaktoren bestimmt. Die Einkommensverteilung ist mithin eine resultierende und keine verursachende Größe. Die Frage nach den Wachstumswirkungen von Verschiebungen der funktionalen Einkommensumverteilung stellt sich daher aus neoklassischer Sicht nicht.

Eine andere Sicht der Dinge vertreten Ökonomen in der Tradition Kaleckis. Für sie – und hierin sind sie sich mit den Keynesianern einig – wird die Produktionshöhe in der kurzen Frist durch die effektive Nachfrage determiniert. Wenn in jeder kurzen Frist aber die Nachfrage der entscheidende Faktor ist, wieso sollte dies dann in der langen Frist – welche gemeinhin als das Erkenntnisobjekt der Wachstumstheorie angesehen wird – anders sein? Kalecki (1968, S. 263) schreibt: “In fact, the long-run trend is but a slowly changing component of a chain of short-period situations; it has no independent entity ...”. Mit der Negierung der langen Frist als etwas Eigenständigem treten in der kaleckianischen Theorie die Faktoren, welche die Nachfrage beeinflussen, ins Rampenlicht und die Angebotsseite verschwindet im Hintergrund. Das Wirtschaftswachstum wird als „nachfragegeleitet“ (‘demand-led’) angesehen (vgl. Setterfield 2002), und die Einkommensverteilung ist einer jener Faktoren, welche die Nachfrage beeinflussen.

Aber in welche Richtung verschiebt eine Änderung der funktionalen Einkommensverteilung die Nachfrage? Die Antwort auf diese Frage ist aus Sicht der kaleckianischen Theorie uneindeutig. Von einer Erhöhung der Lohnquote zulasten der Gewinne beispielsweise würde die private Konsumnachfrage profitieren, da die Lohnbezieher wohl eine höhere Konsumneigung haben als die Gewinnbezieher. Andererseits würde die Nachfrage nach Investitionsgütern sinken, falls die Investitionen von der Gewinnhöhe abhängen. Und schließlich würde sich auch die Nachfrage nach Exportgütern verringern, wenn die Erhöhung der Lohnquote und der mit ihr einhergehende Anstieg der realen Lohnstückkosten die internationale Wettbewerbsfähigkeit der Wirtschaft beeinträchtigt. Bhaduri und Marglin (1990) haben ein Modell in der kaleckianischen Tradition aufgestellt, das diese Aspekte formalisiert.

Ob ein Anstieg der Lohnquote – mit anderen Worten eine Veränderung der funktionalen Einkommensverteilung zugunsten des Faktors Arbeit – förderlich für (das Wachstum von) Beschäftigung und Produktion ist, wird so zu einer empirischen Frage. Wenn ja, wird das „Nachfrageregime“ des Landes als „lohngeleitet“ (*wage-led*) bezeichnet, andernfalls als „profitgeleitet“ (*profit-led*).

Storm und Naastepad (2012) formalisieren das Bhaduri-Marglin-Modell wie folgt. Die Nachfrage ist die Summe von privatem Konsum (c), Investitionen (i) und Nettoexporten ($e - m$) (vgl. Gleichung A.1 im Anhang 3).²⁰ Lohn- und Gewinnbezieher haben annahmegemäß

²⁰ Der Staatsverbrauch wird der Einfachheit halber vernachlässigt.

unterschiedliche Sparneigungen (Gleichung A.2). Wenn die Sparneigung der Lohnbezieher (σ_w) kleiner ist als jene der Gewinnbezieher (σ_π), erhöht eine Einkommensumverteilung hin zum Faktor Arbeit die Konsumnachfrage.

Die Investitionen hängen annahmegemäß positiv von der Profitquote (π), vom BIP (x) und von anderen Faktoren wie den Instinkten (*animal spirits*) der Unternehmer (b) ab (Gleichung A.3). Die Exporte ihrerseits reagieren positiv auf einen Anstieg des Niveaus der globalen Nachfrage (z) und negativ auf eine Erhöhung der Relation zwischen heimischen und ausländischen realen Lohnstückkosten (v/v_f) (Gleichung A.4).²¹ Von den Importen wird angenommen, dass sie eine lineare Funktion des BIP sind ($m = \zeta x$).

Unter diesen Prämissen kann (A.1) als (A.5) umgeschrieben werden, wobei μ^{-1} der keynesianische Multiplikator ist. Die Wachstumsraten von x und μ werden in (A.6) und (A.7) angegeben. Die Gleichung für das „Nachfrageregime“ wird abgeleitet, indem die Wachstumsraten der Investitionen und der Exporte aus den Gleichungen (A.3) und (A.4) berechnet und in Gleichung (A.6) eingesetzt werden. Wenn (A.7) ebenfalls in (A.6) eingesetzt und außerdem (A.8) berücksichtigt wird, gelangt man schließlich zur Gleichung für das Nachfrageregime (A.9).

Gleichung (A.9) zeigt, dass das Nachfrageregime (DR für *demand regime*) von zwei Kräften getrieben wird: erstens dem Wachstum der globalen Nachfrage (\hat{z}) und zweitens der Veränderungsrate der realen Lohnstückkosten ($\hat{v} = \hat{w} - \hat{\lambda}$). Der Term C beschreibt den Einfluss der Lohnpolitik auf die Nachfrage ($d\hat{x}/d\hat{w}$). Wenn C grösser als Null ist, so ist das Nachfrageregime lohngesteuert. Wenn C kleiner als Null ist, ist es profitgesteuert. C kann in drei Komponenten aufgeteilt werden: den Effekt der Lohnpolitik auf das Konsumwachstum $\frac{[\xi(\sigma_\pi - \sigma_w)]}{[1 - \psi_i \phi_2]}$, den Effekt der Lohnpolitik auf das Investitionswachstum $\frac{-[\psi_i \phi_1 \theta]}{[1 - \psi_i \phi_2]}$ und den Effekt der Lohnpolitik auf das Exportwachstum $\frac{[\psi_e \varepsilon_1]}{[1 - \psi_i \phi_2]}$.

3.3.2 Empirische Evidenz zum Bhaduri-Marglin-Modell

Die in Abschnitt 3.2 besprochenen empirischen Studien der Internationalen Organisationen zu den Wachstumswirkungen einer Veränderung der personellen Einkommensverteilung schätzen den Zusammenhang in reduzierter Form. Obwohl es Theorien gibt, wie und warum Ungleichheit das Wachstum beeinflussen kann, wird nicht versucht, die strukturellen Parameter dieser Theorien zu identifizieren, sondern es wird einfach das Wirtschaftswachstum auf ein Ungleichheitsmaß regressiert. Für das Bhaduri-Marglin-Modell würde eine Schätzung der reduzierten Form bedeuten, gemäß Gleichung A.9 in Anhang 3 das

²¹ Naastepad (2006) nimmt an, dass $v_f = 1$ und dass $\hat{b} = 0$. Das Dach bezeichnet die Wachstumsrate der jeweiligen Größe.

BIP-Wachstum auf das Wachstum des Welthandelsvolumens und das Wachstum der Lohnstückkosten zu regressieren. Dies wird in der empirischen Forschung zum Bhaduri-Marglin-Modell allerdings in der Regel nicht gemacht, sondern es werden die strukturellen Parameter geschätzt, die in C eingehen, um so das Vorzeichen von C zu ermitteln.

Der Fokus lag dabei lange auf sieben Ländern: Deutschland, Frankreich, Japan, den Niederlanden, Österreich, dem Vereinigten Königreich und den USA (vgl. Bowles und Boyer 1995; Stockhammer und Onaran 2004; Naastepad 2006; Naastepad und Storm 2006-7; Ederer und Stockhammer 2007; Stockhammer und Ederer 2008; Hein und Vogel 2008, 2009; Onaran et al. 2011; Stockhammer et al. 2011).²² Obwohl die meisten Länder je nach Studie schon sowohl als lohn- als auch als profitgeleitet klassifiziert wurden, kann man mit Hein und Tarassow (2010, S. 750) festhalten, dass die Nachfrageregime der mittleren und großen Volkswirtschaften mehrheitlich als lohngeleitet eingestuft werden, während die kleinen offenen Volkswirtschaften Niederlande und Österreich eher profitgeleitet sein dürften.²³

Onaran und Galanis (2012) haben den Kreis der Länder auf große Schwellenländer ausgeweitet und untersucht, ob die Welt als Ganzes lohn- oder profitgeleitet ist. Sie finden, dass in allen Ländern die Binnennachfrage *wage-led* ist, da der positive Effekt einer Umverteilung hin zu den Löhnen auf den Konsum den negativen Effekt auf die Investitionen überkompensiert. In manchen Ländern (z.B. Indien und China) überkompensiert der negative Effekt einer Umverteilung hin zu den Löhnen auf die Exporte deren positiven Effekt auf die Binnennachfrage, so dass das Nachfrageregime des betreffenden Landes *profit-led* wird. Da die Welt insgesamt eine ausgeglichene Leistungsbilanz hat, verschwindet der letztgenannte Effekt auf globaler Ebene. Die globale „Binnennachfrage“ ist demnach lohngeleitet. Das seit den 1970er Jahren zu beobachtende Sinken der Lohnquote schadet folglich dem BIP-Wachstum.

3.3.3 Kritik am Bhaduri-Marglin-Modell und der darauf basierenden empirischen Evidenz

Die große Bedeutung, die das Bhaduri-Marglin-Modell in postkeynesianischen Kreisen besitzt, wird z.B. daran deutlich, dass der *Review of Keynesian Economics* in den Jahren 2016/17 diesem Modell vier *special issues* nacheinander gewidmet hat. In einer dieser Ausgaben unterzieht Peter Skott sowohl das Modell als auch die darauf basierenden empirischen Analysen einer grundsätzlichen Kritik. Seine Kritik lässt sich in drei Argumenten zusammenfassen.

Erstens sei die Korrelation zwischen der funktionalen Einkommensverteilung und dem Wirtschaftswachstum nicht eindeutig, sondern schockabhängig. Wenn z.B. eine Erhöhung

²² Stockhammer et al. (2009) untersuchen den Euroraum insgesamt.

²³ Anhang A4 dokumentiert eigene empirische Evidenz zu diesem Thema für die Schweiz und den OECD-Raum.

der Lohnquote Resultat einer Lohnerhöhung (relativ zum Ausland) ist, dürften die Exporte sinken. Wenn hingegen die Erhöhung der Lohnquote aus einer Senkung der Güterpreise resultiert, dann dürften die Exporte steigen: "(I)t is apparent that for some parameter values the reduced-form profit-growth correlations will be positive if the shifts in distribution are brought about by strengthening workers ... but negative if they are brought about by increasing competition" (Skott 2017, S. 342f.). Wie im vorigen Abschnitt allerdings erwähnt, wird in der empirischen Literatur zum Bhaduri-Marglin-Modell der Zusammenhang zwischen Wirtschaftswachstum und Lohnquote in aller Regel nicht in reduzierter Form geschätzt. Die Schätzung der strukturellen Parameter des Modells bleibt von dieser Kritik Skotts unberührt.

Skotts zweites Argument ist, dass zwischen der Nachfrage (gemessen am BIP) und der Lohn- bzw. Gewinnquote Endogenität bzw. *reverse causality* herrsche. Zum Beispiel beeinflusst eine Veränderung der Nachfrage die Preise, und dies hat einen Einfluss auf die Lohnquote. Das ist sicherlich richtig. Bereits Bhaduri und Marglin (1990, S. 375f.) gehen auf diese Frage ein. Sie halten fest, dass, wenn man überhaupt eine Aussage über den Einfluss des Reallohns beispielsweise auf die Arbeitslosigkeit machen will, man den Reallohn zumindest in Form eines „Gedankenexperiments“ exogenisieren müsse.⁶ Weiterhin ist zu diesem Punkt zu sagen, dass es ökonometrische Tests auf Endogenität gibt sowie geeignete Schätzer, um das Problem zu adressieren. Auch diese Kritik Skotts ist folglich nicht geeignet, die empirische Literatur zum Bhaduri-Marglin-Modell grundsätzlich infrage zu stellen.

Skotts dritter Punkt ist, dass das Bhaduri-Marglin-Modell Angebotsrestriktionen – konkret, dass der Faktor Arbeit knapp werde – ignoriere. Auch das trifft zu. Hartwig (2015) kombiniert ein „Nachfrageregime“ gemäß Bhaduri-Marglin-Modell mit einem an Baumol (1967) orientierten „Produktivitätsregime“, in welchem die aggregierte Produktivitätswachstumsrate asymptotisch fällt. Ein positives Nachfragewachstum kombiniert mit einem asymptotisch fallenden Produktivitätswachstum führt zwangsläufig irgendwann in die Vollbeschäftigung. Dies wird allerdings erst in Zukunft relevant und betrifft nicht die Vergangenheit, welche den Stützbereich der genannten empirischen Analysen darstellt. Wenn jedoch aus demographischen Gründen sowie aufgrund eines Strukturwandels, der mit abnehmendem Produktivitätswachstum einhergeht (vgl. Hartwig und Krämer 2017), Arbeitskräftemangel zunehmend zum Problem wird, könnte das Bhaduri-Marglin-Modell seine Rolle als *workhorse*-Modell der postkeynesianischen Wachstums- und Verteilungstheorie einbüßen (vgl. Hein 2014, S. 479).

⁶ Interessanterweise wendet Naastepad (2006) das Bhaduri-Marglin-Modell auf die Niederlande an, wo sich die Gewerkschaften im „Wassenaar Agreement“ von 1982 zu einer konsequenten Reallohnmoderation verpflichteten.

4 Politikempfehlungen

4.1 Normative Vorbemerkungen

Heute ist viel von „evidenzbasierter Wirtschaftspolitik“ die Rede – der Verein für Socialpolitik stellte seine Jahrestagung 2014 unter dieses Motto. Zum Zusammenhang von Ungleichheit und Wirtschaftswachstum fehlt es leider an gesicherter Evidenz. Bereits 2009 schrieb Sarah Voitchovsky in ihrem Übersichtsartikel für das *Oxford Handbook of Economic Inequality*: “Yet, in spite of a large number of studies on this topic, the contemporary empirical literature has so far failed to reach any substantive conclusions regarding the overall influence of inequality on economic performance” (Voitchovsky 2009, S. 561). Sie bietet auch eine Erklärung dafür an: “the inconsistency of reported empirical findings could reflect the gap between the intricacy of the relationship, as expressed in the theoretical literature, and the simple relations that are commonly estimated” (a.a.O., S. 569). Diese Aussage, die sich auf Studien zur personellen Einkommensverteilung bezieht, muss auch heute in Kenntnis neuer Analysen Internationaler Organisationen nicht revidiert werden. Bezüglich der Wachstumsfolgen von Verschiebungen der funktionalen Einkommensverteilung scheint sich zwar ein Konsens herauszukristallisieren, dass das Sinken der Lohnquote in großen Ländern und auf globaler Ebene zu Wachstumsverlusten führt, aber auch hier gilt, dass für kaum ein Land nicht schon sowohl positive als auch negative Koeffizienten geschätzt worden sind.

Müssen also Politikempfehlungen mangels Evidenz unterbleiben? Ich denke nicht, sondern stimme Skott (2017, S. 356f.) zu, der schreibt: “It is dangerous to base policy recommendations for lower inequality on their growth-enhancing benefits. ... Measures to increase equality and social justice need not pass a ‘do they increase economic growth?’ test”.²⁴ Es gibt andere gute Gründe, gegen Ungleichheit vorzugehen, als ihre möglicherweise wachstumsschädlichen Folgen. Beispielsweise schwächt Ungleichheit den sozialen Zusammenhalt, führt zu mehr Kriminalität und einem schlechteren Gesundheitszustand der Bevölkerung (Atkinson 2015, S. 11f.). Natürlich stellt sich die Frage, bis zu welchem Punkt die Ungleichheit, z.B. in Deutschland, zurückgedrängt werden sollte. Ohne eine präzise Antwort auf diese Frage zu haben, schließe ich mich Keynes an, der in der *Allgemeinen Theorie* schreibt: „Ich selber glaube, dass bedeutsame Ungleichheiten von Einkommen und Reichtum gesellschaftlich und psychologisch gerechtfertigt sind, aber nicht so große Ungleichheiten, wie sie heute bestehen“ (Keynes 1936, S. 314).

Ich diskutiere in den folgenden beiden Abschnitten Politikempfehlungen aus lediglich zwei – dafür aber sehr umfangreichen – Quellen: dem OECD-Bericht *In It Together* sowie

²⁴ Dies ist ein Werturteil. Wie schon Mankiw (2013) festgestellt hat (s.o., Fn. 7), sind Werturteile in der Verteilungsfrage unumgänglich.

dem Buch *Inequality: What Can Be Done?* von Anthony Atkinson, die beide im Jahr 2015 erschienen sind.

4.2 Vorschläge der OECD zur Reduzierung der Ungleichheit

Die OECD identifiziert vier Bereiche, in denen die Politik tätig werden sollte, um die Ungleichheit zu reduzieren (OECD 2015, S. 37–50). Erstens sollten Frauen im Wirtschaftsleben gestärkt werden. Hier geht es nicht nur um die Erhöhung der Erwerbsbeteiligung der Frauen, sondern auch um die Beseitigung von Lohnunterschieden. Konkret werden Maßnahmen zur besseren Vereinbarkeit von Familie und Beruf und Frauenquoten für Vorstände genannt.

Das zweite Handlungsfeld ist die Förderung von Beschäftigung in „guten“ Jobs. Darunter versteht die OECD eine aktive Arbeitsmarktpolitik, Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen, die Etablierung eines Systems der dualen Ausbildung, Mindestlöhne und die Allgemeinverbindlichkeitserklärung von Tarifverträgen.

Drittens sollte der Staat mehr Geld in Bildung und Ausbildung investieren – vom Kindergarten bis hin zur Universität. Um die Bildungsbeteiligung zu steigern, könnten Familien Zahlungen erhalten, die ihre Kinder länger zur Schule gehen lassen. Lehrmittelbeihilfen und Subventionen für berufliche Weiterbildung sind weitere Vorschläge.

Schließlich geht es um die „klassische“ Umverteilung mittels progressiver Steuern und Sozialleistungen. Befürwortet werden Programme, die ein Mindesteinkommen mit „aktivierenden“ Elementen verbinden. Die Abzugsmöglichkeiten für Steuern sollten überprüft, eine Vermögenssteuer eingeführt und die Unternehmensbesteuerung international koordiniert werden.

4.3 Atkinsons Vorschläge zur Reduzierung der Ungleichheit

Atkinsons Vorschläge sind teilweise denen der OECD ähnlich, gehen allerdings über diese hinaus. Atkinsons Ziel ist es, die Gini-Koeffizienten auf jene Werte abzusinken, die vor der „Ungleichheitswende“ (*inequality turn*) der 1980er Jahre bestanden haben. Dazu sind radikale Maßnahmen nötig. Ferner geht es Atkinson nicht nur um die Netto-Gini-Koeffizienten, sondern auch um eine Absenkung der *market* Ginis.

Zur Änderung der Primärverteilung schlägt Atkinson (2015, Kap. 4-6) drei Bündel von Maßnahmen vor: eine staatliche Beschäftigungs- und Lohnpolitik, die „Teilung“ des Kapitals und – vielleicht als am weitesten gehender Vorschlag – die „beschäftigungsfreundliche“ Steuerung des technischen Fortschritts durch den Staat. Atkinson weist darauf hin, dass der Staat mit seiner Forschungsförderung den Innovationsprozess beeinflusst. Aus dem Wunsch von Verteidigungsministern, Soldaten im Einsatz zu schützen, wurde etwa die Forschung zu fahrerloser Mobilität geboren. Diese könnte bald Hunderttausende von Fahrern arbeitslos machen. Dies ist ein Beispiel dafür, was Atkinson verhindern will. Politiker sollen sich vorab klar machen, welche Folgen Innovationen für die Beschäftigung haben. Projekte, die zu

Arbeitslosigkeit führen, sollen nicht mehr gefördert werden, denn Unterbeschäftigung verursacht mehr Ungleichheit. Ob „der Staat“, diese Weitsicht hat und ob sich der technische Fortschritt tatsächlich so steuern lässt, darf allerdings bezweifelt werden.²⁵

Praktikabler erscheinen Atkinsons Vorschläge im Bereich der Beschäftigungs- und Lohnpolitik. So soll der Staat ein explizites Beschäftigungsziel formulieren – z.B. für die Geldpolitik (wie in den USA) – und als *employer of last resort* agieren, um dieses zu erreichen. (Dies war bereits von Okun vorgeschlagen worden.) Die Verhandlungsmacht der Gewerkschaften soll durch ein gesetzliches *empowerment* der Gewerkschaften verstärkt werden. Atkinson schlägt eine Art „konzertierter Aktion“ vor, die Einrichtung von Räten gleich starker Sozialpartner, in denen auch eine Einigung über Mindest- und Höchstlöhne erzielt werden soll. Ferner soll sich die Wettbewerbspolitik nicht mehr nur an der Konsumentenrente orientieren, sondern sie soll die Auswirkungen von Unternehmenszusammenschlüssen auf die primäre Einkommensverteilung mitberücksichtigen, denn Konzentration erhöht die *mark-ups* und die Gewinnquote.

Atkinsons Vorschläge zur „Teilung“ des Kapitals setzen ebenfalls an der primären Einkommensverteilung an. So soll die Regierung Staatsanleihen mit einer positiven realen Verzinsung für Kleinsparer herausgeben. („Kleinsparer“ heißt, dass jeder nur eine bestimmte Anzahl an Bonds kaufen darf.) Allen im Land Aufgewachsenen soll im Alter von 18 Jahren eine Kapitalausstattung („Mindesterbe“) ausbezahlt werden. Schließlich soll ein Staatsfonds errichtet werden, der in die Wirtschaft investiert und seinen Anteil an den Gewinnen weg von den privaten Anteilseignern hin zu den weniger Begüterten umleitet.

Des Weiteren macht Atkinson (2015, Kap. 7–8) noch eine Reihe von Vorschlägen zur Umverteilung im „klassischen“ Sinne, d.h. zur Senkung des Netto-Gini-Koeffizienten. Die Steuerbasis soll durch Abbau von Abzugsmöglichkeiten verbreitert und der Spitzensteuersatz (in Großbritannien) wieder auf 65% angehoben werden.²⁶ Für Einkommen aus Arbeitnehmertätigkeit soll es Steuerrabatte geben, insbesondere für kleine Gehälter. Die Erbschaftssteuer soll progressiver werden, ebenso die Steuer auf Hauseigentum. Alle Kinder sollen ein substantielles Kindergeld bekommen und alle, die irgendeinen Beitrag an die Gesellschaft leisten, ein Bürgergeld. Alternativ zum Bürgergeld wären die Sozialleistungen auf den Stand vor den Kürzungen seit den 1980er Jahren zurückzuführen und den heutigen, oft fragmentierten Arbeitsbedingungen anzupassen.

²⁵ Abgesehen davon würde eine bewusste Verhinderung von arbeitssparendem technischen Fortschritt durch den Staat das Wachstum der Produktivität – und damit der Pro-Kopf-Einkommen – drosseln.

²⁶ Laut Piketty et al. (2014) sind Spitzensteuersätze bis zu 65% für das Arbeitsangebot unschädlich.

5 Fazit

Das Papier gibt einen Überblick über theoretische und empirische Aspekte der Wachstumsfolgen von Einkommensungleichheit. Aus theoretischer Sicht könnte Ungleichheit aufgrund ihrer Anreizwirkungen die wirtschaftliche Aktivität steigern, aber es gibt auch gute Gründe, die das Gegenteil nahelegen, wie Nachfrageausfall oder geringere Humankapitalakkumulation bei hoher Ungleichheit. Auch die empirische Evidenz ist nicht eindeutig. Zwar deuten neuere und auf verbesserter Datengrundlage basierende Studien der Internationalen Organisationen IMF und OECD alle in dieselbe Richtung: Ungleichheit in der personellen Einkommensverteilung schadet dem Wachstum. Jedoch kann bezweifelt werden, dass der in diesen Studien verwendete System-GMM-Schätzer tatsächlich die exogene Komponente der Einkommensungleichheit auf das Wirtschaftswachstum isoliert. Falls nicht, wären die geschätzten Koeffizienten verzerrt. Andere Schätzer leiden dagegen unter dem *dynamic panel bias*. “(T)here may be a trade-off between different sources of bias and precision in these studies” (Voitchovsky 2009, S. 566). Ein abschließendes Urteil über den empirischen Zusammenhang von personeller Einkommensverteilung und Wachstum muss zurückgestellt werden. In puncto funktionaler Einkommensverteilung herrscht in von der ILO kommissionierten Studien Einigkeit darüber, dass die Binnennachfrage ‘*wage-led*’ ist. Bestimmte Länder profitieren jedoch von Lohnzurückhaltung, die ihre Lohnstückkosten senkt und ihnen ein exportgeleitetes Wachstum ermöglicht.

Was bedeutet es für die Wirtschaftspolitik, dass ein abschließendes Urteil über den Zusammenhang von Einkommensverteilung und Wirtschaftswachstum unmöglich ist? Nicht viel, denn es gibt andere gute Gründe, gegen Ungleichheit vorzugehen, als ihre möglicherweise wachstumsschädlichen Folgen. Ob ein bestimmtes Maß an Ungleichheit in einer Gesellschaft akzeptabel ist, unterliegt einem Werturteil. Jeder Wissenschaftler kann in seiner Rolle als Bürger ein solches Werturteil fällen, und letztlich entscheidet in einer Demokratie die Mehrheit, ob Maßnahmen gegen Ungleichheit ergriffen werden. Falls die Gini-Koeffizienten wieder auf Werte vor der „Ungleichheitswende“ der 1980er Jahre gesenkt werden sollen, so sind dafür radikale Maßnahmen nötig, wie Atkinsons Vorschläge zeigen. Ob in den entwickelten Volkswirtschaften zurzeit politische Mehrheiten für solche Maßnahmen existieren, darf bezweifelt werden.

Danksagung Ich danke Sascha Keil für die Erstellung des Literaturüberblicks in Anhang 1, Christina Anselmann, Christian Breuer, Fritz Helmedag und Hagen Krämer für die Lektüre und Kommentierung früherer Versionen und Robert Czudaj für weiterführende Informationen zum Thema schwache Instrumente.

Literatur

- Acemoglu, D. (1998). Why Do New Technologies Complement Skills? Directed Technical Change and Wage Inequality, *Quarterly Journal of Economics*, 113(4), 1055–1089.
- Albig, H., Clemens, M., Fichtner, F., Gebauer, S., Junker, S., Kholodilin, K. (2017a). *Zunehmende Ungleichheit verringert langfristig Wachstum: Analyse für Deutschland im Rahmen eines makroökonomischen Strukturmodells*, Studie im Auftrag der Friedrich-Ebert-Stiftung, Bonn.
- Albig, H., Clemens, M., Fichtner, F., Gebauer, S., Junker, S., Kholodilin, K. (2017b). Wie steigende Ungleichheit das Wirtschaftswachstum in Deutschland beeinflusst, *DIW Wochenbericht*, No. 10/2017, S. 159–168.
- Alesina, A., Rodrik, D. (1994). Distributive Politics and Growth, *Quarterly Journal of Economics*, 104(2), 465–490.
- Alesina A., Perotti, R. (1996). Income Distribution, Political Instability, and Investment, *European Economic Review*, 40(6), 1203–1228.
- Atkinson, A.B. (2015). *Inequality: What Can Be Done?*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Barro, R.J. (2000). Inequality and Growth in a Panel of Countries, *Journal of Economic Growth*, 5(1), 5–32.
- Baumol, W.J. (1967). Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis, *American Economic Review*, 57(3), 415–426.
- Bénabou, R. (1996). Inequality and Growth, *NBER Working Paper*, No. 5658, Cambridge MA.
- Bertola, G. (1993). Factor Shares and Savings in Endogenous Growth, *American Economic Review*, 83(5), 1184–1198.
- Bhaduri, A., Marglin, S. (1990). Unemployment and the Real Wage: The Economic Basis for Contesting Political Ideologies, *Cambridge Journal of Economics* 14(4), 375–393.
- Blundell, R., Bond, S. (1998). Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models, *Journal of Econometrics*, 87(1), 115–143.
- Bowles, S., Boyer, R. (1995). Wages, Aggregate Demand, and Employment in an Open Economy: An Empirical Investigation, in: Epstein, G.A., Gintis, H.E. (Hrsg.), *Macroeconomic Policy after the Conservative Era – Studies in Investment, Saving and Finance*, Cambridge: Cambridge University Press, S. 143–171.
- Card, D., DiNardo, J.E. (2002). Skill Biased Technological Change and Rising Wage Inequality: Some Problems and Puzzles, *NBER Working Paper*, No. 8769, Cambridge, MA.
- Chick, V. (1983). *Macroeconomics after Keynes. A Reconsideration of the General Theory*, Oxford: Philip Allan.

- Coddington, A. (1976). Keynesian Economics: The Search for First Principles, *Journal of Economic Literature*, 14(4), 1258–1273.
- Cingano, F. (2014). Trends in Income Inequality and its Impact on Economic Growth, *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, No. 163, Paris: OECD Publishing.
- Dabla-Norris, E., Kochhar, K., Suphaphiphat, N., Ricka, F., Tsounta, E. (2015). Causes and Consequences of Income Inequality: A Global Perspective, *IMF Staff Discussion Note* 15/13.
- Ederer, S., Stockhammer, E. (2007). Wages and Aggregate Demand in France: An Empirical Investigation, in: Hein, E., Truger, A. (Hrsg.), *Money, Distribution, and Economic Policy – Alternatives to Orthodox Macroeconomics*, Cheltenham: Edward Elgar, 119–138.
- Foellmi, R., Zweimüller, J. (2006). Income Distribution and Demand-Induced Innovations, *Review of Economic Studies*, 73(4), 941–960.
- Galor, O., Moav, O. (2004). From Physical to Human Capital Accumulation: Inequality and the Process of Development, *Review of Economic Studies*, 71(4), 1001–1026.
- Galor, O., Zeira, J. (1993). Income Distribution and Macroeconomics, *Review of Economic Studies*, 60(1), 35–52.
- Gilder, G. (1981). *Reichtum und Armut*, Berlin: Severin und Siedler.
- Hartwig, J. (2000). *Keynes versus Pigou: Rekonstruktion einer Beschäftigungstheorie jenseits des Marktparadigmas*, Marburg: Metropolis.
- Hartwig, J. (2013). Distribution and Growth in Demand and Productivity in Switzerland (1950–2010), *Applied Economics Letters*, 20(10), 938–944.
- Hartwig, J. (2014). Testing the Bhaduri–Marglin Model with OECD Panel Data, *International Review of Applied Economics*, 28(4), 419–435.
- Hartwig, J. (2015). Structural Change, Aggregate Demand and Employment Dynamics in the OECD, 1970–2010, *Structural Change and Economic Dynamics*, 34(1), 36–45.
- Hartwig, J., Krämer, H. (2017). 50 Jahre „Baumolsche Kostenkrankheit“, *Wirtschaftsdienst*, 97(11), 793–800.
- Hayek, F.A. (1977). *The Mirage of Social Justice*, Chicago: Chicago University Press.
- Hayek, F.A. (1981) [1996]. Ungleichheit ist nötig, wiederabgedruckt in: *Wirtschaftswoche*, 11.01.1996, S. 16.
- Hayes, M.G. (2007). The Point of Effective Demand, *Review of Political Economy*, 19(1), 55–80.
- Hein, E. (2014). *Distribution and Growth after Keynes: A Post-Keynesian Guide*, Cheltenham: Edward Elgar.
- Hein, E. (2017). Post-Keynesian Macroeconomics since the Mid-1990s – Main Developments, *FMM Working Papers*, No. 1, Düsseldorf.

- Hein, E., Tarassow, A. (2010). Distribution, Aggregate Demand and Productivity Growth: Theory and Empirical Results for Six OECD Countries Based on a Post-Kaleckian Model, *Cambridge Journal of Economics*, 34(4), 727–754.
- Hein, E., Vogel, L. (2008). Distribution and Growth Reconsidered: Empirical Results for Six OECD Countries, *Cambridge Journal of Economics*, 32(3), 479–511.
- Hein, E., Vogel, L. (2009). Distribution and Growth in France and Germany: Single Equation Estimations and Model Simulations Based on the Bhaduri/Marglin Model. *Review of Political Economy*, 21(2), 245–272.
- ILO, IMF, OECD und World Bank Group (2015). Income Inequality and Labour Income Share in G20 Countries: Trends, Impacts and Causes, Paper Prepared for the G20 Labour and Employment Ministers and Joint Meeting with the G20 Finance Ministers, Ankara, Sep. 3–4, 2015.
- Kaldor, N. (1957). A Model of Economic Growth, *Economic Journal*, 57(Dec.), 591–627.
- Kalecki, M. (1968). Trend and Business Cycle Reconsidered, *Economic Journal*, 78(Jun.), 263–276.
- Keynes, J.M. (1936) [1955]. Allgemeine Theorie der Beschäftigung, des Zinses und des Geldes, Berlin: Duncker & Humblot, Nachdruck.
- Keynes, J.M. (1937). Alternative Theories of the Rate of Interest, *Economic Journal*, 47(Jun.), 241–252.
- Kleibergen, F. (2005). Testing Parameters in GMM Without Assuming They Are Identified. *Econometrica*, 73(4), 1103–1123.
- Kolev, G., Niehues, J. (2016a). The Inequality-Growth Relationship: An Empirical Reassessment, *IW-Report*, 7/2016, Köln.
- Kolev, G., Niehues, J. (2016b). Ist Ungleichheit schlecht für das Wirtschaftswachstum? Eine Neubewertung des Zusammenhangs für Deutschland, *IW-Report*, 14/2016, Köln.
- Krämer, H. (2017). Funktionale und normative Aspekte von individuellem Reichtum in ökonomischen Theorien von der Klassik bis zur Moderne, Referat vor dem Ausschuss für die Geschichte der Wirtschaftswissenschaften im Verein für Socialpolitik, Jahrestagung 2017, Siegen.
- Kumhof, M., Rancière, R., Winant, P. (2015). Inequality, Leverage, and Crises, *American Economic Review*, 105(3), 1217–1245.
- Lavoie, M., Stockhammer, E. (2012). Wage-led Growth: Concept, Theories and Policies, *Conditions of Work and Employment Series*, No. 41, ILO, Geneva.
- Mani, A. (2001). Income Distribution and the Demand Constraint, *Journal of Economic Growth*, 6(2), 107–133.
- Mankiw, N.G. (2013). Defending the One Percent, *Journal of Economic Perspectives*, 27(3), 21–34.

- Mankiw, N.G., Romer, D., Weil, D.N. (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth, *Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407–437.
- Matsuyama, K. (2002). The Rise of Mass Consumption Societies, *Journal of Political Economy*, 110(5), 1035–1070.
- Milanovic, B. (2016). *Global Inequality: A New Approach for the Age of Globalization*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Moreira, M. (2003). A Conditional Likelihood Ratio Test for Structural Models. *Econometrica*, 71(4), 1027–1048.
- Murphy, K.M., Shleifer, A., Vishny, R. (1989). Income Distribution, Market Size, and Industrialization, *Quarterly Journal of Economics*, 104(3), 537–564.
- Naastepad, C.W.M. (2006). Technology, Demand and Distribution: A Cumulative Growth Model with an Application to the Dutch Productivity Growth Slowdown, *Cambridge Journal of Economics* 30(3), 403–434.
- Naastepad, C.W.M., Storm, S. (2006-7). OECD demand regimes (1960-2000), *Journal of Post Keynesian Economics*, 29(2), 211–246.
- OECD (2011). *Divided We Stand: Why Inequality Keeps Rising*, Paris: OECD Publishing.
- OECD (2015). *In It Together: Why Less Inequality Benefits All*, Paris: OECD Publishing.
- Okun, A.M. (1975) [2015]. *Equality and Efficiency: the Big Tradeoff*, Washington, D.C.: Brookings Institution Press, Nachdruck.
- Onaran, Ö., Galanis, G. (2012). Is Aggregate Demand Wage-led or Profit-led? National and Global Effects, *Conditions of Work and Employment Series*, No. 40, ILO, Geneva.
- Onaran, Ö., Stockhammer, E., Grafl, L. (2011). Financialisation, Income Distribution and Aggregate Demand in the USA, *Cambridge Journal of Economics*, 35(4), 637–661.
- Ostry, J.D., Berg, A., Tsangarides, C.G. (2014). Redistribution, Inequality, and Growth, *IMF Staff Discussion Note* 14/02.
- Perotti, R. (1996). Growth, Income Distribution and Democracy: What the Data Say, *Journal of Economic Growth*, 1(2), 827–835.
- Persson, T., Tabellini, G. (1994). Is Inequality Harmful for Growth?, *American Economic Review*, 84(3), 600–621.
- Piketty, T., Saez, E., Stantcheva, S. (2014). Optimal Taxation of Top Labor Incomes: A Tale of Three Elasticities, *American Economic Journal: Economic Policy*, 6(1), 230–271.
- Rajan, R. (2010). *Fault Lines: How Hidden Fractures Still Threaten the World Economy*, Princeton: Princeton University Press.
- Setterfield, M. (Hrsg.) (2002). *The Economics of Demand-led Growth: Challenging the Supply-side Vision of the Long Run*, Cheltenham: Edward Elgar.
- Skott, P. (2017). Weaknesses of ‘Wage-led Growth’, *Review of Keynesian Economics*, 5(3), 336–359.

- Solt, F. (2009). Standardizing the World Income Inequality Database, *Social Science Quarterly*, 90(2), 231–242.
- Stiglitz, J. (2012). *The Price of Inequality*, New York City: W.W. Norton and Company.
- Stock, J.H., Wright, J.H. (2000). GMM with Weak Identification. *Econometrica*, 68(5), 1055–1096.
- Stock, J.H., Wright, J.H., Yogo, M. (2002). A Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method of Moments, *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(4), 518–529.
- Stockhammer, E., Ederer, S. (2008). Demand Effects of the Falling Wage Share in Austria, *Empirica*, 35(5), 481–502.
- Stockhammer, E., Hein, E., Grafl, L. (2011). Globalization and the Effects of Changes in Functional Income Distribution on Aggregate Demand in Germany, *International Review of Applied Economics*, 25(1), 1–23.
- Stockhammer, E., Onaran, Ö. (2004). Accumulation, Distribution and Employment: A Structural VAR Approach to a Kaleckian Macro Model, *Structural Change and Economic Dynamics*, 15(4), 421–447.
- Stockhammer, E., Onaran, Ö., Ederer, S. (2009). Functional Income Distribution and Aggregate Demand in the Euro Area, *Cambridge Journal of Economics*, 33(1), 139–159.
- Storm, S., Naastepad, C.W.M. (2012). Wage-led or Profit-led Supply: Wages, Productivity and Investment, *Conditions of Work and Employment Series*, No. 36, ILO, Geneva.
- SVR (2015). *Zukunftsfähigkeit in den Mittelpunkt*, Jahresgutachten 2015/16, Wiesbaden.
- Voitchovsky, S. (2009). Inequality and Economic Growth, in: Nolan, B., Salverda, W., Smeeding, T.M. (Hrsg.), *The Oxford Handbook of Economic Inequality*, Oxford: Oxford University Press, S. 549–574.
- Zweimüller, J. (2000). Schumpeterian Entrepreneurs Meet Engel's Law: The Impact of Inequality on Innovation-driven Growth, *Journal of Economic Growth*, 5(2), 185–206.

Anhang 1: Übersicht über die empirische Literatur zum Zusammenhang von Einkommensverteilung und Wirtschaftswachstum

| Autor (Jahr) Studie | Beschreibung | Theorie | Schätzung | Methode | Ungleichheitsmaß | Ergebnis |
|---|---|--|----------------------------|---|---|--|
| Alesina, A., Rodrik, D. (1994) <i>Distributive politics and economic growth, Quarterly Journal of Economics, 109(2), 465–490.</i> | Um Auswirkung der Ungleichheit von Einkommen und Vermögen zu testen, wird ein endogenes Wachstumsmodell mit einem Politik-Modell verknüpft. Wirtschaftssubjekte sind hierbei alle gleichermaßen mit "ungelernter Arbeit" ausgestattet. Ungleichheit entsteht hier durch die Verteilung von Kapital (produktives Kapital wie auch Humankapital). Einkommensungleichheit entsteht im Folgenden aus der Verteilung des Vermögens/Kapitals. | Es wird sich auf die endogene Wachstumstheorie berufen. Im Besonderen sind dabei auch produktive Staatsausgaben (finanziert durch Steuern ausschließlich auf Kapital) wachstumstreibend. Das politische System entscheidet letztendlich über die Kernvariable der möglichen Umverteilung, nämlich der Steuerquote. Hierbei wird die Präferenz des Median-Wirtschaftssubjektes hinsichtlich der Steuerquote für allgemeinverbindlich erklärt. Je nachdem wie der Median-Akteur mit Kapital ausgestattet ist, ändert sich seine Präferenz hinsichtlich der Steuern. Dies hat Auswirkungen auf die Wachstumsrate. | 1960-1985; 29 Länder | zweistufige Querschnittsregression; OLS, 2SLS | Theorie: Verteilung von aller Arten von Kapital und von (ungelernter) Arbeit Empirischer Teil: GINI | Theorie: Umso ungleicher die Verteilung von breit definiertem Kapital, umso niedriger das Wachstum, da der Median-Wähler staatliche Umverteilungsmaßnahmen einfordern würden, welche Wachstum kosten. Um die Wachstumsrate zu steigern, sollte der Median-Akteur so kapitalreich wie möglich sein. Empirischer Teil: Theorie wird bestätigt. Relativ hohe Einkommens- und Vermögensungleichheit (Landbesitz) wirken sich negativ auf das langfristige Wachstum aus. |
| Bagchi, S., Svejnar, J. (2015) <i>Does wealth inequality matter for growth? The effect of billionaire wealth, income distribution, and poverty, Journal of Comparative Economics, 43(3), 505–530.</i> | Getestet wird die Wirkung von Vermögens-/Einkommensungleichheit und Armut auf Wachstum. Speziell wird hier auf die Milliardärs-Datenbank des Forbes-magazins zurückgegriffen. Dabei wird im Modell durch politische Kontakte erworbenes Vermögen (subjektive Abgrenzung) und "normal" erworbenes Vermögen unterschieden. | | 1987-2007; 23-42 Länder | Panelregression; FE, RE, sys. GMM, diff. GMM | Vermögensungleichheit: Milliardärsvermögen im Verhältnis zum BIP Einkommensungleichheit: GINI Armut: Anzahl der Personen in HH unter der Armutsgrenze | 1. Runde: ohne "polit"-Abgrenzung Vermögensungleichheit negativ andere Variablen nicht signifikant 2. Runde: für Polit-Verknüpfung wird kontrolliert nur noch diese Variable wirkt sich negativ auf das Wachstum aus |
| Barro, R. (2000) <i>Inequality and growth in a panel of countries, Journal of Economic Growth, 5(1), 5–32.</i> | Barro nimmt Bezug auf sein eigenes Wachstumsmodell und testet von Auswirkungen Einkommensungleichheit auf Wachstum. Es wird in arme (< \$2070 BIP/Kopf) und reiche Länder unterschieden. | Barro nennt 4 mögliche Auswirkungen von Ungleichheit auf das Wachstum: 1. Beschränkter Zugang armer HH zu Krediten hemmt Wachstum 2. Demokratie tendiert zu Umverteilung; dies hemmt die Anstrengungen der Wirtschaftssubjekte 3. Arme HH sind häufiger nicht produktiv und kriminell 4. Nach keynesianischer Theorie sparen reiche HH mehr, was sich nach neoklassischer Lesart positiv auf das Wachstum auswirke. Verminderung der Ungleichheit bewirke somit eine Verlangsamung des Wachstums, da weniger gespart wird | 1965-1995; 84 Länder | Panelregression; 10-Jahres Panels; 3SLS | GINI | Modell ohne arm/reich Unterscheidung: keine Auswirkung der Ungleichheit auf Wachstum Modell mit Unterscheidung: Ungleichheit in armen Ländern wirkt sich negativ auf Wachstum aus; in reichen Ländern dagegen positiv Barro deutet dies als Beleg für Kuznets Theorie, nach der ärmere Gesellschaften gleicher seien, aufgrund des hohen Anteils des primären Sektors. Dort deute alles auf Imperfektionen des Kreditmarktes hin. Arme HH haben nicht hinreichend Zugang zu Krediten. Weniger Ungleichheit würde diesen Umstand abmildern. |
| Bleaney, M., Nishiyama, A. (2004) <i>Income inequality and growth - does the relationship vary with the income level?, Economics Letters, 84(3), 349–355.</i> | Es werden mehrere Modelle, wie Barro (2000), mit dem ursprünglichen Ungleichheitslevel ergänzt und neu getestet. | Autoren nehmen Bezug insbesondere auf Barro (2000) und seine Hypothese, nach der die Auswirkung der Ungleichheit auf das Wachstum vom BIP-Niveau abhängt. | 1965-1990; 42/69 Länder | Querschnittsregression; OLS | GINI | Barro-Hypothese kann nicht bestätigt werden. Anfänglicher Gini-Koeffizient, unterteilt in arme/reiche Länder, besitzt keine Aussagekraft. |
| Chen, B.-L. (2003) <i>An inverted-U relationship between inequality and long-run growth, Economic Letters, 79(2), 205-212.</i> | Eine uniforme Wirkung von Ungleichheit auf Wachstum wird angezweifelt. Beziehung wird empirisch neu getestet. Dabei ist die anfängliche Ungleichheit die zentrale Variable. | Grundlage ist das Wachstumsmodell von Barro (1991). Der Gleichung wird neben der GINI-Variablen noch eine quadrierte GINI-Variablen hinzugefügt. | 1970-1992; 43 Länder | Querschnittsregression; OLS | GINI | Anstieg der Ungleichheit von einem ausgeglichenen Niveau aus wirkt sich negativ auf das Wachstum aus, da dann erforderliche Umverteilungsmaßnahmen bremsend wirken. Wenn dagegen starke Ungleichheit herrscht, wirkt sich eine Verringerung dieser wachstumsfördernd aus. Hinweis dabei auf die Kreditmarktimperfektionen. |

| | | | | |
|---|--|--|---|--|
| <p>Dominicis, L., de Groot, H.L.F., Florax, R.J.G.M. (2006) <i>Growth and inequality: a meta analysis, Scottish Journal of Political Economy, 55(5), 654-682.</i></p> | <p>Meta-Studie über bisherige Literatur zu Ungleichheit und Wachstum. Klassifizierung der Ansätze.</p> | <p>Zusammenfassung Positives 1: Reiche HH sparen mehr als ärmere, was zu mehr Ersparnis, also zu mehr Investitionen und Wachstum führe. 2: Nicht-Teilbarkeit von großen Investitionen, erfordert große zusammenhängende Ersparnisse/Vermögen 3: Größere Ungleichheit führt zu mehr Anstrengungen der Wirtschaftssubjekte</p> <p>Negatives 1: Politische Ökonomie - mehr Ungleichheit, mehr Umverteilung 2: Sozio-Politisch - mehr Ungleichheit, mehr unproduktive Aktivitäten (Kriminalität) 3: Kreditmarkt-Imperfektionen - kein Zugang für ärmere HH</p> | <p>theoretische Ansätze Vorzeichen:</p> <p>Unterschiedliche Ergebnisse sind eng verbunden mit vier Faktoren 1: Datenqualität Große Verbesserung mit Verfügbarkeit GINI von Deininger/Squire (1996), gute Vergleichbarkeit, Hohe Datenqualität 2: Zeitraum 3: Länder-Sample 4: Schätzmethode Länderübergreifende Querschnittsregressionen ergeben negatives VZ Panelregressionen ergeben eher positives Vorzeichen Mit GMM Schätzer verschwindet signifikante Wirkung auf Wachstum</p> | <p>Meta-Analyse mit 22 Studien (GINI als Maß) Publikations-Bias: Überrepräsentierte Studien mit negativem VZ</p> <p>Auswirkung von Ungleichheit auf Wachstum unterschiedlich in armen/reichen Ländern - Bestätigung für Barro (2000). Unterschiedliche Ergebnisse in kurzer/ langer Frist. Je langfristiger man testet, desto geringer der Koeffizient. Schätzungen müssen Länderspezifika angepasst werden. Wenn man für Regionen kontrolliert, verschwindet die Streuung</p> |
| <p>Forbes, K.J. (2000) <i>Relationship between inequality and growth, American Economic Review, 90(4), 869-887.</i></p> | <p>Autor greift weit verbreitete Auffassung über negatives VZ an und führt dies auf ausgelassene Variablen zurück. Lösungsansatz ist hier die Verwendung von Paneldaten. Weiterhin werden Sensitivitätsanalysen durchgeführt um die Robustheit der eigenen Ergebnisse zu testen.</p> | <p>Es wird sich auf die Ideen der vorhergehenden Literatur berufen.</p> | <p>1966-1995; 45 Länder</p> <p>Panelregression; diff. GMM</p> <p>GINI</p> | <p>Zeit-invariante länderspezifische nicht-beobachtete Variablen generieren einen negativen Bias. Kontrolliert man für diese Einflüsse, verbleibt ein positiver Einfluss der Ungleichheit auf das Wachstum.</p> |
| <p>Halter, D., Oechslin, M., Zweimüller, J. (2013) <i>Inequality and growth: the neglected time dimension, Journal of Economic Growth, 19(1), 81-84.</i></p> | <p>Autoren überprüfen Zeit-Dimension der möglichen Auswirkungen von Ungleichheit und liefern ein eigenes intertemporales Modell.</p> | <p>Polit-Ökonomisches Modell: Bei starker Ungleichheit bevorzugen Arme direkte Transfers statt öffentlicher Investitionen, das schwächt das "öffentliche Gut" und somit das Wachstum. Da das öffentliche Gut eine Zustandsvariable ist, wirkt sich eine Verstärkung der Ungleichheit erst verzögert auf die Qualität und damit den Wachstumsbeitrag des öffentlichen Gutes aus. Kurzfristig ist also mit positiven Auswirkungen zu rechnen, in der langen Frist hingegen mit negativen Wirkungen auf das Wachstum.</p> | <p>1965-2005; 106 Länder</p> <p>Panelregression; diff. GMM; sys. GMM</p> <p>GINI</p> | <p>Aktueller GINI hat positives VZ auf 5-Jahres-Wachstum; der zeitverschobene hat ein negatives VZ.</p> <p>Anstieg GINI um 10 Punkte führt zu Steigerung der 5-Jahres Wachstumsrate von 1,4-3,2 Prozentpunkte. In den nachfolgenden 5 Jahren wird die Wachstumsrate hingegen um 4,5-5,7 Prozentpunkte gesenkt.</p> |
| <p>Herzer, D., Vollmer, S. (2011) <i>Inequality and growth: evidence from panel cointegration, Journal of Economic Inequality, 10(4), 489-503.</i></p> | <p>Anhand Panel-Kointegrations-Test wird die Wirkung von Ungleichheit auf das pro Kopf-Einkommen überprüft. Investitionen stellen eine weitere Variable dar.</p> | <p>Autoren berufen sich auf Überlegungen von Galor/Moav, nach denen die Bedeutung von Humankapital im Entwicklungsprozess eines Landes mehr und mehr zunimmt. Während in früheren Stufen Sachkapital wichtiger ist, welche Ersparnisse erfordern, was Ungleichheit zu einem wachstumstreibenden Faktor macht, verschwindet dies im Laufe der Entwicklung. Erwerb von Humankapital setzt eine gewisse monetäre Ausstattung der Akteure voraus.</p> | <p>1970-1995; 46 Länder</p> <p>Panelregression</p> <p>GINI</p> | <p>In der langen Frist wird eine signifikant negative Wirkung festgestellt. Dabei ist es gleichgültig ob die betrachteten Länder arm/reich/entwickelt/demokratisch sind.</p> <p>Effekt der Ungleichheit auf Wachstum ist statistisch halb so hoch wie der der Investitionen.</p> |
| <p>Khalifa, S., El Hag, S. (2010) <i>Income disparities, economic growth, and development as a threshold, Journal of Economic Development, 35(2), 23-36.</i></p> | <p>Untersuchung an welchem Punkt sich das Vorzeichen der Ungleichheitswirkung ändert. Übliches Modell mit verzögerten Variablen Gini, Humankapital/Bildung, Marktstörungen</p> | <p>Galor/Moav (2004)</p> | <p>1970-1999; 70 Länder</p> <p>Panelregression;Grenzwe rt-Schätzung anhand dynamischen Panel</p> <p>GINI</p> | <p>Bis \$1079 pro Kopf BIP negative Wirkung, \$1079-\$1347 schwach negativ, über \$1347 keine statistisch signifikante Wirkung</p> |
| <p>Knowles, S. (2005) <i>Inequality and economic growth: The empirical relationship reconsidered in the light of comparable data, Journal of Development Studies, 41(1), 135-139.</i></p> | <p>Autor argumentiert dass Großteil der bisherigen Studien mit inkonsistenter Datenbasis arbeitete, was Ergebnisse verfälscht. Weiterhin kritisiert er, dass sie meist Variablen verwenden welche schon die auf die Ungleichheit folgende Umverteilung beinhalteten. Daher bezieht er persönliche Ausgaben mit in die Gleichung ein.</p> | <p>Schätzt eine "Barro-style growth regression" neu mit konsistenteren Daten.</p> | <p>1960-1990; 40 Länder</p> <p>Querschnittsregression; OLS</p> <p>GINI</p> | <p>Standard-Modell (mit GINI basierend auf Bruttoeinkommen) bringt mit besserer Datenbasis kein signifikantes Ergebnis hervor. Wenn stattdessen das Ungleichheitsmaß beruhend auf den persönlichen Konsumausgaben genommen wird, gibt es ein signifikantes negatives VZ. Ungleichheit wirkt sich somit nur auf das Wachstum aus, wenn sie Umverteilung hervorruft. Weiterhin ist das Ergebnis stark vom Ländersample abhängig.</p> |

| | | | | | | |
|---|--|--|--|---|---|--|
| Li, H., Zou, H. (1998) <i>Income inequality is not harmful for growth: Theory and evidence, Review of Development Economics</i> , 2(3), 318–384. | Überprüfung ob bisher angenommenes negatives VZ sowohl theoretisch als auch empirisch mit breiterer Datenbasis hält. | Größtenteils basierend auf Alesina/Rodrik und Barro. Neuheit: Staatliche Konsumausgaben gehen in die Nutzenfunktion ein, produktive Staatsausgaben hingegen in die Produktionsfunktion. Umverteilung ist somit nur störend, wenn folgende Umverteilung hauptsächlich in staatliche Konsumausgaben gelenkt wird. | 1960-1990; 46 Länder | Panelregression; FE, RE | GINI | Dynamisches' Modell bringt je nach Spezifikation mehrdeutige Ergebnisse, aber hauptsächlich ein positives VZ hervor. |
| Neves, P.C., Afonso, O., Silva, S.T. (2012) <i>A Meta-analytic assesment of the effects of inequality and growth, World Development</i> , 78, 386–400. | Meta-Analyse mit 28 Studien, welche mittels GINI die Wirkung von Ungleichheit (Einkommen & Vermögen) auf das Wachstum testen. | Anspruch Meta-Studie von Dominici (2000) zu erweitern. | Empirische Studien im Zeitraum von 1994-2014 | | GINI | Publikationsbias: Publiziert werden überwiegend statistisch signifikante Ergebnisse. Ergebnis folgen zeitlichen Mustern: Zyklen von positiven wie negativen Ergebnissen. Restliche Heterogenität der Ergebnisse kann erklärt werden durch Datenstruktur, Sample, Regionale Dummies, Maßeinheit der Ungleichheit. Querschnittsregressionen finden signifikant negativere Auswirkungen. Durchschnittlicher Effekt ist nicht signifikant. |
| Stevens, L.K. (2012) <i>Income inequality and economic incentives: Is there an equity-efficiency tradeoff?, Research in Economics</i> , 66(2), 149–160. | Autor greift die Hypothese "Gleichheit oder ökonomische Effizienz" an. Dabei geht er insbesondere auf die Beziehung von Ersparnissen und Investitionen ein. Statistischer Test auf Einfluss der Ungleichheit auf Investitionen und Kapitalbildung. | "Keynesianischer" Ansatz: Keine Beziehung zwischen Ungleichheit und Investitionen, aufgrund Zins-Inelastizität der Investitionen. Investitionen folgen eher dem BIP. | 1970-2006; USA | Querschnittsregression; unit root Test; Koint. Test; VECM | GINI, Verhältnis Top5%- EK/Low20%-EK, etc. | Kein statistisch signifikanter Einfluss auf Investitionen/Kapitalbildung und folglich auch nicht auf das Wachstum. |
| Sylvester, K. (2000) <i>Income inequality, education expenditures and growth, Journal of Development Economics</i> , 63(2), 379–398. | Aufsatz sucht nach Gründen für negatives VZ und schaut speziell auf einen potenziellen Wirkungsmechanismus: Bildung. Wie wirken sich Bildungsausgaben, welche die Ungleichheit mindern sollen, auf das kurz- und langfristige Wachstum aus? | | 1970-1985; 52 Länder | Querschnittsregression; 3SLS | GINI | Steigende Ungleichheit sorgt für steigende Ausgaben für Bildung. Das bremst das Wachstum kurzfristig. Langfristig sorgt der Aufbau von Humankapital für schnelleres Wachstum. |
| Thewissen, S. (2014) <i>Is it the income distribution or redistribution that affects growth?, Socio-Economic Review</i> , 12(3), 545–571. | Autor versucht, Effekte der Ungleichheit und Effekte der darauf folgenden Umverteilung zu trennen. Ungleichheitsmaß nach Steuern und Abgaben sollen beachtet werden. | Umverteilung hat zwei Wirkungskanäle: Einen direkten durch die entsprechenden Maßnahmen (z.B. Bildung) und einen durch die Verminderung der Ungleichheit. Für Schätzung wird Mankiw-Romer-Weil-Ansatz genutzt: Anfängliches Einkommen, Ungleichheitsvariable, Kontrollvariablen werden regressiert auf mittelfristiges Wachstum. | 1975-2009; 29 Länder | Querschnittsregression; gepoolte Zeitreihen, FE | Nach-Steuern-Variablen: GINI, "Squared. Coefficient Variation", "Mean log Deviation" | Findet keine positive Wirkung von Ungleichheit auf Wachstum. Auch nicht über daraus mglw. resultierende höhere Ersparnisse. Auch keine negative Wirkung durch Reduktion des Humankapitals. Schwache positive Verbindung von Top-Einkommen (1%-10% Top-EK-Teil) auf Wachstum. Keine Wirkung von Umverteilung auf Wachstum gefunden. Trade-Off-Theorien (Wachstum vs. weniger Ungleichheit) können nicht bestätigt werden. |
| Woo, J. (2011) <i>Growth, income distribution, and fiscal policy volatility, Journal of Development Economics</i> , 96(2), 289–313. | Der Autor testet einen neuen Wirkungsmechanismus: Die Volatilität der Staatsausgaben. | Verschiedene Auffassungen der Wirtschaftssubjekte über Ungleichheit führt zu unsteter fiskalischer Politik. Diskretionäre Ausgaben werden pro-zyklisch, genereller Wachstumspfad niedriger. (Beruft sich auf eigene theoretische Arbeiten) | 1960-2000; 93 Länder | Querschnittsregression; OLS, reweighted least squares | GINI | Statistisch bestätigt wird die negative Verbindung von anfänglicher Ungleichheit und Wachstum, von Ungleichheit und fiskalischer Volatilität und der daraus folgenden negativen Wachstumswirkung. |

Anhang 2: Ökonometrische Befunde der besprochenen Studien

Tabelle A2.1: Resultate von Ostry, Berg und Tsangarides für 153 Länder

| | Dependent Variable: growth rate of per capita GDP | | | |
|-------------------------------------|---|------------------------|------------------------|------------------------|
| | Baseline | Baseline + controls | | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| Log(initial income) | -0.0069** (0.0034) | -0.0081** (0.0035) | -0.0140*** (0.0037) | -0.0135*** (0.0046) |
| Net inequality | -0.1435*** (0.0444) | -0.0914*** (0.0336) | -0.0739*** (0.0266) | -0.1057** (0.0492) |
| Redistribution | 0.0046 (0.0492) | 0.0258 (0.0516) | 0.0109 (0.0428) | 0.0530 (0.0494) |
| Log(investment) | | 0.0241*** (0.0077) | 0.0250*** (0.0084) | 0.0076 (0.0125) |
| Log(population growth) | | -0.0159 (0.0182) | -0.0215 (0.0174) | -0.0084 (0.0160) |
| Log(total education) | | | 0.0206*** (0.0073) | 0.0164* (0.0099) |
| Large negative terms of trade shock | | | | -0.0424*** (0.0158) |
| Political institutions | | | | -0.0011 (0.0008) |
| Openness | | | | 0.0091 (0.0082) |
| Debt liabilities | | | | -0.0198*** (0.0059) |
| Constant | 0.1262*** (0.0389) | 0.0718 (0.0456) | 0.0965** (0.0389) | 0.1687*** (0.0573) |
| Number of observations | 828 | 828 | 751 | 558 |

Source: Income, investment/GDP, population growth and openness (Penn World Tables 7.1); redistribution and gini (SWIID 3.1); average years of primary and secondary schooling (Barro and Lee, 2012); political institutions from -10 (most autocratic) to 10 (most democratic) (Polity IV); external debt/GDP (Lane and Milesi-Ferretti, 2007, updated); goods terms-of-trade = 1 when the annual change is in the bottom 3 deciles (WEO). For details see Berg et al. (2012).

1/ System GMM estimation. Robust standard errors in brackets where *, **, and *** indicate statistical significance at the 10, 5 and 1 percent levels, respectively.

Quelle: Ostry *et al.* (2014, S. 18)

Tabelle A2.2: Resultate von Dabla-Norris, Kochhar, Suphaphiphat, Ricka und Tsounta für 159 Länder

| Variables | Dependent Variable: GDP Growth | | | | | |
|--------------------------------|--------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Lagged GDP Growth | 0.145*** (0.033) | 0.112*** (0.030) | 0.118*** (0.031) | 0.113*** (0.031) | 0.097*** (0.030) | 0.114*** (0.031) |
| GDP Per Capita Level (in logs) | -1.440*** (0.361) | -2.198*** (0.302) | -2.247*** (0.307) | -2.223*** (0.308) | -2.122*** (0.304) | -2.222*** (0.307) |
| Net Gini | -0.0666* (0.034) | | | | | |
| 1st Quintile | | 0.381** (0.165) | | | | |
| 2nd Quintile | | | 0.325** (0.146) | | | |
| 3rd Quintile | | | | 0.266* (0.152) | | |
| 4th Quintile | | | | | 0.0596 (0.180) | |
| 5th Quintile | | | | | | -0.0837* (0.044) |
| Constant | 17.34*** (3.225) | 18.82*** (2.579) | 18.12*** (2.713) | 17.45*** (3.058) | 19.41*** (4.203) | 25.32*** (3.496) |
| Country Fixed Effects | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Time Dummies | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| #. of Observations | 733 | 455 | 455 | 455 | 455 | 455 |
| #. of Countries | 159 | 156 | 156 | 156 | 156 | 156 |

Source: Solt Database; World Bank; UNU-WIDER World Income Inequality Database; and IMF staff calculations.

Note: Standard errors in parentheses, *p < 0.1; **p < 0.05; ***p < 0.01. Estimated using system GMM, which instruments potentially endogenous right-hand-side variables using lagged values and first differences. The regressions include country and time dummies to respectively control for time-invariant omitted-variable bias and global shocks, which might affect aggregate growth but are not otherwise captured by the explanatory variables.

Quelle: Dabla-Norris *et al.* (2015, S. 7)

Tabelle A2.3: Resultate von Cingano für die OECD

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
|--------------------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|-------------------|---------------------|---------------------|-------------------|
| Net inequality (t-1) | -0.774** (0.319) | -0.800** (0.306) | -0.809*** (0.282) | -1.003** (0.376) | | -1.257** (0.517) | -1.207** (0.473) | |
| Gross inequality (t-1) | | | | | -0.640 (1.092) | 0.138 (0.595) | | |
| (Gross–Net) ineq. (t-1) | | | | | | | 0.064 (0.706) | -0.365 (1.476) |
| y (t-1) | -0.136** (0.054) | -0.080 (0.051) | -0.054 (0.057) | -0.079 (0.106) | 0.038 (0.178) | -0.070 (0.121) | -0.079 (0.131) | 0.133 (0.231) |
| Human Capital (t-1) | | -0.005 (0.011) | -0.007 (0.007) | -0.000 (0.015) | 0.006 (0.021) | -0.009 (0.011) | -0.010 (0.012) | 0.013 (0.021) |
| Investment (t-1) | | 0.197 (0.318) | 0.428 (0.544) | 0.045 (1.311) | 1.545 (1.304) | -0.245 (1.310) | -0.243 (1.477) | 2.484 (2.138) |
| M2 (p-val) | 0.722 | 0.558 | 0.623 | 0.723 | 0.860 | 0.606 | 0.665 | 0.916 |
| Hansen Statistics (p-val) | 0.847 | 0.614 | 0.377 | 0.129 | 0.471 | 0.129 | 0.174 | 0.535 |
| Observations | 127 | 127 | 127 | 127 | 124 | 124 | 124 | 124 |
| Number of countries | 31 | 31 | 31 | 31 | 30 | 30 | 30 | 30 |
| Number of instruments | 27 | 31 | 26 | 16 | 16 | 18 | 18 | 16 |

Note: The dependent variable is $\Delta \ln y_t$ where y_t is per capita GDP, and $[t-(t-1)]$ is a 5-year period. Inequality is measured by Gini indexes. Robust, 2-step System GMM estimator with Windmeijer-corrected standard errors. All regressions include country and period dummies. M2 are the p-values of the tests for second order serial correlation in the differenced error terms; Hansen denotes the p-value on the Hansen test of over identifying restrictions. ***, **, * denote significance at the 1, 5, 10% levels, respectively

Quelle: Cingano (2014, S. 17)

Tabelle A2.4: Resultate von Kolev und Niehues für die OECD

Dependent Variable: growth of GDP per capita (five-year period)

| VARIABLES | (1) OLS | (2) FE | (3) System GMM | (4) System GMM | (5) System GMM | (6) System GMM | (7) Difference GMM |
|-------------------------|----------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|-----------------------------------|----------------------------------|--------------------------------|---------------------------------|
| Ln GDP per capita | -0.073*** (0.017) | -0.258*** (0.089) | -0.071*** (0.024) | -0.057 (0.045) | -0.053 (0.045) | 0.158 (0.101) | -0.156 (0.259) |
| Net inequality | -0.155* (0.093) | 0.347^ (0.206) | -0.194 (0.247) | -0.482** (0.222) | -0.484* (0.279) | 0.099 (0.490) | 0.805^ (0.501) |
| Human capital | | | | | -0.010 (0.041) | -0.040 (0.041) | 0.047 (0.063) |
| Investment | | | | | 0.118 (0.203) | -0.169 (0.264) | -0.605** (0.268) |
| Post-communist | | | | | | 0.243** (0.115) | |
| Period Effects | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |
| Observations | 205 | 205 | 205 | 205 | 205 | 205 | 172 |
| Number of countries | 33 | 33 | 33 | 33 | 33 | 33 | 33 |
| Number of instruments | | | 78 | 30 | 34 | 34 | 35 |
| A-B test 2nd-order corr | | | 0.751 | 0.606 | 0.538 | 0.873 | 0.535 |
| Hansen test | | | 1.000 | 0.376 | 0.350 | 0.409 | 0.292 |

All estimations with robust/clustered standard errors.

*** p<0.01, ** p<0.05, *p<0.1, ^p<0.11

Source: own calculations based on data from OECD, SWIID, PWT 8.1

Quelle: Kolev und Niehues (2016a, S. 18)

Anhang 3: Formale Struktur des Bhaduri-Marglin-Modells

$$x = c + i + e - m \quad (\text{A.1})$$

$$c = (1 - \sigma_w) \frac{w}{\lambda} x + (1 - \sigma_\pi) \pi x = [(1 - \sigma_w) \nu + (1 - \sigma_\pi)(1 - \nu)]x; \quad \sigma_\pi > \sigma_w \quad (\text{A.2})$$

$$i = a_i b_i^{\phi_0} \pi^{\phi_1} x^{\phi_2} \quad \phi_0, \phi_1, \phi_2 > 0 \quad (\text{A.3})$$

$$e = a_e z^{\varepsilon_0} \left(\frac{\nu}{\nu_f} \right)^{\varepsilon_1} \quad \varepsilon_0 > 0; \varepsilon_1 < 0 \quad (\text{A.4})$$

$$x = \frac{i + e}{[\sigma_\pi - \nu(\sigma_\pi - \sigma_w) + \zeta]} = \frac{1}{\mu} (i + e); \quad \frac{1}{\mu} > 1 \quad (\text{A.5})$$

$$\hat{x} = -\hat{\mu} + \frac{\iota}{\mu} \hat{i} + \frac{\chi}{\mu} \hat{e} = -\hat{\mu} + \psi_i \hat{i} + \psi_e \hat{e} \quad (\text{A.6})$$

$$\hat{\mu} = -\frac{\nu}{\mu} (\sigma_\pi - \sigma_w) \hat{\nu} = -\xi (\sigma_\pi - \sigma_w) [\hat{w} - \hat{\lambda}] \quad (\text{A.7})$$

$$\hat{\pi} = \frac{\Delta \pi}{\pi} = -\frac{\Delta \nu}{\pi} \frac{\nu}{\nu} = -\theta \hat{\nu} = -\theta (\hat{w} - \hat{\lambda}) \quad (\text{A.8})$$

$$\hat{x}_{DR} = \frac{\psi_e \varepsilon_0 \hat{z}}{[1 - \psi_i \phi_2]} + C \hat{w} - C \hat{\lambda}; \quad C = \frac{[\xi (\sigma_\pi - \sigma_w) - \psi_i \phi_1 \theta + \psi_e \varepsilon_1]}{[1 - \psi_i \phi_2]} \quad (\text{A.9})$$

\hat{x} = Wachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts; $\hat{\lambda}$ = Wachstumsrate der Arbeitsproduktivität; \hat{w} = Wachstumsrate des Reallohns; $\hat{\nu}$ = Wachstumsrate der realen Lohnstückkosten; \hat{i} = Wachstumsrate der realen Bruttoanlageinvestitionen; \hat{e} = Wachstumsrate der realen Exporte; \hat{z} = Wachstumsrate des Welthandelsvolumens; ν = Lohnquote; π = Profitquote ($\pi = 1 - \nu$); ζ = Importquote; χ = Exportquote; ι = Investitionsquote; $\theta = \nu / \pi$. Die restlichen Symbole stellen Parameter dar, die empirisch geschätzt werden können.

Anhang 4: Empirische Evidenz für das Bhaduri-Marglin-Modell

Tabelle A4.1: Die Schweiz ist *profit-led*

Wirkung einer Erhöhung des Reallohnwachstums um einen Prozentpunkt auf

| | Konsum- wachstum | Investitions- wachstum | Export- wachstum | Gesamteffekt | |
|--------------------|--|---|--|----------------------|-----------------------|
| | $\frac{[\xi(\sigma_\pi - \sigma_w)]}{[1 - \psi_i \phi_2]}$ | $\frac{-[\psi_i \phi_1 \theta]}{[1 - \psi_i \phi_2]}$ | $\frac{[\psi_e \varepsilon_1]}{[1 - \psi_i \phi_2]}$ | C | |
| | | | | Mit Investitionen | Ohne Investitionen |
| Aktuelle Quoten | 0.924 | 0 oder -0.349 | -1.033 | -0.458 | -0.109 |

Quelle: Hartwig (2013)

Tabelle A4.2: Das durchschnittliche OECD-Land ist *wage-led*

Effects of an increase in real wage growth by one percentage point on

| | Consumption growth | Investment growth | Export growth | Total effect |
|-------------------|--|---|--|--------------|
| | $\frac{[\xi(\sigma_\pi - \sigma_w)]}{[1 - \psi_i \phi_2]}$ | $\frac{-[\psi_i \phi_1 \theta]}{[1 - \psi_i \phi_2]}$ | $\frac{[\psi_e \varepsilon_1]}{[1 - \psi_i \phi_2]}$ | C |
| Up-to-date shares | 0.181 | 0.000 | -0.157 | 0.024 |

Quelle: Hartwig (2014)