

Diskussionsbeitrag 2003/12
Fachbereich Wirtschaftswissenschaften
Universität Osnabrück

Wieso Umverteilung?

Einsichten aus ökonometrischen
Umfrageanalysen

Giacomo Corneo*

September 2003

*Universität Osnabrück, CEPR, London, CESifo, München und IZA, Bonn. Adresse: FB 9, Universität Osnabrück, Rolandstraße 8, 49069 Osnabrück; e-mail: gcorneo@oec.uni-osnabrueck.de.

Schriftliche Fassung eines Vortrags anlässlich der 46. Arbeitstagung des Ausschusses für Finanzwissenschaft des Vereins für Socialpolitik in Berlin vom 11.–14. Juni 2003.

Für wertvolle Kommentare bedanke ich mich bei den Teilnehmern an der obigen Arbeitstagung insbesondere bei Stefan Homburg, dem ich eine scharfe Einsicht in die geschlechtsspezifischen Motive der Umverteilung verdanke.

Abstract

This paper summarizes the main empirical findings on the determinants of individual attitudes toward governmental redistribution of income. Using data from national and international surveys, recent studies have shown that traditional pecuniary incentives are just one - and not always the strongest - factor that shapes individual preferences for redistribution. Altruism, status seeking, and beliefs in the fairness of market outcomes constitute additional forces shaping preferences. The current paper also provides a novel investigation of the German case, based on survey data collected in 1992 and 1999. Our empirical analysis reveals that governmental redistribution of income has lost substantial support during that period. People in the eastern part of Germany are more prone to support redistribution than their westgerman counterparts; however, their attitudes seem to be converging toward those of westgerman citizens.

Keywords: governmental redistribution, political attitudes.

JEL-Classification: D31, D72, H23.

1 Einleitung

In allen Industrienationen dient ein Großteil der Finanzströme, die über den öffentlichen Sektor laufen, der Verringerung von Wohlstandsunterschieden innerhalb der Bevölkerung. Die staatliche Umverteilung des Einkommens ist so umfangreich und dauerhaft, daß sie ohne die Zustimmung der Bevölkerungsmehrheit nicht zu denken wäre. Welche empirisch relevanten Faktoren bestimmen die positive Einstellung der Mehrheit der Bürger zur Umverteilung?

Eine Antwort auf diese Frage ist für Ökonomen in zweierlei Hinsicht von Bedeutung. Erstens ist die Kenntnis der Beweggründe der Umverteilung für das Verständnis der Rolle des Wohlfahrtsstaates sowie für den Entwurf von politisch durchführbaren Reformen unabdingbar. Man nehme als Beispiel die derzeit vehement diskutierten Kürzungen im Bereich der Fürsorgepolitik. Ist der Widerstand gegen solche Maßnahmen hauptsächlich das Echo der wirtschaftlichen Interessen der unmittelbar Betroffenen, resultiert er aus der Verletzung bestimmter Gerechtigkeitsnormen oder hat er noch andere Gründe? Von der Antwort auf diese Fragen hängt ab, welche Flankiermaßnahmen geeignet sind, um jene Kürzungen in eine Pareto-verbessernde oder wenigstens in eine mehrheitsfähige Reform einzubetten.

Zweitens können die Bestimmungsfaktoren der Forderung nach ökonomischer Gleichheit ein Licht auf die maßgebliche internationale Variation der Verteilungspolitik werfen. So ist der Quotient zwischen den öffentlichen Ausgaben für Soziales und Gesundheitswesen und dem Bruttoinlandsprodukt in Ländern wie Frankreich und Schweden ungefähr doppelt so hoch wie in den Vereinigten Staaten. Um die qualitativen Unterschiede der nationalen Steuer-Transfer-Systeme zu verdeutlichen, spricht man von drei Modellen des Wohlfahrtsstaates, von der korporatistischen, der sozialdemokratischen und der liberalen Variante. Wie könnte man diese Vielfalt je erklären, wenn man von den konkreten Wünschen und Vorstellungen der Menschen in den jeweiligen Ländern absieht?

Der vorliegende Beitrag ist der empirischen Analyse der Einstellungen der Bürger zur staatlichen Einkommensumverteilung gewidmet. Hierbei konzentriere ich mich auf die Auswertung ökonometrischer Umfrageanalysen, welche in jüngster Zeit vermehrt durchgeführt worden sind. Dazu zählen die Arbeiten von Ravallion und Lokshin (2000), Fong (2001), Corneo (2001), Corneo und Grüner (2002) und Alesina und La Ferrara (2002). Ich werde sowohl einen Überblick der bisherigen Forschungsarbeiten anbieten als auch einige neue Resultate präsentieren.

Der folgende Abschnitt 2 über die Grundzüge wohlfahrtsstaatlicher Umverteilung dient einer schnellen Vergegenwärtigung der Staatstätigkeiten, um die es hier geht. In jenem Abschnitt werden die wohlfahrtsstaatlichen Institutionen, die den Großteil der heutigen Umverteilung herbeiführen, erwähnt und einige Kennzahlen über das Ausmaß der Umverteilung in Deutschland gegeben.

Abschnitt 3 faßt unser theoretisches Wissen über die Determinanten der Nachfrage nach Wohlstandsgleichheit zusammen. Besprochen werden insbesondere die Bestimmungsgründe der Einstellungen der Bürger zur Umverteilung, welche in den Modellen der politischen Ökonomie hervorgehoben werden. Diesen Theorien gilt die empirische Überprüfung, die hier betrachtet wird.

In Abschnitt 4 werden die zentralen methodologischen Probleme einer empirischen Untersuchung mittels Umfragedaten erörtert. Ferner werden die empirischen Verfahren beschrieben, die bei solchen Daten verwendet werden, um die Bestimmungsfaktoren der Einstellung zur Umverteilung zu überprüfen.

Die Abschnitte 5 und 6 stellen den Kern des vorliegenden Beitrags dar. In Abschnitt 5 biete ich eine Würdigung der Resultate der bisherigen Literatur an. Dabei konzentriere ich mich auf die Signifikanz verschiedener Bestimmungsfaktoren der Bürgermeinungen und auf die Erklärung der internationalen Unterschiede bezüglich der Befürwortung staatlicher Verteilungspolitik.

In Abschnitt 6 werden die Hauptresultate einiger ökonometrischer Schätzungen präsentiert, die ich anhand eines neuen Datensatzes vorgenommen habe. Diese Untersuchung gilt den Einstellungen der Deutschen zur Einkommensumverteilung. Im Vordergrund der Analyse stehen die Entwicklung dieser Einstellungen nach der Wiedervereinigung, die Einstellungsunterschiede zwischen den alten und den neuen Bundesländern, sowie die Verringerung dieser Unterschiede im Laufe der neunziger Jahre. Am Beitragsende faßt ein Fazit die wichtigsten Botschaften der betrachteten Literatur einschließlich der neuen Untersuchung zusammen.

2 Grundzüge wohlfahrtsstaatlicher Umverteilung

In den meisten Industrienationen erfolgt der Großteil wohlfahrtsstaatlicher Umverteilung von den Einkommensstarken zu den Einkommensschwachen durch drei Institutionen:

1. Die Finanzierung eines Teils des öffentlichen Haushalts durch die progressive Besteuerung der Einkommen und der Vermögen.
2. Die weitgehend unentgeltliche Bereitstellung bestimmter privater Güter und Dienstleistungen, wie medizinische Versorgung und Grundschulunterricht.

3. Die Gewährung von Fürsorgeleistungen wie Sozialhilfe oder Wohngeld an bedürftige Personen.

Derartige staatliche Institutionen tragen wesentlich zur Verwirklichung bestimmter sozialer Grundrechte bei, die in die 1948 von den Vereinten Nationen verabschiedete *Menschenrechtserklärung* Eingang gefunden haben. Gemeint sind hier vor allem die folgenden drei Artikel der Menschenrechtserklärung:

Art. 22:

„Jeder hat als Mitglied der Gesellschaft das Recht auf soziale Sicherheit und Anspruch darauf, durch innerstaatliche Maßnahmen und internationale Zusammenarbeit sowie unter Berücksichtigung der Organisation und der Mittel jedes Staates in den Genuß der wirtschaftlichen, sozialen und kulturellen Rechte zu gelangen, die für seine Würde und die freie Entwicklung seiner Persönlichkeit unentbehrlich sind.“

Art. 25:

„(1) Jeder hat das Recht auf einen Lebensstandard, der seine und seiner Familie Gesundheit und Wohl gewährleistet, einschließlich Nahrung, Kleidung, Wohnung, ärztliche Versorgung und notwendige soziale Leistungen gewährleistet sowie das Recht auf Sicherheit im Falle von Arbeitslosigkeit, Krankheit, Invalidität oder Verwitwung, im Alter sowie bei anderweitigem Verlust seiner Unterhaltsmittel durch unverschuldete Umstände. (2) Mütter und Kinder haben Anspruch auf besondere Fürsorge und Unterstützung. Alle Kinder, eheliche wie außereheliche, genießen den gleichen sozialen Schutz.“

Art. 26, Abs. 1:

„Jeder hat das Recht auf Bildung. Die Bildung ist unentgeltlich, zum mindesten der Grundschulunterricht und die grundlegende Bildung. Der Grundschulunterricht ist obligatorisch. Fach- und Berufsschulunterricht müssen allgemein verfügbar gemacht werden, und der Hochschulunterricht muß allen gleichermaßen entsprechend ihren Fähigkeiten offenstehen.“

Reformer glauben, daß Wohlfahrtsstaaten wie etwa der deutsche schlanker gemacht werden können, ohne diese sozialen Grundrechte in Frage zu stellen. Die Normen, die solche Grundrechte garantieren sollen, bilden vermutlich keine bindende Restriktion, denn in modernen Wohlfahrtsstaaten ist das Ausmaß der Umverteilung ökonomischer Ressourcen bekanntlich groß.

Wie groß die Umverteilung tatsächlich ist, läßt sich allerdings schwer sagen. Ein zentraler Indikator staatlicher Einkommensumverteilung ist der Unterschied zwischen dem Gini-Koeffizienten der Verteilung der Markteinkommen und demjenigen der Verteilung der Nettoeinkommen, welche der Staat durch Transferzahlungen einerseits und Steuern und Sozialversicherungsbeiträge andererseits beeinflußt. Für Deutschland wurden hierzu

neue Ergebnisse im ersten Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung vorgelegt. Auf Basis der Daten aus der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) finden die Berichterstatter heraus, daß für das Jahr 1998 der Gini-Koeffizient für die Marktäquivalenzeinkommen 0,45 beträgt, während derjenige für die Nettoäquivalenzeinkommen lediglich 0,26 beträgt.¹

Dieser Vergleich informiert nicht darüber, wieviel von dem Unterschied zwischen Primär- und Sekundäreinkommen durch staatliche Eingriffe verursacht wird, die einen reinen Umverteilungscharakter haben, und wieviel durch reine Versicherungsleistungen und -beiträge bedingt ist. So zählen sowohl staatliche Altersrenten als auch Sozialhilfeleistungen zu den Transferzahlungen, die die Sekundärverteilung der Einkommen bestimmen, wovon nur die Sozialhilfeleistungen der Verteilungspolitik gänzlich zuzuordnen sind.² Ferner informiert dieser Vergleich nicht über jene Umverteilung, die über Realleistungen erfolgt, wie etwa die öffentliche Bereitstellung von Grundschulunterricht zum Nulltarif. Unberücksichtigt bleibt auch die Verteilungswirkung durch die staatliche Einflußnahme auf die Preisstruktur, z. B. durch differenzierte Mehrwertsteuersätze oder spezielle Verbrauchsteuern. Mangels besserer Zahlen mögen die obigen Gini-Koeffizienten als ausreichender Beweis des großen Ausmaßes staatlicher Umverteilung von reich zu arm in Deutschland dienen. Hierbei nimmt Deutschland unter den OECD-Ländern einen Platz im Mittelfeld ein. Schweden ist das klassische Beispiel eines Landes, in dem die staatliche Umverteilung ausgeprägter als in Deutschland ist; hingegen ist die Umverteilung in den Vereinigten Staaten begrenzter als in Deutschland.

3 Theorien der Nachfrage nach Umverteilung

Eine umfangreiche und dauerhafte Einkommensumverteilung setzt in einem demokratischen Staat den Konsens der Bevölkerungsmehrheit voraus. Die Einstellungen der Bürger zur staatlichen Umverteilung des Einkommens sind zwar nicht unveränderbar, sind aber mittelfristig als vorgegeben zu sehen; somit grenzen sie das Feld des politisch Möglichen ein.

Welche Faktoren bestimmen die Einstellung der Bürger zur Umverteilung? In der

¹Siehe Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung (2001, Kap. I). Bei der EVS bleiben die Haushalte mit besonders hohem Einkommen unberücksichtigt, und diejenigen am unteren Rand sind ebenfalls zu schwach repräsentiert. Daher wird die Einkommensungleichheit unterschätzt. Der maßgebliche staatliche Einfluß auf die Sekundärverteilung der Einkommen wird trotzdem klar.

²Da die staatlichen Altersrenten nicht versicherungsmathematisch fair sind, weist auch die gesetzliche Rentenversicherung eine Umverteilungskomponente auf. Für Deutschland finden Börsch-Supan und Reil-Held (2001), daß die 20 % Einkommensärmsten von der gesetzlichen Rentenversicherung stark profitieren. Beträchtliche Umverteilungseffekte liegen auch bei der Kranken- und Arbeitslosenversicherung vor, siehe z. B. Bohnet (1999, Kap. 16).

polit-ökonomischen Literatur zur Umverteilung sind die Einstellungen der Bürger ein wesentlicher Baustein der Modellanalyse. Die traditionell unterstellte Determinante von Bürgermeinungen ist das pekuniäre Eigeninteresse. Neuere Ansätze heben die wirtschaftliche Lage relevanter Dritter und die Vermeidung von Ungerechtigkeit als weitere Bestimmungsfaktoren hervor.

3.1 Pekuniäres Eigeninteresse

Durch die Verteilungspolitik beeinflusst der Staat die Höhe und die Sicherheit der Einkommen, die den Bürgern zur Verfügung stehen. Daraus folgen pekuniäre Anreize für die Befürwortung oder Ablehnung staatlicher Umverteilung.

3.1.1 Einkommenshöhe

Nicht die nobelste wohl aber die kräftigste Motivation menschlichen Handelns ist nach herkömmlicher Ökonomensicht die eigene Kaufkraftvermehrung, schließlich ist Ökonomie ja die "science sans entrailles".³ Es wundert daher nicht, daß der homo oeconomicus der Hauptdarsteller polit-ökonomischer Literatur zur Umverteilung ist. Tatsächlich liefert dieser Ansatz eine einfache Erklärung, warum es in einer Demokratie zu einer Umverteilung von reich zu arm kommt. Nach dem Medianwählertheorem setzen sich in einer Demokratie die Präferenzen des Medianwählers durch. Da das Bruttoeinkommen des Medianwählers typischerweise geringer als das Durchschnittseinkommen ist, soll der politische Entscheidungsprozeß zu einer Umverteilung der Einkommen zugunsten der ärmeren Schichten führen. Wie weit die Umverteilung gehen soll, hängt sowohl vom Quotienten zwischen dem Median- und dem Durchschnittseinkommen als auch von den volkswirtschaftlichen Kosten der Umverteilung ab [Romer (1975), Roberts (1977)].

Zu einer wichtigen Präzisierung dieser Theorie kommt es, wenn angenommen wird, daß die Verteilungspolitik nicht kontinuierlich, sondern nach relativ langen zeitlichen Abständen definiert werden kann. Bei der Beurteilung einer langfristig gültigen Verteilungspolitik ist für die Bürger wichtig zu wissen, daß ihre relative Einkommensposition sich über die gesamte Dauer der beschlossenen Verteilungspolitik verändern kann. In diesem Fall hängt das pekuniäre Eigeninteresse von der zukünftigen Einkommensmobilität ab. Dies kann beispielsweise erklären, warum es Geringverdiener gibt, die gegen die Umverteilung sind, und Großverdiener gibt, die die Umverteilung befürworten [Benabou und Ok (2001)]. Die einen erwarten eine positive, die anderen eine negative Einkommensmobilität.

Zu beachten ist ferner, daß für die persönliche Einstellung zur Verteilungspolitik die individuelle Wahrnehmung des eigenen pekuniären Interesses bestimmend ist. Tatsächli-

³Flaubert, Le dictionnaire des idées reçues.

ches und wahrgenommenes Interesse können voneinander abweichen, wenn die Individuen unvollständig informiert sind. Individuen können z. B. das durchschnittliche Einkommen in ihrem Wohnsitzland falsch einschätzen oder einfach nicht wissen, welchen Rang sie in der Einkommensskala haben.⁴ Ebenso können sie unrealistische Erwartungen über ihre eigenen Mobilitätschancen haben. Des Weiteren dürften viele Individuen sich über die tatsächlichen Kosten der Umverteilung irren, sowohl was die Vollzugskosten als auch was die Anreizkosten der Umverteilung betrifft [Piketty (1995)].

3.1.2 Einkommenssicherheit

Da das Markteinkommen unsicher ist, erzeugt die Verringerung der Ungleichheit durch die Verteilungspolitik eine Versicherungswirkung, denn sie senkt die Volatilität des Nettoeinkommens. Sind die Individuen risikoscheu, so kann für sie die Umverteilung des Einkommens auch dann einen positiven Wert haben, wenn die für sie hierdurch entstehende erwartete Nettoeinkommensänderung negativ ist [Varian (1980)]. Daher kann die staatliche Umverteilung des Einkommens auch von solchen Individuen befürwortet werden, welche ein überdurchschnittliches Einkommen erwarten.

3.2 Verteilungsexternalitäten

Unter dieser Rubrik ist eine Vielzahl unterschiedlicher Motivationen zu verstehen, deren gemeinsamer Nenner darin besteht, daß das Individuum sich für die wirtschaftliche Situation bestimmter Mitbürger interessiert. In diesem Sinn handelt es sich dabei um "interdependente Präferenzen", welche den Blick über die eigenen Schultern voraussetzen.

3.2.1 Altruismus

Individuen können eine großzügige Fürsorgepolitik befürworten, weil sie Empathie mit armen Menschen empfinden. Wahrscheinliche Gründe für diese psychologische Einstellung sind die eigene Erfahrung mit Armut oder mit armen Menschen sowie die Verinnerlichung religiöser Normen wie des Gebotes der Nächstenliebe. Individuen mit solchen Neigungen können auch dann für eine staatliche Umverteilung des Einkommens sein, wenn sie die Möglichkeit haben, auf freiwilliger Basis Menschen zu unterstützen, die in eine Notlage geraten sind. Dies gilt sogar, wenn alle Individuen altruistisch geneigt sind, da rationale Altruisten den positiven Effekt der eigenen Spenden auf den Nutzen anderer Spender vernachlässigen. Aufgrund der mangelnden Internalisierung kommt es ohne staatlichen

⁴Einen empirischen Beleg systematisch verzerrter Wahrnehmungen liefern Graham und Pettinato (2003), die Paneldaten aus Peru und Rußland analysieren. Sie finden, daß die Individuen, die ihre ökonomische Position verbessert haben, diese Verbesserung systematisch unterschätzen.

Zwang zu einer zu niedrigen Umverteilung, und zwar auch vom Standpunkt der reichsten Altruisten [Arrow (1981)].

”Gleichheit ist die Seele der Freundschaft” heißt es beim Stagiriten. Spiegelbildlich nährt eine ausgeprägte Ungleichheit der Wohlstandsniveaus den Boden feindseliger Handlungen, von Demütigung bis zu Gewaltakten. In der Tat deuten Landesvergleiche auf eine positive Korrelation zwischen Einkommensungleichheit und Kriminalität hin [Imrohoroglu et al. (2000), Corneo (2003, S. 64)]. Nach verbreiteter Auffassung kann man sich durch Einkommensumverteilung unter Umständen nicht nur innere Sicherheit, sondern auch sozialen Frieden und politische Stabilität erkaufen.

3.2.2 Statuseffekte

Ein steigendes Einkommen dient nicht nur der Vergrößerung des Konsums, sondern auch der Erzielung von sozialem Status. Dies gelingt allerdings nur, wenn das Einkommen der anderen nicht überproportional zum eigenen Einkommen wächst, da der Status des einzelnen aus einem sozialen Vergleich resultiert. Weil das Streben nach einem höheren Einkommensrang - z. B. durch Überstunden und erweiterte Risikoübernahme - den sozialen Status anderer gefährdet, kommt es zu einer negativen Externalität sozialer Natur. Unter gewissen Bedingungen kann deshalb eine Umverteilung von reich zu arm sogar eine Pareto-Verbesserung erzeugen [Persson (1995), Corneo (2002)].

Ferner ruft die Verteilungspolitik eine distributive Auswirkung bezüglich dem individuellen Zugang zu sozialem Status hervor, denn die Einkommensumverteilung beeinflusst die Zusammensetzung des sozialen Milieus der Bürger. Eine Angleichung der verfügbaren Einkommen erhöht die Wahrscheinlichkeit, daß Haushalte einer bestimmten Einkommensschicht soziale Kontakte mit Haushalten anderer Schichten erfahren, sei es z. B. als Anwohner desselben Stadtviertels, als Urlauber am selben Ort oder als eingeschriebener Student derselben Universität. Die Bewertung dieser sozialen Mischung hängt vom Ansehen der verschiedenen Schichten ab. So kann eine starke Stigmatisierung der Arbeitslosen oder der geringqualifizierten Arbeitnehmer dazu führen, daß der Medianwähler die Umverteilung opponiert, auch wenn sein verfügbares Einkommen sich dadurch erhöht [Corneo und Grüner (2000)]. Verstärkt werden kann diese Motivation durch rassistische Einstellungen, wenn die Mehrzahl der Empfänger staatlicher Hilfeleistungen einer ethnischen Minderheit angehören.

3.3 Vermeidung von Ungerechtigkeit

Die Aufrechterhaltung staatlicher Einkommensumverteilung kann auf ethische Motivationen zurückgeführt werden, d. h. auf den Glauben, die Umverteilung diene der Verwirkli-

chung bestimmter Gerechtigkeitsprinzipien.

Gemäß der utilitaristischen Denkschule von Bentham sollte diejenige Einkommensverteilung herbeigeführt werden, die die ungewichtete Summe der Nutzen aller Bürger maximiert. Unterstellt man, daß der Grenznutzen aus dem Einkommen bei den Beziehern hoher Einkommen geringer ausfällt als bei den Beziehern niedriger Einkommen, so sollte der Staat die Einkommensungleichheit verringern.

Die Umverteilung des Einkommens läßt sich auch durch den Kontraktualismus rechtfertigen. Dieser Ansatz geht von der Fiktion aus, daß Individuen sich in einem Urzustand auf gesellschaftliche Regeln insbesondere über die Umverteilung des Einkommens einigen. Nach einer stark vereinfachten Version der Theorie von Rawls beinhaltet der Urzustand, daß die Individuen sich hinter einem Schleier der Ungewißheit bezüglich ihrer tatsächlichen Position in der Gesellschaft befinden. Sind die Individuen vollständig risikoavers, so einigen sie sich auf eine Redistributionspolitik, die den Nutzen des Individuums maximiert, das in der Gesellschaft am schlechtesten gestellt ist.

Nach diesen beiden Konzeptionen mißt sich Gerechtigkeit an gewissen Endzuständen, und zwar an den individuellen Nutzenwerten. Darum lassen sich sowohl das Benthamische als auch das Rawlssche Gerechtigkeitskriterium mittels entsprechender sozialer Wohlfahrtsfunktionen formalisieren, was den Vorrang dieser Ansätze in der ökonomischen Analyse erklärt. Gleichwohl sehen viele Bürger die Dinge anders, denn sie scheinen Einkommensgerechtigkeit vom Handeln der Individuen abhängig zu machen. So machen sie oft einen Unterschied in der Beurteilung, ob einer Person ohne eigenes Einkommen öffentliche Hilfe gewährt werden soll oder nicht, wenn die Person erwerbsunfähig ist oder wenn sie nur die Arbeit scheut und deshalb kein eigenes Einkommen hat.

Eigenverantwortung spielt eine wesentliche Rolle bei Theorien der Chancengleichheit. Hiernach sollte der Staat garantieren, daß jeder Bürger prinzipiell den gleichen Zugang zur Erreichung von Wohlstand hat [Roemer (1998)]. Welches Wohlstandsniveau im Endeffekt erreicht wird, sollte vom Verhalten des einzelnen abhängen. Daher verlangt diese Theorie, daß der Staat jene Ergebnisse angleicht, die von Faktoren bestimmt werden, für die das Individuum keine Verantwortung trägt. Dazu gehören z. B. seine genetische Veranlagung und vom Elternhaus mitgebrachte Bildung und Vermögen. Die Ungleichheit, die auf vom Individuum steuerbare Faktoren zurückgeht, wie beispielsweise seine Arbeitsbereitschaft, wird hingegen als gerecht erklärt. Auf den Grundstreit um die Behauptung "velle non discitur" (Seneca) sei hier lediglich hingewiesen.

4 Empirische Überprüfung durch Umfrageanalysen

4.1 Datensätze

Mikrodaten aus großen repräsentativen Umfragen bilden eine wertvolle Grundlage für die empirische Überprüfung der oben geschilderten Theorien. In bestimmten Umfragen werden die Individuen gefragt, ob sie dafür sind, daß die Einkommensungleichheit durch Staatseingriffe reduziert wird. Der Forscher kann dann den Zusammenhang zwischen den individuellen Antworten und verschiedenen Variablen untersuchen, welche die von der Theorie suggerierten Erklärungsfaktoren approximieren.

Benötigt werden daher Datensätze, die zusätzlich zu den üblichen sozio-ökonomischen Informationen die Einstellung der Befragten zur Ungleichheit registrieren. Hierunter sind insbesondere die Daten aus den folgenden vier Umfragen zu nennen:

1. *International Social Survey Programme (ISSP)*.

Der dazugehörige Datensatz schließt zahlreiche Länder ein. In jedem Land werden einige hundert bis ein paar tausend Individuen erfaßt. Im Jahr 1992 wurden die Individuen gefragt, ob sie die folgende Ansicht teilen: "*It is the responsibility of the government to reduce the differences in income between people with high incomes and those with low incomes.*" Tabelle 1 zeigt die Verteilung der Antworten auf diese Frage in zwölf Ländern. Besonders interessant ist dort der Kontrast einerseits zwischen den alten und den neuen Bundesländern und andererseits zwischen den USA und Deutschland.

Tabelle 1: Prozent der Antworten auf die Frage:

”It is the responsibility of the government to reduce the differences in income between people with high incomes and those with low incomes.”

	strongly agree	agree	neither agree nor disagree	disagree	strongly disagree
Australien	9.8	32.8	20.4	29.1	8.0
Deutschland (West)	20.0	45.5	14.6	14.7	5.2
Deutschland (Ost)	42.4	46.8	5.0	5.5	0.2
USA	9.5	28.8	19.8	29.3	12.7
Ungarn	32.5	42.1	13.8	9.0	2.6
Norwegen	16.8	43.2	16.3	17.8	5.8
Tschechoslowakei	23.5	43.5	11.1	17.8	4.2
Polen	30.5	46.9	9.5	10.6	2.5
Bulgarien	60.7	20.7	8.2	2.8	7.6
Rußland	35.5	29.2	9.6	16.9	8.9
Neuseeland	16.2	36.9	16.2	22.8	7.9
Kanada	16.1	31.8	21.2	21.3	9.6

Quelle: Corneo und Grüner (2002).

2. General Social Survey (GSS)

Hierbei handelt es sich um eine reine US-amerikanische Umfrage, die seit 1974 stattfindet und jedes Jahr etwa 1500 Individuen erfaßt. Die Einstellung der Bürger zur Umverteilung wird ermittelt durch ihre Meinung zu folgender Aussage: ”*The government should reduce income differences between the rich and the poor, perhaps by raising the taxes of wealthy families or by giving income assistance to the poor.*” Die Befragten wählen dann aus den Zahlen eins bis sieben aus, wobei eins ”*Should not*” und sieben ”*Should*” bedeutet. Tabelle 2 zeigt die Verteilung der Antworten auf diese Frage. Bemerkenswert ist, daß seit dem Anfang der neunziger Jahre der Anteil derjenigen, die sich gegen Umverteilung ausgesprochen haben, zugenommen hat.

Tabelle 2: Prozent der Antworten auf die Frage:

”The government should reduce income differences between the rich and the poor, perhaps by raising the taxes of wealthy families or by giving income assistance to the poor.”

	1	2	3	4	5	6	7
	NO						YES
FULL SAMPLE	.13	.07	.12	.20	.17	.11	.20
BY YEAR							
1978	.12	.08	.11	.21	.17	.11	.19
1980	.16	.07	.13	.20	.17	.09	.17
1983	.15	.08	.11	.18	.16	.11	.20
1984	.12	.08	.13	.17	.15	.12	.21
1986	.12	.06	.11	.21	.17	.09	.23
1987	.12	.06	.12	.21	.17	.09	.23
1988	.12	.08	.12	.20	.18	.10	.20
1989	.11	.07	.11	.20	.20	.13	.18
1990	.11	.06	.09	.22	.18	.12	.21
1991	.09	.08	.12	.20	.17	.13	.20
1993	.12	.08	.12	.18	.19	.12	.18
1994	.15	.08	.15	.21	.16	.09	.15
BY REGION							
West	.16	.09	.13	.18	.17	.10	.16
Midwest	.11	.07	.13	.20	.19	.11	.20
North-Est	.11	.07	.12	.20	.18	.10	.21
South	.14	.07	.11	.21	.15	.10	.20

Quelle: Alesina und La Ferrara (2002).

(3) Gallup Poll Social Audit Survey, ”Haves and Have-Nots: Perceptions of Fairness and Opportunity”

Diese Umfrage wurde 1998 in den USA durchgeführt. Erfaßt wurden 5001 Individuen. Gestellt wurde die folgende Frage: ”Do you think our government should or should not redistribute wealth by heavy taxes on the rich?”. 46,1 % der Befragten waren einverstanden (”Should”), 53,9 % waren es nicht (”Should not”). Zusammen mit den Daten aus der GSS suggerieren diese Prozentzahlen eine Fortsetzung des Trends in den USA gegen die Verteilungspolitik seit dem Anfang der neunziger Jahre.

(4) Russian Longitudinal Monitoring Survey

Dieses von der Weltbank finanzierte Umfrageprojekt wurde in sieben Runden von 1992 bis 1996 durchgeführt. Anders als bei den vorher erwähnten Datensätzen handelt es sich hier um ein Panel. Die Umfrage von Oktober 1996 enthält folgende Frage: ”Do you agree or disagree that the government must restrict the income of the rich?”. Von den 6808 Befragten bejahten 72,3 % diese Frage. Dieser Befund bestätigt den Eindruck, den man aus

den Daten der Tabelle 1 gewinnt, wonach eine Verringerung der Einkommensungleichheit in den ehemaligen sozialistischen Ländern relativ häufig nachgefragt wird.

4.2 Datenqualität

In anderen Geisteswissenschaften ist die quantitative Auswertung von repräsentativen Umfragen ein vorrangiges Instrument der empirischen Forschung. Nicht so in der Ökonomik, denn aufgrund der vergleichsweise guten empirischen Ausstattung analysieren Ökonomen hauptsächlich "harte" Daten. Gemeint sind damit Daten, welche das tatsächliche Verhalten der Agenten widerspiegeln - wie etwa Mengen und Preise - im Gegensatz zu den Daten, die Äußerungen der Agenten widerspiegeln, welche für diese Agenten keine offensichtliche Konsequenzen mit sich bringen. Expandieren aber die Ökonomen ihr Forschungsfeld auf Gebiete ihrer Nachbarwissenschaften, so müssen sie eine weniger günstige Datenlage hinnehmen.⁵

Sind die Antworten auf die oben präsentierten Umfragen glaubwürdig? Einerseits spricht für die Glaubwürdigkeit das Argument, daß der Befragte keinen pekuniären Anreiz hat, sich zu verstellen, da seine Angabe einen vernachlässigbaren Einfluß auf die Auswertung der Umfrage ausübt und diese einen noch geringfügigeren Einfluß auf die verteilungspolitische Entscheidungsfindung haben dürfte.

Andererseits könnte es andere Anreize geben, die eigene Einstellung falsch wiederzugeben. Im Fall eines direkten Kontaktes mit dem Interviewer könnte der Befragte den Eindruck erwecken wollen, er sei ein netter Mensch und deshalb absichtlich Antworten vermeiden, die auf Habgier oder Neid zurückschließen lassen. Auch wenn die Datenerhebung anonym erfolgt, ist man gegen solche Verzerrungen nicht völlig gesichert. Das psychologische Bedürfnis, kognitive Dissonanz zu verringern, könnte nämlich die Antworten des Befragten in die gleiche Richtung wie bei direkten Kontakten verzerren.⁶

Die Erfahrungen anderer Forschungsgebiete lassen jedoch vermuten, daß die Daten aus den Umfragen eine vernünftige Grundlage für die empirische Überprüfung von Hypothesen bilden. In der Tat suggerieren die Arbeiten, die hier vorgestellt werden, daß solche Mikrodaten eine weitgehend korrekte Beschreibung der individuellen Einstellungen zur Umverteilung liefern. Gleichwohl ist bei der Interpretation des empirischen Befundes stets Vorsicht geboten, weil Einstellungen, die "politically correct" sind, stärker repräsen-

⁵Ein Beispiel für diese Entwicklung ist die neue "hedonic economics", welche Umfragen über das eigene Wohlergehen systematisch auswertet; man siehe *pars pro toto* Frey und Stutzer (2002).

⁶Die oben angeführten Umfragen wurden in der Regel so ausgeführt, daß ein Formular mit den Fragen zur persönlichen Einstellung von den Befragten ausgefüllt wurde; Fragen zu den sozio-ökonomischen Merkmalen des Befragten wurden hingegen von einem Interviewer gestellt, der dann die Antworten in den Fragebogen eintrug.

tiert sein könnten als tatsächlich vorhanden.

4.3 Ökonometrisches Modell

Der Datenlage entsprechend werden die Determinanten der Einstellung der Bürger anhand ökonometrischer Modelle für qualitative abhängige Variablen untersucht.⁷ Im Falle einer binären Ausprägung der zu erklärenden Variable ("Should", "Should not") bietet sich das folgende Modell an:

$$R_i^* = X_i\beta + \epsilon_i,$$

wobei R_i^* eine latente Variable ist. Der Forscher beobachtet die Indikatorvariable R_i , welche die Antwort des Individuums i auf die Frage zur politischen Umverteilung ist: $R_i = 1$ falls das Individuum die Umverteilung befürwortet und $R_i = 0$ falls es sie ablehnt. Annahmegemäß gilt $R_i = 1$, genau dann wenn $R_i^* > 0$, so daß R_i^* als Nutzen der Umverteilung für Individuum i interpretiert werden kann. Der Vektor X_i enthält die Einflußvariablen.

Sei F die symmetrische Verteilungsfunktion der Störvariable ϵ_i , so daß

$$F(X_i\beta) = \Pr(\epsilon_i > -X_i\beta) = \Pr(R_i = 1).$$

Das Logit-Modell ergibt sich unter der Annahme, daß F logistisch ist, während das Probit-Modell dem Fall entspricht, daß F die Standard-Normalverteilung ist.

Im Fall von wiederholten Umfragen läßt sich die Einstellung eines Individuums, das im Jahr t im Staat s befragt worden ist, als

$$R_{its}^* = X_{its}\beta + T\gamma + S\delta + \epsilon_{its}$$

darstellen. Hierbei ist T ein Vektor mit den Jahresdummies und S enthält die Staatedummies.

Wenn die Frage zur politischen Umverteilung mehr als zwei mögliche Antworten zuläßt, bieten sich Logit- und Probit-Modelle für geordnete Kategorien an. Alternativ kann man die Antworten in zwei Kategorien einteilen und ein binäres Modell anwenden. Obwohl dieses Verfahren einen gewissen Informationsverlust beinhaltet, wird ein solches Verfahren oft verwendet, unter anderem um die Präsentation der Resultate zu vereinfachen.

5 Überblick der Resultate

In diesem Abschnitt wird der empirische Befund folgender fünf Arbeiten gewürdigt: Ravallion und Lokshin (2000), Fong (2001), Corneo (2001), Corneo und Grüner (2002) und

⁷Siehe z. B. Green (2003, Kap. 21).

Alesina und La Ferrara (2002). Ravallion und Lokshin (R-L) verwenden den Russian Longitudinal Monitoring Survey, Fong (F) verwendet den Gallup Poll Social Audit Survey, Corneo (C) sowie Corneo und Grüner (C-G) verwenden das International Social Survey Programme, und Alesina und La Ferrara (A-LF) verwenden den General Social Survey. Die Spezifizierung der abhängigen Variable entspricht den oben angeführten Fragen zur politischen Umverteilung des Einkommens. Eine Ausnahme bildet jedoch F, die die Antworten auf diese Frage mit den Antworten auf vier weitere Fragen kombiniert, um ein synthetisches Maß für den individuellen "support for redistribution" zu ermitteln. Außer R-L, die sich auf die Überprüfung des pekuniären Eigeninteresses konzentrieren, betrachtet jede dieser Arbeiten mehrere potentielle Bestimmungsfaktoren der Nachfrage nach Umverteilung.

5.1 Signifikanz der Bestimmungsfaktoren

5.1.1 Pekuniäres Eigeninteresse

Die empirische Bestimmung des pekuniären Interesses der Individuen ist wesentlich komplizierter als die modelltheoretische Darstellung ihrer Wirkung. Verabschiedet sich der Forscher von der Hoffnung, die materielle Inzidenz der Verteilungspolitik auf individueller Ebene identifizieren zu können, so muß er sich mit proxies begnügen.

An vorderer Stelle ist die *Differenz zwischen dem Einkommen des Befragten und dem durchschnittlichen Einkommen* zu nennen. Hinter dieser proxy liegt die Vorstellung, daß bei festem Einkommen die Redistributionspolitik Kaufkraft von den überdurchschnittlichen Verdienern zu den unterdurchschnittlichen Verdienern umleitet und daß die Kaufkraftänderung steigt, je extremer die Position des Haushalts in der Einkommenskala ist.

Alle betrachteten Untersuchungen benutzen als Regressor einen Indikator des aktuellen Einkommens der Befragten, sei es das persönliche oder das Haushaltseinkommen. Der von den Autoren geschätzte Koeffizient hat stets das erwartete negative Vorzeichen und ist in der überwiegenden Mehrheit der Fälle statistisch signifikant.

Betrachtet man eine langfristige Verteilungspolitik, so sollte man die relative Einkommensposition der Individuen über die gesamte Dauer des Zeithorizonts erfassen, für den die Verteilungspolitik Gültigkeit besitzt. Approximieren läßt sich diese Variable durch die *Einkommensmobilität* des Befragten.

R-L haben die Panelstruktur ihres Datensatzes ausgenutzt, um die Befragten in drei Gruppen einzuteilen. Eine Gruppe ist diejenige der Befragten, die in den zwei Jahren davor einen steigenden Konsum erfahren haben. Die zweite Gruppe ist die mit einem fallenden Konsum, und die letzte ist die Gruppe mit einem beinahe unveränderten Konsum. Die Autoren finden, daß ein steigender Konsum zu einer negativen Einstellung

zur Umverteilung führt, während ein sinkender Konsum zu einer positiven Einstellung zur Umverteilung verleitet. Unterstellt man adaptive Erwartungen, so ist dies ein Beleg dafür, daß in Rußland die Nachfrage nach Umverteilung von der vorausgesehenen Einkommensmobilität abhängt. Der stark verbreitete Wunsch nach Umverteilung war hiernach dadurch bedingt, daß Individuen mit überdurchschnittlichem Einkommen pessimistische Einkommenserwartungen hatten.

A-LF konstruieren zwei proxies für die objektive Einkommensmobilität der Befragten. Hierfür verwenden sie einen zweiten Datensatz, die *Panel Study of Income Dynamics*. Aus diesen Paneldaten berechnen sie Transitionsmatrizen, welche die Häufigkeit angeben, mit der Individuen in einem bestimmten Dezil der Einkommensverteilung nach einem bzw. fünf Jahren in einen der zehn Dezilen gelangen. Daraus ermitteln sie für jedes Dezil ein erwartetes Einkommen nach einem bzw. fünf Jahren. Außerdem ermitteln sie für jedes Dezil die Wahrscheinlichkeit, daß jemand in dem Dezil sich nach einem bzw. fünf Jahren in einem der obersten vier Dezile der Verteilung befinden wird. Diese zwei proxies der Einkommensmobilität werden dann den Befragten des GSS-Datensatzes ihrem Dezil entsprechend zugeordnet.

Das Ergebnis der Schätzungen von A-LF bestätigt die theoretischen Erwartungen. Je höher das erwartete Einkommen des Befragten ist, desto niedriger ist die Wahrscheinlichkeit, daß er die Umverteilung befürwortet. Dieses Ergebnis ist allerdings nicht sehr robust, denn der Koeffizient des erwarteten Einkommens verliert die statistische Signifikanz in bestimmten Regressionsgleichungen; möglicherweise weil das erwartete Einkommen mit dem aktuellen Einkommen stark korreliert. Robust ist hingegen die Auswirkung der anderen proxy, der Wahrscheinlichkeit, in der Zukunft einem der vier obersten Dezile der Einkommensverteilung anzugehören.⁸ Die Ergebnisse von A-LF zeigen insbesondere, daß in den USA die relativ niedrige Nachfrage nach Umverteilung bei Haushalten mit unterdurchschnittlichem Einkommen teilweise auf ihre Mobilitätserwartungen zurückzuführen ist.

Eine weitere Variable, die die Diskrepanz zwischen der aktuellen Einkommensposition eines Individuums und seinem pekuniären Interesse berücksichtigen läßt, ist das *Bildungsniveau*, da dieses ein Indikator des Lebenseinkommens des Individuums ist. R-L, F, C, und A-LF verwenden einen Regressor, der das Bildungsniveau der Befragten darstellt und finden, daß sich mit erhöhter Ausbildung die Wahrscheinlichkeit verringert, daß der Befragte eine Angleichung der Einkommen fordert. Außer bei C ist der geschätzte Koeffizient stets signifikant, obwohl das Ausbildungsniveau mit dem aktuellen Einkommen

⁸Eine proxy der Mobilität nach unten - z. B. die Wahrscheinlichkeit, sich in der Zukunft in einem der zwei niedrigsten Dezile zu befinden - wird von A-LF allerdings nicht betrachtet.

korreliert.

Die bisherigen Resultate bezogen sich lediglich auf proxies des tatsächlichen pekuniären Interesses der Individuen. Eine proxy für das *wahrgenommene* pekuniäre Interesse findet sich bei C und C-G, die die Antwort der Individuen auf die folgende Frage betrachten: *”If incomes became more equal in your country, some people would get higher incomes and some would get lower incomes. Do you think your income: 1. Would definitely go up; 2. Would probably go up; 3. Would stay the same; 4. Would probably go down; 5. Would definitely go down.”* Tabelle 3 zeigt die Antworten auf diese Frage.

Tabelle 3: Prozent der Antworten auf die Frage:

”If income became more equal in (country of the respondent),
some people would get higher incomes and some would get lower incomes.
Do you think your income:”

	would definitely go up	would probably go up	would stay the same	would probably go down	would definitely go down
Australien	7.7	29.5	50.6	11.0	1.3
Deutschland (West)	13.1	32.8	46.8	6.4	0.8
Deutschland (Ost)	40.7	45.1	13.1	0.9	0.1
USA	22.5	37.2	34.5	5.2	0.7
Ungarn	20.4	48.5	26.7	3.6	0.9
Norwegen	7.8	32.4	49.3	8.6	1.9
Tschechoslowakei	18.3	40.7	32.4	6.7	2.0
Polen	22.9	50.9	22.1	3.1	1.0
Bulgarien	15.0	43.9	33.2	6.1	1.8
Rußland	12.3	34.2	31.0	13.8	8.7
Neuseeland	12.9	27.9	47.9	9.7	1.6
Kanada	15.8	35.3	39.0	8.1	1.8

Quelle: Corneo und Grüner (2002).

Auch in diesem Fall hat der geschätzte Koeffizient das erwartete Vorzeichen und ist stark signifikant. Für Deutschland zeigt C, daß die Auswirkung des wahrgenommenen pekuniären Eigeninteresses stärker ist als die Auswirkung des relativen Einkommens bzw. des Ausbildungsgrades des Befragten. Bei Regressionsgleichungen, die alle drei Erklärungsvariablen mit einbeziehen, erweist sich lediglich der Koeffizient des wahrgenommenen pekuniären Eigeninteresses als statistisch signifikant.

Die Wahrnehmung der Einkommensmobilität wurde von C, C-G und A-LF anhand unterschiedlicher proxies untersucht. Letztere Autoren verwenden die Antwort auf die Frage: *”The way things are in America, people like me and my family have a good chance*

of improving our standard of living - do you agree or disagree?" Sie finden, daß Individuen, die einverstanden sind, eher gegen die Umverteilung sind. Der Effekt dieser proxy ist statistisch signifikant.

Bei C und C-G wird hingegen die vergangene intergenerationale Mobilität verwendet. Diese proxy bildet sich aus den Antworten auf die Frage: *"Compared with your father when he was about your age, are you better or worse off in your income and standard of living generally?"* Sie finden, daß eine positive Mobilität die Wahrscheinlichkeit reduziert, der Verteilungspolitik zuzustimmen; allerdings sind die geschätzten Koeffizienten in einigen Fällen nicht signifikant.

Ein gemeinsames Defizit der betrachteten Untersuchungen ist, daß das individuelle Interesse an der Absicherung des eigenen Einkommens oder desjenigen der eigenen Kinder nicht berücksichtigt wurde. Die Versicherungswirkung der Verteilungspolitik soll dazu führen, daß diese Politik eher von den Haushalten unterstützt wird, die eine starke Risikoaversion und eine hohe Volatilität des Markteinkommens aufweisen. Bei Variablen, die als proxy in Frage kommen, erweist sich als schwierig, Risikoaversion und Einkommensvolatilität voneinander zu trennen. Als Beispiel möge man an eine Variable denken, die darüber Auskunft gibt, ob die Person als Selbständige oder abhängig Beschäftigte arbeitet. Einerseits läßt die Ausübung einer selbständigen Erwerbstätigkeit auf eine relativ niedrige Risikoaversion der betrachteten Person schließen. Andererseits suggeriert die relative Unsicherheit der Einkommen der Selbständigen, daß gerade sie die Versicherungsfunktion der Verteilungspolitik höher als andere bewerten sollen. Bei der Anwendung einer solchen Variable bewegt sich deshalb die Interpretation der Schätzergebnisse wie zwischen Szylla und Charybdis. Diese ungünstige Datenlage erklärt, warum die Versicherungswirkung der Verteilungspolitik in den empirischen Analysen kaum Berücksichtigung findet.

Trotz dieses Defizits kann man an dieser Stelle ein erstes, zentrales, Fazit ziehen: die ökonometrischen Umfrageanalysen sind weitgehend mit der Hypothese konsistent, daß die Einstellung der Bürger zur Verteilungspolitik davon abhängt, welche Konsequenzen diese für das eigene Einkommen hat. Wird das pekuniäre Eigeninteresse durch das aktuelle oder das erwartete Einkommen beschrieben, so zeigen die Untersuchungen, daß dieses Interesse eine signifikante Determinante der individuellen Einstellung zur Umverteilung ist. Reichere Individuen tendieren dazu, die Umverteilung des Einkommens durch den Staat abzulehnen, ärmere Individuen tendieren dazu, sie zu unterstützen.

5.1.2 Verteilungsexternalitäten

Die empirische Überprüfung interdependenter Präferenzen stößt sowohl an schwierige Identifikationsprobleme als auch an Datenprobleme. Da auch die Literatur zu den Be-

stimmungsfaktoren der Nachfrage nach Umverteilung von diesen Problemen betroffen ist, konnten bisher nur wenige Sorten von Verteilungsexternalitäten einer empirischen Analyse unterzogen werden.

A-LF sind die einzigen Autoren, die untersuchen, ob der *Altruismus* einen systematischen Einfluß auf die Nachfrage nach staatlicher Einkommensumverteilung ausübt. Der von ihnen verwendete Datensatz enthält die folgende Frage: "If you had to choose, which thing on this list would you pick as the most important for a child to learn to prepare him or her for life?" Unter den Auswahlmöglichkeiten für den Befragten befindet sich die Aussage "Helping others". Die von A-LF konstruierte proxy für eine altruistische Neigung nimmt den Wert Eins an, wenn der Befragte diese Antwort wählt, und den Wert Null sonst. Hiernach erweisen sich 12,3 % der Befragten als Altruisten. Wird diese proxy als zusätzlicher Regressor verwendet, so weist der geschätzte Koeffizient das erwartete positive Vorzeichen auf und ist statistisch signifikant.

C und C-G versuchen, den Einfluß der von der Verteilungspolitik herbeigeführten sozialen Mischung zu bestimmen. Diesen Effekt nennen sie *social rivalry effect*. Den theoretischen Hintergrund für die empirische Überprüfung liefert das Matching-Modell in Corneo und Grüner (2000).

In einem ersten Schritt der empirischen Analyse wird das durchschnittliche soziale Ansehen jedes Quintils bzw. Dezils der Einkommensverteilung ermittelt. Diese mit V_k bezeichnete Größe ($k = 1, \dots, 5$ bzw. $k = 1, \dots, 10$) ergibt sich aus den durchschnittlichen Prestigezahlen der Erwerbstätigkeiten, die von den Individuen der verschiedenen Dezilen ausgeübt werden. Prestigezahlen für Erwerbstätigkeiten sind zwischen 0 und 100 und steigen mit dem sozialen Ansehen der Erwerbstätigkeit.⁹

Im zweiten Schritt erfolgt die Bildung für jedes Quintil bzw. Dezil eines "downward value differential" $DVD_k = V_k - V_{k-1}$ und eines "upward value differential" $UVD_k = V_{k+1} - V_k$. Gemäß dem theoretischen Modell steigt der Nutzenverlust aus der Umverteilung mit steigendem DVD_k , während der Nutzengewinn mit steigendem UVD_k steigt.

C und C-G verwenden sowohl diese zwei Variablen als auch ihre Differenz $SRE_k \equiv DVD_k - UVD_k$, als zusätzliche Regressoren, die den Einfluß der verteilungspolitisch bedingten sozialen Mischung darstellen. Das Schätzergebnis fällt nach Land bzw. Ländergruppe unterschiedlich aus. Im Fall der osteuropäischen Länder, einschließlich der neuen Bundesländer, sind die geschätzten Koeffizienten nicht signifikant und weisen gelegentlich das falsche Vorzeichen auf. Im Fall der westlichen Länder sind hingegen die Koeffizienten statistisch signifikant und mit korrektem Vorzeichen.¹⁰

⁹International vergleichbare Prestigezahlen entnimmt man aus der Standard International Occupational Prestige Scale (SIOPS), welche von Ganzeboom and Treiman (1996) ausführlich erörtert wird.

¹⁰Ein Grund für diese Unterschiede mag darin liegen, daß 1992 in den osteuropäischen Ländern aufgrund

Keine der betrachteten Untersuchungen konnte die Motivationen überprüfen, die sich auf die Erreichung innerer Sicherheit, sozialen Friedens und politischer Stabilität beziehen. Auch die Versuche, die Rolle des Altruismus und des sozialen Wettbewerbs zu erforschen, sollen als erste Schritte interpretiert werden, da die Datenlage lediglich eine grobe Beschreibung dieser Faktoren erlaubt. Die Ergebnisse von A-LF, C und C-G können allerdings als erste empirische Belege gesehen werden, daß Verteilungsexternalitäten signifikante Bestimmungsfaktoren der Einkommensumverteilung sind.

5.1.3 Vermeidung von Ungerechtigkeit

Keine der betrachteten Arbeiten hat überprüft, ob die Forderung nach Umverteilung sich auf das Vorhandensein utilitaristischer oder kontraktualistischer Weltanschauungen zurückführen läßt. F, C, C-G und A-L haben gleichwohl untersucht, inwieweit Individuen ihre Einstellung gegenüber der staatlichen Umverteilung davon abhängig machen, ob sie der *Chancengleichheit* dient. Glaubt man, daß im Marktsystem alle Bürger die gleichen Chancen für die Erreichung von Wohlstand haben, so gibt es hiernach keine Rechtfertigung für eine staatliche Einkommensumverteilung. Sind hingegen die Chancen ungleich verteilt, dann wäre es Aufgabe der öffentlichen Hand, diejenigen zu kompensieren, deren ökonomische Ausgangslage relativ ungünstig ist.

Ein Individuum, das solche Verteilungsprinzipien für wichtig hält, sollte die Umverteilung ablehnen, wenn es meint, daß das Markteinkommen der Individuen hauptsächlich durch Faktoren beeinflußt wird, welche von den Individuen selbst kontrolliert werden. Als Beispiele seien die Zeit, die die Individuen für die Bildung ihres Humankapitals und für die Verrichtung von Arbeitsleistungen opfern, und der Konsumverzicht zwecks der Vermögensvermehrung genannt. Die Umverteilung sollte hingegen befürwortet werden, wenn das Individuum meint, daß das Markteinkommen hauptsächlich durch Faktoren jenseits des individuellen Kontrollbereichs bestimmt wird. Hierzu zählen die genetische Veranlagung der Individuen, das Vermögen und Humankapital ihres Elternhauses, sowie Angebots- und Nachfrageschocks, die sich auf die Preise der Produktionsfaktoren niederschlagen, die die Individuen besitzen.

Als proxy für das Glauben an die Gerechtigkeit der Marktergebnisse verwenden C und C-G die Antworten auf die folgende Frage: "*How important is hard work for getting ahead in life?*". Die Befragten können zwischen "essential", "very important", "fairly important", "not very important" und "not important at all" wählen. Die Anteile der Antworten in verschiedenen Ländern werden in der Tabelle 4 gezeigt.

des Transitionsprozesses die Einkommensvolatilität außerordentlich hoch war, so daß die ermittelten Prestigezahlen der verschiedenen Einkommensdezile ein falsches Bild der langfristigen Verteilung des Prestiges liefern.

Eine proxy für das Glauben an die Ungerechtigkeit der Marktergebnisse erhalten C und C-G aus den Antworten auf die folgende Frage: *”How important is coming from a wealthy family for getting ahead in life?”*. Sehr ähnlich formulierte Fragen werden auch von F und A-LF verwendet. In diesen Studien werden allerdings auch weitere proxies betrachtet. So untersuchen A-LF die Auswirkung der Antwort auf die Frage: *”How important you think it is for getting ahead in life having well educated parents?”*.

Der empirische Befund ist sehr facettenreich. Erstens gibt es einen Unterschied bei C-G zwischen den osteuropäischen Ländern und den westlichen Ländern. Während in der letzteren Ländergruppe die geschätzten Koeffizienten stark signifikant sind, erweisen sich die Koeffizienten im Fall Osteuropas oft als nicht signifikant. Dies suggeriert, daß 1992 in den Gesellschaften der ehemaligen sozialistischen Länder die Gleichheit der Ergebnisse eine größere Bedeutung als die Gleichheit der Chancen einnahm.

Tabelle 4: Prozent der Antworten auf die Frage:
”How important is hard work for getting ahead in life?”

	essential	very important	fairly important	not very important	not important at all
Australien	32.5	47.7	18.0	1.7	0.1
Deutschland (West)	13.9	38.4	35.7	10.1	2.0
Deutschland (Ost)	20.1	51.1	22.7	5.0	1.0
USA	37.7	50.4	10.7	1.3	0
Ungarn	20.0	34.0	33.1	11.4	1.5
Norwegen	23.7	48.2	23.0	3.8	1.2
Tschechoslowakei	33.3	37.8	23.9	3.9	1.1
Polen	26.1	56.0	13.5	2.9	1.5
Bulgarien	41.6	29.1	21.6	6.3	1.3
Rußland	12.3	34.2	31.0	13.8	8.7
Neuseeland	42.2	42.1	13.7	1.8	0.2
Kanada	35.5	44.0	17.3	2.9	0.3

Quelle: Corneo und Grüner (2002).

Zweitens gibt es bei C unterschiedliche Befunde auch innerhalb der Gruppe westlicher Länder, insbesondere zwischen den USA und Westdeutschland. Die geschätzten Koeffizienten haben zwar in beiden Ländern das erwartete Vorzeichen, jedoch sind sie im Fall der USA statistisch nicht signifikant.

Auf den ersten Blick steht dieses Ergebnis in Widerspruch zu denjenigen von A-LF und F, die hingegen betonen, daß die Einstellung zur Umverteilung der US-amerikanischen Bürger stark von ihren Vorstellungen hinsichtlich der existierenden Chancengleichheit abhängen.

Im Fall von A-LF deckt sich jedoch ihre These mit den Schätzergebnissen nicht. Sie führen die Ergebnisse der Schätzung zweier Modelle vor, eines binären Probit-Modells und eines ordered Logit-Modells. Wenn die verwendete proxy sich auf die Wichtigkeit von "hard work" bezieht, ist der geschätzte Koeffizient nur dann statistisch signifikant, wenn die Logit-Spezifizierung verwendet wird. Wenn die verwendete proxy sich auf die Wichtigkeit von "wealthy family" oder "well educated parents" bezieht, ist der geschätzte Koeffizient nie signifikant.

Die Ergebnisse von F sind wegen der Spezifizierung der abhängigen Variablen schwer zu interpretieren. Leider resultiert diese aus der Kombination der Antworten auf fünf Fragen, wovon nur eine eindeutig die Nachfrage nach staatlicher Umverteilung mißt. Besonders schädlich für die Interpretation der Ergebnisse zur Rolle von Gerechtigkeitsvorstellungen ist, daß der individuelle "support for redistribution" durch die Antwort auf die folgende Frage mitbestimmt wird: "*Do you think that the distribution of money and wealth in this country today is fair, or do you feel that the money and wealth in this country should be more evenly distributed among a larger percentage of the people?*". Abgesehen davon, daß diese Frage nicht zuläßt, daß jemand die Verteilung der Markteinkommen für unfair hält und sich trotzdem gegen Umverteilung ausspricht, ist die Korrelation mit den proxies zur Wichtigkeit von "hard work" oder "wealthy family" vorprogrammiert. Woher soll der Glauben an die Fairneß der Verteilung der Markteinkommen kommen, wenn nicht aus der Vorstellung, daß die Armen selbst an ihrer Misere schuld sind?¹¹

Trotz mancher Unklarheiten in den Details ist die Botschaft der bisherigen Studien eindeutig: die Einschätzung der (Un)Gerechtigkeit der Markteinkommen übt in einigen Ländern einen signifikanten Einfluß auf die Forderung nach Einkommensumverteilung aus.

Die folgende Tabelle 5 faßt die Ergebnisse der betrachteten empirischen Untersuchungen zusammen.

¹¹Ergebnisse über die "marginal effects" der verschiedenen Faktoren werden nur von F und A-LF berichtet. Die vorgelegten Zahlen deuten auf bedeutsame Effekte hin. Die genauen Zahlen sind allerdings wenig brauchbar, denn bei F sind die proxies der Gerechtigkeitsvorstellungen mit der abhängigen Variablen stark korreliert und bei A-LF beziehen sich die "marginal effects" auf eine Regressionsgleichung, die nur proxies des pekuniären Eigeninteresses einschließt.

Tabelle 5: Vorzeichen und Signifikanz der geschätzten Koeffizienten

Studie	Pekuniäres Eigeninteresse			Verteilungsexternalitäten		Marktein- kommen sind ungerecht
	Ein- kommen	Aus- bildung	Mobilität	Altruismus	SRE	
R-L	-	-	-			
F	-	-				+?
C	-	ns	ns		-,ns	+,ns
C-G	-		-		-,ns	+,ns
A-LF	-	-	-	+		+,ns

ns = nicht signifikant.

5.2 Erklärung internationaler Unterschiede

C und C-G haben ihre Regressionsergebnisse verwendet, um die Variation der internationalen Einstellungen zur staatlichen Umverteilung zu erklären. Als Beispiel dieser Untersuchungen sei hier der Vergleich zwischen den USA und Westdeutschland betrachtet. In den alten Bundesländern befürworteten 1992 rund 65,5 % der Befragten eine vom Staat herbeigeführte Verringerung der Einkommensungleichheit; in den USA stellten die Befürworter lediglich 38,3 % aller Befragten dar. Auf welche Faktoren läßt sich dieser große Unterschied zurückführen?

Die Verfahrensweise war folgende: Erstens werden die Durchschnittswerte aller erklärenden Variablen ermittelt, welche mit \bar{x}_i^j bezeichnet werden, wobei i für den Regressor und j für das Land steht. Zweitens bildet man $\hat{\beta}_i (\bar{x}_i^{WD} - \bar{x}_i^{USA})$; hierbei ist $\hat{\beta}_i$ gleich dem geschätzten Koeffizienten multipliziert mit der Dichte des Störterms, welche am Niveau der Durchschnittswerte der westdeutschen Stichprobe ermittelt wird. Das Produkt $\hat{\beta}_i (\bar{x}_i^{WD} - \bar{x}_i^{USA})$ liefert eine lineare Approximierung des Beitrags des i -ten Regressors zur Erklärung der unterschiedlichen durchschnittlichen Einstellung zur Umverteilung in den alten Bundesländern und den USA.

Hier seien die Ergebnisse von C betrachtet, denen die Schätzung eines binären Logit-Modells zugrunde liegt. Die Tabelle 6 faßt die Hauptresultate jener Analyse zusammen.

Tabelle 6: Erklärung der unterschiedlichen Einstellung zur Umverteilung in Westdeutschland und den USA

Erklärungsfaktor	Erklärter Unterschied
Pekuniäres Eigeninteresse	-2,2
SRE	8,3
Gerechtigkeit der Markteinkommen	1,0
Kontrollvariablen	0,6
”Fixed country effect”	17,6
Prognostizierter Unterschied	25,3
Beobachteter Unterschied	27,2

1. Allein aufgrund des *eigenen pekuniären Interesses* müßten die US-Amerikaner häufiger als die Westdeutschen die Umverteilung befürworten. Das pekuniäre Eigeninteresse sollte nämlich dazu führen, daß in den USA rund 2,2 % der Bevölkerung mehr als in Westdeutschland für die Umverteilung sind - während in der Realität in den USA rund 27,2 Prozentpunkte weniger als in Westdeutschland für die Umverteilung sind. Die Erklärung dafür ist, daß die Anzahl derjenigen mit einem unterdurchschnittlichen Einkommen in den USA größer ist. Die größere Ungleichheit der amerikanischen Verteilung der Bruttoeinkommen sollte dazu führen, daß ein größerer Anteil der Bevölkerung für die Umverteilung ist.

Dieses bemerkenswerte Ergebnis suggeriert, daß die übliche polit-ökonomische Theorie der Umverteilung überhaupt nicht in der Lage ist, die internationalen Unterschiede der Verteilungspolitik zu erklären. Zu einer ähnlichen Schlußfolgerung gelangen die empirischen Arbeiten, die den internationalen Zusammenhang zwischen der Ungleichheit der Markteinkommen und dem Anteil der sozialen Transfer am BIP untersuchen [Lindert (1996), Perotti (1996)]. Die Staaten mit einer geringeren Ungleichheit der Markteinkommen verteilen tendenziell mehr um als die Staaten mit einer größeren Einkommensungleichheit.

2. Der *social rivalry effect* erklärt einen Unterschied von etwa 8,3 Prozentpunkten zwischen Westdeutschland und den USA. Dies bedeutet, daß zwischen einem Viertel und einem Drittel des Gesamtunterschieds zwischen diesen beiden Ländern auf unterschiedliche Statuseffekte zurückzuführen ist.

Der Grund liegt an der unterschiedlichen Relation zwischen Prestige und Einkommen in den zwei Ländern. Während in Westdeutschland die Relation teilweise linear, teilweise

konvex ist, weist sie im Fall der USA eine ausgeprägte Konkavität auf. Dies bedeutet, daß die soziale Bewertung der ärmeren Schichten relativ zur Bewertung der Mittelschicht in den USA negativer ausfällt als in Deutschland. Somit bewertet die US-amerikanische Mittelschicht eine soziale Mischung mit ärmeren Schichten negativer als die deutsche Mittelschicht. Deswegen ist die Abneigung gegen Einkommensangleichungen stärker bei der amerikanischen als bei der deutschen Mittelschicht vorhanden.

3. Der Glaube an die *Gerechtigkeit der Markteinkommen* erklärt lediglich einen Unterschied von etwa einem Prozentpunkt zwischen Westdeutschland und den USA.

Da die Meinungen der US-Amerikaner und der Deutschen hinsichtlich der Gerechtigkeit der Verteilung der Markteinkommen relativ weit auseinander liegen, suggeriert dieser Befund, daß das Gewicht von Gerechtigkeitsvorstellungen bei der Festlegung der Einstellung zur Umverteilung nicht sonderlich groß ist.

4. Sonstige Kontrollvariablen haben einen geringen Effekt auf die Einstellung zur Umverteilung in den zwei Ländern. Maßgeblich ist hingegen der *fixed-country effect*; dieser erklärt einen Unterschied von rund 17,6 Prozentpunkten. Somit ist über die Hälfte des Unterschieds zwischen den USA und Westdeutschland durch Faktoren zu erklären, die nicht durch die obigen Regressoren einschließlich der Kontrollvariablen erfaßt wurden. Welche könnten die wichtigen Faktoren sein, die bei den Regressionen unberücksichtigt blieben?

An erster Stelle ist die Rasse des Befragten zu nennen. So ist das Rassenmerkmal "black" nach A-LF einer der wichtigsten Erklärungsfaktoren der Einstellung zur Umverteilung in den USA. Nach ihrer Tabelle 5 gibt es 16 Prozentpunkte Unterschied bei der Befürwortung der Umverteilung zwischen einem schwarzen und einem weißen Befragten, welche in allem mit Ausnahme der Hautfarbe identisch sind. Dieser Befund läßt sich gut durch die These von Gilens (1999) interpretieren, wonach ein Großteil der amerikanischen Bevölkerung gegen eine großzügige Fürsorgepolitik ist, weil die meisten Hilfeempfänger Schwarze sind.

Ein zweiter Grund für die unterschiedliche Einstellung zur Umverteilung ist vielleicht die geringere Risikoaversion der Amerikaner. Dafür spricht ein Selbstselektionsargument. Die Amerikaner waren Auswanderer, die es wagen wollten, in der Ferne ein besseres Los zu suchen. Vermutlich war bei ihnen die Risikoaversion geringer als beim Durchschnittsbürger in den Herkunftsländern.

Als dritter Grund ist das relativ geringe Vertrauen der US-Amerikaner in die öffentliche Hand zu nennen, insbesondere in die Fähigkeit der öffentlichen Verwaltung, besser als nicht-staatliche Organisationen für eine effektive Unterstützung der Armen zu sorgen.

Eher als durch historische Erfahrungen ist der Unterschied vermutlich durch die Einflüsse auf die nationale öffentliche Meinung zu begründen. Erstens wird nur die deutsche öffentliche Meinung seit über einem Jahrhundert von einer starken sozialdemokratischen Partei beeinflusst. Zweitens ist es nur in den USA der Fall, daß der Mediensektor, welcher in beiden Ländern sehr stark konzentriert ist, sich gänzlich im privaten Eigentum befindet.

6 Die Einstellungen der Deutschen, 1992-1999

Das *International Social Survey Programme* wurde erneut 1999 durchgeführt - leider mit einer reduzierten Stichprobengröße und einer geringeren Anzahl von Fragen.¹² Die Frage über staatliche Umverteilung wurde allerdings wiederholt; Tabelle 7 zeigt, wie die Antworten auf diese Frage sich in Deutschland verteilt haben.

Tabelle 7: Antworten in Prozent auf die im Jahr 1999 gestellte Frage:
 „Es ist Aufgabe des Staates, die Einkommensunterschiede zwischen den Leuten mit hohem Einkommen und solchen mit niedrigem Einkommen zu verringern.“

	Stimme stark zu	Stimme zu	Weder noch	Stimme nicht zu	Stimme überhaupt nicht zu
Westdeutschland	13,9	38,6	18,3	21,4	7,8
Ostdeutschland	27,3	48,9	14,3	8,1	1,4

Im Laufe des vorliegenden Abschnitts werden einige Ergebnisse präsentiert, die aus einer gemeinsamen Analyse des Datensatzes von 1999 und desjenigen von 1992 stammen. Die Analyse bezieht sich speziell auf die Einstellungen der Deutschen, ihre Entwicklung nach der Wiedervereinigung und die Konvergenz zwischen den neuen und den alten Bundesländern.

6.1 Empirisches Modell

Wie bei C und C-G ist die abhängige Variable meiner zentralen Regressionsgleichung eine dichotome Variable, die sich aus den Antworten auf die in Abschnitt 3 präsentierten Fragen bildet. In Deutschland lautet diese Frage *„Es ist Aufgabe des Staates, die*

¹²Insbesondere wurden zwei Fragen nicht wieder gestellt, die für die vorliegende Untersuchung von Interesse sind. Nicht wiedergestellt wurde die Frage *„If incomes became more equal in your country, some people would get higher incomes and some would get lower incomes. Do you think your income: 1. Would definitely go up; 2. Would probably go up; 3. Would stay the same; 4. Would probably go down; 5. Would definitely go down.“* Ebenfalls nicht wiederholt wurde die Frage *„How important is hard work for getting ahead in life?“*.

Einkommensunterschiede zwischen den Leuten mit hohem Einkommen und solchen mit niedrigem Einkommen zu verringern.”. Befragte, die sich dazu äußern, kreuzen eine der folgenden Antworten an: ” *Stimme stark zu*”, ” *Stimme zu*”, ” *Weder noch*”, ” *Stimme nicht zu*”, ” *Stimme überhaupt nicht zu*”. Die von mir konstruierte Variable nimmt den Wert Eins an, wenn der Befragte der obigen Aussage zustimmt und Null sonst.

Das pekuniäre Eigeninteresse wird desweiteren durch zwei proxies beschrieben. Erstens verwende ich das relative Einkommen des Befragten, welches sich für einen Befragten i zu einem Zeitpunkt t durch $\ln(y_{it}/\bar{y}_t)$ ausdrücken läßt. Hierbei steht y_{it} für das monatliche Nettoeinkommen des Befragten und \bar{y}_t für das durchschnittliche Nettoeinkommen zum Zeitpunkt t . Zweitens verwende ich als proxy für das Lebenseinkommen die Anzahl der Jahre, während derer der Befragte sich im Bildungsprozeß befunden hat.

Eine weitere erklärende Variable beschreibt die Anreize, die sich aus der sozialen Mischung ergeben, welche eine Angleichung der verfügbaren Einkommen mit sich bringt. Nach demselben Verfahren wie bei C und C-G wurden die durchschnittlichen Prestigezahlen von fünf Einkommensklassen gebildet.¹³ Gemäß dieser Prestigeallokationen wurde der SRE_k -Indikator ermittelt.

Die Gerechtigkeitsvorstellungen der Befragten werden durch die Antworten auf folgende Frage approximiert ” *Wie wichtig ist, um in Deutschland im Leben vorwärts zu kommen, aus einer wohlhabenden Familie zu stammen?*”. Die Variable nimmt den Wert Eins an, wenn der Befragte mit ” *Entscheidend*” oder ” *Sehr wichtig*” antwortet und Null sonst.¹⁴

Das empirische Modell wird zunächst als binäres Logit-Modell getestet.

6.2 Empirischer Befund

Am Anfang der empirischen Analyse ist der Frage nachzugehen, ob ein einziges Modell für beide Jahre und beide Teile Deutschlands die Datenlage gut erklären kann. In aller Deutlichkeit zeigen log-likelihood-Tests, daß diese Frage zu verneinen ist: sowohl zwischen den alten und den neuen Bundesländern als auch zwischen 1992 und 1999 lassen sich statistisch signifikante Unterschiede feststellen.

Als nächste wird die Hypothese betrachtet, ob es sich dabei lediglich um Niveauunterschiede handelt - die Koeffizienten der Regressoren seien jedoch interregional und intertemporal dieselben. Anhand eines log-likelihood-Tests läßt sich die Hypothese der in-

¹³Im Fall Westdeutschlands wurden die Einkommensklassen weiter nach Intervallen von monatlichen 2 000 DM gebildet. Im Fall Ostdeutschlands betrug die Intervallbreite für die Einkommensklassen im Jahr 1999 1 500 DM, während sie in 1992 lediglich 1 000 DM betrug.

¹⁴Ich habe auch empirische Modelle untersucht, die die ordinalen Informationen aus dieser Frage benutzen. Bei den Schätzergebnissen gibt es keine nennenswerten Unterschiede.

tertemporalen Konstanz der Koeffizienten auf dem 95%-Signifikanzniveau nicht verwerfen. Ebenfalls läßt sich auf diesem Signifikanzniveau die Hypothese nicht verwerfen, daß die Koeffizienten der Regressoren in den alten und den neuen Bundesländern identisch sind. Somit wird ein empirisches Modell angenommen, bei dem das *Niveau* der Zustimmungswahrscheinlichkeit sich über die Jahre und die Regionen ändert, während die *Steigung* der Regressionsgeraden über Zeit und Raum konstant bleibt.

Tabelle 8: Logit für die Forderung nach Einkommensumverteilung;
Schätzergebnisse für Gesamtdeutschland, 1992 -1999

	Koeffizienten für Logit (1)	Koeffizienten für Logit (2)	Koeffizienten für Logit (3)	Koeffizienten für Logit (4)
Relatives Einkommen	-,434*** (,082)	-,374*** (,088)	-,428*** (,083)	-,376*** (,090)
Ausbildungsjahre	-,016*** (,005)	-,015*** (,005)	-,015*** (,005)	-,013** (,005)
SRE		-,018** (,009)		-,015* (,009)
fam. Herkunft ist sehr wichtig			,304*** (,101)	,299*** (,102)
Mann	-,226** (,089)	-,187** (,091)	-,252*** (,091)	-,212** (,092)
Alter	,003 (,003)	,002 (,003)	,002 (,003)	,002 (,003)
Verheiratet	-,049 (,085)	-,049 (,086)	-,023 (,086)	-,019 (,088)
Beschäftigt	,073 (,112)	,073 (,115)	,070 (,114)	,063 (,116)
99	-,645*** (,102)	-,647*** (,103)	-,661*** (,103)	-,662*** (,104)
Ost	1,271*** (,133)	1,348*** (,154)	1,303*** (,137)	1,342*** (,157)
Ost × 99	-,229 (,193)	-,325 (,210)	-,297 (,196)	-,355* (,212)
Beobachtungen	3297	3093	3217	3020
-2 Log-lik.:	3603,681	3441,578	3504,702	3358,279
* = signifikant zum 10 %-Niveau ** = signifikant zum 5 %- Niveau *** = signifikant zum 1 %-Niveau				

Für dieses empirische Modell zeigt Tabelle 8 die wichtigsten Schätzergebnisse. In der ersten Gleichung wird nur das pekuniäre Eigeninteresse berücksichtigt, welches durch das relative Einkommen und das Bildungsniveau des Befragten beschrieben wird. In der zweiten Gleichung wird die proxy für den "social rivalry effect" (SRE) hinzugefügt, in der

dritten die für die Ungerechtigkeit der Markteinkommen. In der letzten Gleichung werden all diese Faktoren berücksichtigt.

Aus dieser Tabelle ist folgendes Resultat unmittelbar ersichtlich:

Ergebnis 1. *Pekuniäres Eigeninteresse, bessere soziale Stellung und Vermeidung von Ungerechtigkeit sind in Deutschland statistisch signifikante Erklärungskräfte der Einstellungen zur Umverteilung.*

Des weiteren ist unter den Kontrollvariablen lediglich das Geschlecht statistisch signifikant: Frauen befürworten die Umverteilung mit höherer Wahrscheinlichkeit als Männer.¹⁵

Erwartungsgemäß erweist sich der Zeitpunkt der Befragung als eine statistisch signifikante Determinante der Wahrscheinlichkeit, mit der man die Umverteilung befürwortet. Die dichotome Variable 99 - welche den Wert Eins annimmt, wenn die Person 1999 befragt wurde und den Wert Null sonst - weist einen negativen und stark signifikanten Koeffizienten auf. Es folgt:

Ergebnis 2. *Die Einstellungen der Deutschen gegenüber der Umverteilung sind in der Periode 1992-1999 weniger positiv geworden.*

Eine naheliegende Interpretation bezieht sich auf das Verschwinden der anfänglichen Begeisterung für die deutsche Wiedervereinigung. Nach der Transferstatistik der Bundesbank wurden zwischen 1991 und 1997 jährlich im Durchschnitt rund 127 Mrd. DM und damit rund 4,4 % des westdeutschen nominalen BIP dieses Zeitraums nach Ostdeutschland transferiert; andere Quellen gehen von noch umfangreicheren Nettotransfers aus.¹⁶ Sogar heute ist das Ende dieser beträchtlichen Umverteilung nicht in Sicht, was eine demotivierende Auswirkung auf die Zensiten der alten Bundesländer hervorgerufen haben könnte.

Wenn diese Interpretation die einzig richtige wäre, hätte sich die Befürwortung der Umverteilung nur in den alten Bundesländern reduzieren müssen. Dies ist aber nicht der Fall, wie es anhand von getrennten Schätzungen für die neuen und die alten Bundesländer gezeigt werden kann. Nach solchen Schätzungen nimmt die Zustimmung für eine Umverteilung zwischen 1992 und 1999 sowohl im Westen als auch im Osten rapide ab.

¹⁵Dieses Ergebnis ist auch allen vorherigen Untersuchungen gemein. Eine mögliche Erklärung für diese Regelmäßigkeit ist, daß Männer weniger risikoscheu als Frauen sind. Darauf weisen mikroökonomische Studien über Portfolio- und Versicherungsentscheidungen hin. Für eine stärkere Risikoaversion der Frauen spricht auch ein Evolutionsargument. Ein riskantes Unterfangen gefährdet weniger die Reproduktionsfähigkeit einer Gruppe, wenn das Risiko von einem Mann statt einer Frau übernommen wird.

¹⁶Vgl. Bohnet (1999, Kap. 17).

Eine weitere Erklärung für diese Entwicklung bezieht sich auf die Effekte, die die rasante wirtschaftliche Globalisierung der neunziger Jahre auf den Spielraum für die nationale Verteilungspolitik hervorgerufen hat. Insbesondere mögen die vertiefte Integration der internationalen Kapitalmärkte und das stürmische Wachstum der Direktinvestitionen dazu geführt haben, daß die Anreizkosten der Umverteilung von den meisten Bürgern höher eingeschätzt werden als in der Vergangenheit. Diese Interpretation spricht für eine weltweit ähnliche negative Tendenz der Einstellungen zur Umverteilung, welche zumindest mit dem Befund von A-LF über die USA konsistent ist.

Nicht unerwähnt bleiben sollte ferner der ideologische Wandel in der öffentlichen Meinung nach dem Motto "mehr Markt, weniger Staat". Die Verbreitung einer "neoliberalen" Sichtweise möge auch die verminderte Forderung nach Verteilungspolitik verursacht haben.

Ergebnis 3. *Die Bewohner der neuen Bundesländer stimmen der staatlichen Umverteilung wesentlich häufiger zu als die Bewohner der alten Bundesländer.*

Dies gilt, wohlgemerkt, *ceteris paribus*. Die selbsterklärende dichotome Variable *Ost* weist einen positiven und stark signifikanten Koeffizienten auf.

Eine potentielle Erklärung für dieses Ergebnis bezieht sich auf die lokalen Auswirkungen der Verteilungspolitik. Der marginale Beitrag der Umverteilung zur Prävention der Kriminalität und Erhaltung des sozialen Friedens könnte in Ostdeutschland höher als in Westdeutschland sein.

Ferner könnte das kulturelle Erbe aus der DDR-Zeit insofern eine Rolle spielen, als daß Gleichheit der Einkommen unabhängig von Aspekten der Eigenverantwortung gewünscht wird.

Ergebnis 4. *Zwischen 1992 und 1999 hat eine begrenzte Konvergenz hinsichtlich der Einstellungen zur Umverteilung in den neuen und den alten Bundesländern stattgefunden.*

In der Tat weist der Koeffizient der dichotomen Variable *Ost* × 99 ein negatives Vorzeichen auf. Es deutet auf eine Verringerung des Ost-West-Unterschiedes von rund 25 % hin. Allerdings ist der geschätzte Koeffizient an der Grenze der statistischen Signifikanz.

Diese begrenzte Konvergenz bedeutet, daß die wachsende westdeutsche Umverteilungsmüdigkeit aufgrund des interregionalen Transfers nicht so stark zu Buche geschlagen hat wie die Verbreitung anti-egalitaristischer Meinungen bei den Ostdeutschen. Meine Vermutung ist, daß einige Schichten der ostdeutschen Gesellschaft - wie mittelständische Unternehmer, Manager und Freiberufler - inzwischen eine bemerkenswerte positive Mo-

bilität erfahren haben und diese Erfahrung ihre Einstellung zur ökonomischen Gleichheit stark verändert hat.

Bevor das Ausmaß des Einflusses der einzelnen Bestimmungsfaktoren geschildert wird, sollte die Robustheit der bisherigen Ergebnisse in zweierlei Hinsicht untersucht werden. Erstens soll überprüft werden, ob die Änderung der Stichprobengröße einen relevanten Einfluß auf die Ergebnisse hat. Da der Umfang der Stichprobe von 1999 ungefähr der Hälfte desjenigen der Stichprobe von 1992 entspricht, wurde eine neue Regression geschätzt, bei der die Stichprobe von 1999 doppelt repräsentiert ist. Tabelle 9 zeigt in der ersten Spalte die entsprechenden Schätzergebnisse. Sowohl das Niveau als auch die statistische Signifikanz aller Koeffizienten sind sehr nah an denjenigen der entsprechenden Logit-Schätzung (4) der Tabelle 8.

Die zweite Robustheitskontrolle betrifft die Modellierung der endogenen Variable und das Schätzverfahren. Die im Datensatz erhaltenen Einstellungen zur staatlichen Umverteilung sind in fünf geordnete Kategorien aufgeteilt. Verwendet man diese Informationen über die endogene Variable, so kann man sie anhand von einem ordered Logit- und einem ordered Probit-Modell untersuchen.

Die zweite Spalte der Tabelle 9 gibt die Ergebnisse einer ordered Logit-Regression mit denselben Daten, die für die Regression der ersten Spalte verwendet wurden. Die dritte Spalte zeigt die entsprechenden Ergebnisse für das Probit-Modell. Außer bei dem Koeffizienten der Variable $Ost \times 99$ findet man, daß die Signifikanzniveaus aller Koeffizienten sehr ähnlich sind, wie unter Verwendung des binären Logit-Modells, und daß die Vorzeichen der Koeffizienten unverändert sind.

Nach den Schätzungen der ordered Modelle wird für den Koeffizienten von $Ost \times 99$ die statistische Signifikanz völlig verfehlt. Ferner weist der geschätzte Koeffizient anders als bei der binären Regression ein positives Vorzeichen auf.¹⁷

Dieser Befund wirft ein neues Licht auf die Konvergenzhypothese. Der Unterschied zwischen dem Ergebnis des binären Modells und demjenigen des ordered Modells suggeriert, daß die statistisch wichtigste Änderung in Ostdeutschland der Wechsel von den Antworten "Stimme stark zu" und "Stimme zu" zu der Antwort "Weder noch" gewesen ist. Befürworter der Umverteilung sind durch Agnostiker ersetzt worden, eine gewisse Verunsicherung hat vermutlich stattgefunden. Bezüglich der anderen Ausprägungen der endogenen Variable hat es jedoch insgesamt keine statistisch signifikante Verschiebung gegeben.

¹⁷Man beachte, daß die Interpretation des Vorzeichens der Koeffizienten bei der Schätzung eines ordered Modells keineswegs a priori eindeutig ist; siehe z. B. Green (2003, S. 736-740).

Tabelle 9: Forderung nach Einkommensumverteilung;
Schätzergebnisse mit verdoppelter 1999er Stichprobe

	Koeffizienten für binäre Logit	Koeffizienten für ordered Logit	Koeffizienten für ordered Probit
Relatives Einkommen	-,364*** (,073)	-,412*** (,059)	-,232*** (,033)
Ausbildungsjahre	-,013*** (,004)	-,014*** (,003)	-,009*** (,002)
SRE	-,015** (,007)	-,012** (,006)	-,008** (,003)
fam.Herkunft ist sehr wichtig	,320*** (0,86)	,403*** (,068)	,227*** (,039)
Mann	-,278*** (,078)	-,206*** (,064)	-,112*** (,038)
Alter	,002 (,003)	,003 (,002)	,002 (,001)
Verheiratet	-,052 (,075)	-,083 (,061)	-,052 (,036)
Beschäftigt	,061 (,098)	,032 (,078)	,020 (,046)
99	-,664*** (,085)	-,670*** (,073)	-,365*** (,042)
Ost	1,346*** (,153)	,929*** (,101)	,580*** (,059)
Ost × 99	-,358* (,183)	,078 (,129)	,007 (,076)
Beobachtungen	4017	4017	4017
-2 Log-lik.:	4588,454	10518,896	10511,498
* = signifikant zum 10 %-Niveau			
** = signifikant zum 5 %- Niveau			
*** = signifikant zum 1 %-Niveau			

Die Tabelle 10 zeigt die prognostizierte Änderung der Wahrscheinlichkeit, die Verteilungspolitik zu befürworten, wenn sich eine Einflußvariable ändert. Referenzpunkt ist der Durchschnitt aller Erklärungsvariablen. Berechnet wurden die Änderungen aufgrund der Schätzergebnisse der Logit (4) in Tabelle 8.

Tabelle 10: Effekte auf die Befürwortung der Umverteilung, die durch Änderungen der Bestimmungsfaktoren verursacht werden.

Faktoränderung	$\Delta \Pr(R_i = 1) \times 100$
$y_{it} = \bar{y}_t$ vs. $y_{it} = \bar{y}_t/2$	-5,0
$y_{it} = 5\bar{y}_t$ vs. $y_{it} = \bar{y}_t$	-13,8
Ausbildungsdauer: 17 vs. 11 Jahre	-1,5
SRE: 0 vs. \overline{SRE}	-1,1
Δ fam. Herkunft ist sehr wichtig	5,7
Δ 99	-13,4
Δ Ost	23,6

Zur Verdeutlichung der Interpretation der Zahlen der Tabelle 10 nehme man die erste Zeile. Verglichen wird hier ein Befragter mit dem Durchschnittseinkommen ($y_{it} = \bar{y}_t$) mit einem, dessen Einkommen die Hälfte des Durchschnitts beträgt ($y_{it} = \bar{y}_t/2$), welche einer Definition der Armutsgrenze entspricht. Die übrigen Einflußvariablen nehmen die durchschnittlichen Werte der gesamten Stichprobe ein. Während die Zustimmungswahrscheinlichkeit eines Durchschnittsbefragten mit $y_{it} = \bar{y}_t$ bei 71 % liegt, beträgt die Zustimmungswahrscheinlichkeit eines Durchschnittsbefragten mit $y_{it} = \bar{y}_t/2$ rund 76 %. Dies bedeutet, daß die Verdoppelung des Einkommens eine Verringerung der Zustimmungswahrscheinlichkeit um fünf Prozentpunkte bedingt. Diese Zahl findet man in der zweiten Spalte der Tabelle.

Die zweite Zeile besagt, daß die Verfünfachung des Einkommens eine Verringerung der Zustimmungswahrscheinlichkeit um fast vierzehn Prozentpunkte verursacht. Der Anstieg der Dauer der Ausbildung von elf auf siebzehn Jahre bringt lediglich eine Senkung von anderthalb Prozentpunkte mit sich.

In der vierten Zeile wird der Effekt der Verteilungspolitik auf die soziale Mischung wiedergegeben. Verglichen wird der Stichprobendurchschnitt $\overline{SRE} = -3,7$ mit dem Wert Null. Ein SRE von Null entspricht einem linearen Zusammenhang zwischen Prestige und Einkommen und bedeutet, daß die von der Verteilungspolitik bedingte soziale Mischung sich neutral auf die Einstellung der Bürger niederschlägt. Somit verursacht der durchschnittliche Effekt der sozialen Mischung eine Erhöhung der Zustimmungswahrscheinlichkeit um gut einen Prozentpunkt.

Die Auswirkung der Gerechtigkeitsempfindungen ergibt sich aus der fünften Zeile. Glaubt der Befragte, daß die familiäre Herkunft sehr wichtig für den persönlichen Erfolg

ist, so erhöht sich die Zustimmungswahrscheinlichkeit im Vergleich zum gegensätzlichen Glauben um fast sechs Prozentpunkte.

Schließlich stellen die letzten zwei Zeilen die temporalen und regionalen Auswirkungen dar. Auf das Jahr umgerechnet, verringert sich die Befürwortung der Umverteilung um fast zwei Punkte pro Jahr. Unterstellt man eine Fortsetzung dieses Trends, so müßten die Einstellungen der Westdeutschen im Jahr 2006 denjenigen der US-Amerikaner vom Jahr 1992 sehr ähnlich sein. Für die Ostdeutschen dauert es jedoch wesentlich länger, bis es so weit kommt. Die durchschnittliche zusätzliche Befürwortung der Umverteilung eines Ostdeutschen verglichen mit der eines Westdeutschen beträgt beträchtliche vierundzwanzig Prozentpunkte.

Die Wahrscheinlichkeit der Befürwortung der Umverteilung für die Befragten des Jahres 1999 wird separat für verschiedene Befragertypen in Tabelle 11 wiedergegeben.

Tabelle 11: Zustimmungswahrscheinlichkeit der 1999 Befragten, 40 Jahre alt, vollbeschäftigt, mit 17 Jahren Ausbildung

Typ	$\Pr(R_i = 1) \times 100$
Westdeutscher Mann, Mittelschicht, $y = 2500$ Euro, glaubt familiäre Herkunft ist sehr wichtig	42,5
Westdeutscher Mann, Oberschicht, $y = 4500$ Euro, glaubt familiäre Herkunft ist sehr wichtig	35,5
Westdeutscher Mann, Mittelschicht, $y = 2500$ Euro, glaubt familiäre Herkunft ist nicht sehr wichtig	35,4
Westdeutscher Mann, Oberschicht, $y = 4500$ Euro, glaubt familiäre Herkunft ist nicht sehr wichtig	29
Westdeutsche Frau, Mittelschicht, $y = 2500$ Euro, glaubt familiäre Herkunft ist sehr wichtig	47,8
Ostdeutscher Mann, Mittelschicht, $y = 2500$ Euro, glaubt familiäre Herkunft ist sehr wichtig	68,5

Zur Verdeutlichung der Interpretation dieser Tabelle betrachte man die zwei ersten Zeilen. Hieraus erfährt man die Auswirkung eines Übergangs von der Mittelschicht zur Oberschicht, welcher von einer Steigerung des monatlichen Nettoeinkommens um zwei Tausend Euro bedingt wird. Die Zustimmungswahrscheinlichkeit verringert sich um sieben Prozentpunkte. Ungefähr dieselbe Verringerung entsteht, wenn die Person glaubt, daß die Markteinkommen gerecht seien - siehe die dritte Zeile.

7 Fazit

Die ökonometrischen Studien der Umfragedaten haben maßgeblich zur Überprüfung der polit-ökonomischen Theorien zur Einkommensumverteilung beigetragen. Insbesondere konnte die fundamentale Hypothese bestätigt werden, daß die pekuniären Anreize eine relevante Treibkraft der individuellen Einstellung zur Verringerung ökonomischer Ungleichheit darstellen.

Aufgrund der bescheidenen Datenlage sind die Ergebnisse der Umfrageanalyse mit Vorsicht zu genießen. Insbesondere zeigt die Wichtigkeit von fixed-country effects, daß das Erklärungspotential der bisherigen empirischen Modelle relativ begrenzt ist. So konnte in den bisherigen Arbeiten die Versicherungsfunktion der Einkommensumverteilung nicht gemessen werden. Ebenfalls konnte die Auswirkung der Einkommensungleichheit auf die innere Sicherheit, die politische Stabilität und den sozialen Frieden nicht erfaßt werden. Wegen dieser vernachlässigten Größen sind die verwendeten Schätzer vermutlich verzerrt und nicht konsistent. Es ist anzunehmen, daß die Erklärungskraft der empirischen Modelle stark erhöht werden könnte, wenn der Forscher in der Lage wäre, jene Faktoren zu approximieren.

Dennoch sind einige bemerkenswerte Resultate erzielt worden, die auch robust zu sein scheinen:

1. Die ökonometrische Analyse von Umfragedaten zeigt, daß die Motivation des homo oeconomicus, die eigene Kaufkraft zu vermehren, lediglich *einen* der empirisch relevanten Faktoren der Bestimmung individueller Einstellungen zur Einkommensumverteilung bildet. Verteilungsexternalitäten und Gerechtigkeitsvorstellungen beeinflussen die Einstellungen zur Umverteilung auf signifikante Weise.

2. Die beträchtlichen internationalen Unterschiede im Ausmaß staatlicher Einkommensumverteilung können keineswegs durch die unterschiedliche Verteilung der pekuniären Gewinne und Verluste in den verschiedenen Ländern erklärt werden. Unterschiedliche Verteilungsexternalitäten und Gerechtigkeitsvorstellungen tragen wesentlich zur Erklärung der internationalen Unterschiede bei.

3. Aufgrund der pekuniären Anreize müßte die Verringerung der Einkommensungleichheit in den USA öfter als in Deutschland befürwortet werden, aber das Gegenteil ist der Fall. Ein mächtiger Erklärungsfaktor für den amerikanischen Konservatismus ist das besonders niedrige soziale Ansehen der ärmeren Schichten in den USA und der damit verbundene Widerstand der Mittelschicht gegen eine soziale Mischung mit den Einkommensschwachen, welche die Folge einer umfangreicheren Verteilungspolitik wäre.

4. In der Bundesrepublik ist das relative Einkommen ein mächtiger Erklärungsfaktor der interindividuellen Variation bezüglich der Einstellung zur Verteilungspolitik. Wird

das Einkommensniveau, das der Armutsgrenze entspricht, um den Faktor Zehn multipliziert, so verringert sich die Wahrscheinlichkeit der Befürwortung der Umverteilung um fast zwanzig Prozentpunkte. Das Bildungsniveau und die Zusammensetzung sozialer Milieus haben zwar einen signifikanten Einfluß auf die individuellen Einstellungen, aber das Ausmaß dieses Einflusses ist gering. Der Glaube an die Ungerechtigkeit der Marktergebnisse hat hingegen einen starken Einfluß: dieser Glaube erhöht die Wahrscheinlichkeit der Befürwortung der Umverteilung um fast sechs Prozentpunkte.

5. In den sieben Jahren zwischen 1992 und 1999 hat sich die Zustimmung zur Verteilungspolitik erheblich reduziert. Schätzungsweise beträgt dieser Unterschied über dreizehn Prozentpunkte. Diese Entwicklung hat sowohl in den alten als auch in den neuen Bundesländern stattgefunden.

6. Individuen in den neuen Bundesländern befürworten die Bekämpfung ökonomischer Ungleichheit wesentlich öfter als solche, die in den alten Bundesländern wohnen - wohlgemerkt *ceteris paribus*. Der geschätzte Unterschied beträgt fast vierundzwanzig Prozentpunkte. Der empirische Befund suggeriert allerdings, daß über den Zeitraum 1992-1999 die Einstellungen der Ostdeutschen sich denjenigen der Westdeutschen angenähert haben.

References

- Alesina, A. und E. La Ferrara, 2002, Preferences for Redistribution in the Land of Opportunities, mimeo, Harvard University and Bocconi University.
- Arrow, K., 1981, Optimal and voluntary income distribution, in Rosefielde, St., Hrsg., *Economic Welfare and the Economics of Soviet Socialism*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Benabou, R. und E. Ok, 2001, Social mobility and the demand for redistribution: The POUM hypothesis, *Quarterly Journal of Economics* 116, 447-87.
- Bohnet, A., 1999, *Finanzwissenschaft: Grundlagen staatlicher Verteilungspolitik*, Oldenbourg, München.
- Börsch-Supan, A. und A. Reil-Held, 2001, How much is transfer and how much is insurance in a pay-as-you-go system? The German case, *Scandinavian Journal of Economics* 103, 505-24.
- Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung, 2001, *Lebenslagen in Deutschland*, Bonn.
- Corneo, G., 2001, Inequality and the state: Comparing US and German preferences, *Annales d'Economie et de Statistique* 63-64, 283-96.
- Corneo, G., 2002, The efficient side of progressive income taxation, *European Economic Review* 46, 1359-68.
- Corneo, G., 2003, *Öffentliche Finanzen: Ausgabenpolitik*, Mohr-Siebeck, Tübingen.
- Corneo, G. und H.P. Grüner, 2000, Social limits to redistribution, *American Economic Review* 50, 1491-1507.
- Corneo, G. und H.P. Grüner, 2002, Individual preferences for political redistribution, *Journal of Public Economics* 83, 83-107.
- Fong, C., 2001, Social preferences, self-interest, and the demand for redistribution, *Journal of Public Economics* 82, 225-46.
- Frey, B. und A. Stutzer, 2002, *Happiness and Economics - How the Economy and Institutions Affect Well-Being*, Princeton University Press, Princeton.

- Ganzeboom, H. und D. Treiman, 1996, Internationally comparable measures of occupational status for the 1988 international standard classification of occupations, *Social Science Research* 25, 201-239.
- Gilens, M., 1999, *Why Americans hate welfare: Race, media, and the politics of antipoverty policy*, University of Chicago Press, Chicago.
- Graham, C. und S. Pettinato, 2003, Frustrated Achievers: Winners, losers, and subjective well-being in new market economies, *Journal of Development Studies*, forthcoming.
- Green, W. H., 2003, *Econometric Analysis*, Pearson Education, Upper Saddle River.
- Imrohorglu, A., Merlo, A. und P. Rupert, On the political economy of income redistribution and crime, *International Economic Review* 41, 1-25.
- Lindert, P., 1996, What limits social spending?, *Explorations in Economic History* 33, 1-34.
- Perotti, R., 1996, Growth, income distribution, and democracy: what the data say, *Journal of Economic Growth* 1, 149-187.
- Persson, M., 1995, Why are taxes so high in egalitarian societies? *Scandinavian Journal of Economics* 84, 569-80.
- Piketty, T., 1995, Social mobility and redistributive politics, *Quarterly Journal of Economics* 110, 551-585.
- Ravallion, M. und M. Lokshin, 2000, Who wants to redistribute? The tunnel effect in 1990s Russia, *Journal of Public Economics* 76, 87-104.
- Roberts, K. W. S., 1977, Voting over income tax schedules, *Journal of Public Economics* 8, 329-340.
- Roemer, J. E., 1998, *Equality of Opportunity*, Harvard University Press, Cambridge.
- Romer, T., 1975, Individual welfare, majority voting and the properties of a linear income tax, *Journal of Public Economics* 7, 163-88.
- Varian, H., 1980, Redistributive taxation as social insurance, *Journal of Public Economics* 14, 49-68.