

Wochenbericht

Wirtschaft Politik Wissenschaft

Armut in West- und Ostdeutschland – Ein differenzierter Vergleich

Birgit Otto
botto@diw.de

Thomas Siedler
tsiedler@diw.de

Von 1992 bis 2000 war für Ostdeutschland eine niedrige –und sich über die Jahre kaum verändernde –Einkommensungleichheit¹ zu beobachten. Zugleich waren dort –gemessen an der für Ostdeutschland „regional“ definierten Armuts-grenze –weniger Personen als im Westen von Armut betroffen. Für beide Teile Deutschlands gilt, dass etwa die Hälfte der im Beobachtungszeitraum begonne-nen Armutsphasen ein Jahr später beendet war. Die Wahrscheinlichkeit für Men-schen, die schon einmal arm waren, wieder unter die Armuts-grenze zu gelangen, ist in Westdeutschland höher als in Ostdeutschland. In beiden Regionen nimmt jedoch die Wahrscheinlichkeit, erneut arm zu werden, mit jedem weiteren Jahr außerhalb von Armut ab. Deren Bekämpfung sollte deshalb nicht ausschließlich darauf gerichtet sein, Menschen aus der Armut herauszuholen, sondern auch dar-auf zielen, dem (Wieder-)Eintritt in Armut vorzubeugen.

Mithilfe der Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP)² können neben der Entwicklung des Armutsausmaßes³ sowohl die Verweildauer in Armut als auch die Eintritte in bzw. Austritte aus Armut in Deutschland untersucht wer-den. Als arm werden dabei Personen bezeichnet, deren Einkommen weniger als die Hälfte des durchschnittlichen Einkommens der Bevölkerung in privaten Haushalten beträgt.⁴ Grundlage für die Einkommensmessung ist das verfügbare Einkommen.⁵ Dieses wird auch als Haushaltsnettoeinkommen bezeichnet und über eine Bedarfsgewichtung in ein modifiziertes Pro-Kopf-Einkommen um-

¹ Vgl. Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung. Jahresgutachten 2002/2003, S. 350.

² Das SOEP ist eine repräsentative Wiederholungsbefragung privater Haushalte, die seit 1984 in Westdeutschland und seit 1990 in Ostdeutschland jährlich durchgeführt wird. Vgl. SOEP Group: The German Socio-Economic Panel (GSOEP) after more than 15 years – Overview. In: Elke Holst u. a. (Hrsg.): Proceedings of the 2000 Fourth International Conference of German Socio-Economic Panel Study Users (GSOEP 2000). In: Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung des DIW Berlin, Heft 1/2001, S. 7–14; auch <http://www.diw.de/deutsch/sop/>.

³ Die Ergebnisse können von anderen Untersuchungen, insbesondere von Berechnungen auf der Basis der SOEP-Daten, aus unterschiedlichen Gründen abweichen. Je nach Wahl der Einkommensbasis (Vorjahreseinkommen, Monatseinkommen), der Armuts-grenze (z. B. 50 % vom Mittelwert, 60 % vom Median) und der Bedarfsgewichtung für einzelne Haushaltsmitglieder können sich unterschiedliche Armutsbilder für beide Regionen Deutschlands ergeben. Vgl.: Lebenslagen in Deutschland. Der erste Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung. Berlin 2001, S. 154–155; Peter Krause und Roland Habich: Einkommensverteilung und Armut. In: Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Datenreport 1999. Zahlen und Fakten für die Bundesrepublik Deutschland. Bonn 1999, S. 581–591.

⁴ Für Deutschland insgesamt ist der Referenzwert zur Bestimmung der Armuts-grenze das durchschnittliche Ein-kommen der Gesamtbevölkerung. Zusätzlich wurde die Armut in den neuen und alten Bundesländern getrennt gemessen. Der Referenzwert ist hier das jeweilige durchschnittliche Einkommen. Werden die Armutsquoten in Ostdeutschland auf der Basis der westdeutschen Einkommen berechnet, fallen sie deutlich höher aus. Vgl. dazu: Einkommensarmut von Kindern – Ein deutsch-britischer Vergleich für die 90er Jahre. Bearb: Stephen P. Jenkins, Chris Schluter und Gert G. Wagner. In: Wochenbericht des DIW Berlin, Nr. 5/2002.

⁵ Basis für die Einkommensmessung ist das so genannte „Jahreseinkommen“ des Vorjahres – nach Umverteilung durch das Steuer- und Transfersystem. Vgl. auch: Einkommensverteilung in Deutschland – Stärkere Umverteilungs-effekte in Ostdeutschland. Bearb.: Markus M. Grabka. In: Wochenbericht des DIW Berlin, Nr. 1/2002, S. 52 ff.

Königin-Luise-Straße 5
14195 Berlin

Tel. +49-30-897 89-0
Fax +49-30-897 89-200

www.diw.de
postmaster@diw.de

DIW Berlin

Nr. 4/2003

70. Jahrgang / 23. Januar 2003

Inhalt

Armut in West- und Ostdeutschland –
Ein differenzierter Vergleich
Seite 61

Zahlenbeilage

Unkorrigiert!

Sperrfrist:

Mittwoch, 22. Januar 2003, 17 Uhr!

A 22127 C

Kasten

Begriffsdefinitionen: Armutsquote, Armutslücke und Armutsintensität

Die Armutsquote misst den Umfang der Armutspopulation. Die Armutslücke, gemessen als relativer Einkommensabstand zur Armutsgrenze, gibt Auskunft über das Ausmaß der Armut. In der Armutsintensität wird der Einkommensabstand der Ärmsten unter den Armen am stärksten gewichtet. Die drei Größen lassen sich anhand der folgenden Formel darstellen:

$$P_{\alpha}(y, z) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left(\frac{z - y_i}{z} \right)^{\alpha}$$

Dabei stellt n die Zahl der beobachteten Personen dar, q die Zahl der Armen, y das Äquivalenzeinkommen der armen Personen, z die Armutslinie und α einen Gewichtungsfaktor.

Wird α gleich null gesetzt, erhält man die Armutsquote. Die Armutslücke wird berechnet, indem α gleich eins gesetzt wird. Hierbei wird die Summe der individuellen Armutslücken durch die Zahl der beobachteten Personen dividiert. Bei der Berechnung der Armutsintensität hat α üblicherweise den Wert zwei (aber mindestens größer als eins).

In der Untersuchung werden nur die Armutsquote und die Armutsintensität ausgewiesen.

gewandelt. Damit wird die Einkommenssituation von Personen aus Haushalten unterschiedlicher Größe und Zusammensetzung miteinander vergleichbar.⁶

Die Entwicklung der Armut wurde anhand zweier verschiedener Maße untersucht: Während die *Armutsquote* den relativen Anteil von armen Personen an der Bevölkerung ausweist, handelt es sich

bei der *Armutsintensität* um einen Index⁷, der die Armutsquote ins Verhältnis zur durchschnittlichen *Armutsquote* setzt. Diese zeigt den jeweiligen Einkommensabstand von der Armutsgrenze und ist sensitiv gegenüber Veränderungen in der Einkommenssituation der armen Personen.

Armut in Deutschland

Ein Vergleich der Jahre 1992 und 2000 zeigt für Deutschland insgesamt einen Anstieg der Armutsquote von 10,5 % auf 13 % (Tabelle 1). Allerdings schwankte die Quote in dieser Zeit relativ stark; ein eindeutiger Trend zur Zunahme der Armutsintensität ist nicht zu erkennen. In Westdeutschland stieg die Armutsquote in der Tendenz. Die Armutsintensität nahm seit 1992 ebenfalls leicht zu. Mit Werten von 6 bis 9 % fielen die Armutsquoten in Ostdeutschland erheblich niedriger aus als in

Tabelle 1

Armutsquoten und Armutsintensität in Deutschland¹ 1992 bis 2000

Berechnungen auf Basis der regionalen Mittelwerte

	Ostdeutschland		Westdeutschland		Deutschland insgesamt	
	Armutsquote	Armutsintensität	Armutsquote	Armutsintensität	Armutsquote	Armutsintensität
1992	7,4	1,45	11,0	2,75	10,5	2,48
1993	6,6	1,21	11,8	2,82	10,8	2,49
1994	7,6	1,10	12,0	2,69	11,3	2,37
1995	5,8	1,31	13,5	3,10	12,1	2,72
1996	7,4	1,41	13,1	3,01	11,7	2,69
1997	7,6	1,47	12,6	2,70	11,6	2,62
1998	8,8	1,89	13,1	3,54	12,0	3,22
1999	7,5	1,41	12,4	3,30	11,8	2,90
2000	7,3	1,14	14,4	2,95	13,0	2,58
Durchschnitt	7,3	1,38	12,7	2,98	11,6	2,67

¹ Prozentualer Anteil der in der jeweiligen Region in Armut Lebenden. Die Armutsgrenze beträgt 50 % des regionalen Mittelwerts des jährlichen Nettoäquivalenzeinkommens.

Quelle: SOEP.

DIW Berlin 2003

⁶ Zum Zwecke der Modifikation des Nettoeinkommens eines Haushalts in ein Pro-Kopf-Einkommen wird es durch die Summe der individuellen Bedarfsgewichte dividiert. Der daraus resultierende Betrag wird jedem Haushaltsmitglied zugewiesen und repräsentiert das Wohlfahrtsniveau des Haushalts unter Berücksichtigung seiner Zusammensetzung. In der Untersuchung wurde für die Bedarfsgewichtung die so genannte modifizierte OECD-Äquivalenzskala herangezogen, in der dem Haushaltsvorstand ein Bedarfsgewicht von 1,0, jeder weiteren erwachsenen Person ein Bedarfsgewicht von 0,5 und Kindern unter 15 Jahren ein Bedarfsgewicht von 0,3 zugewiesen wird. Vgl. auch Jürgen Faik: Äquivalenzskalen. Theoretische Erörterung, empirische Ermittlung und verteilungsbezogene Anwendung für die Bundesrepublik Deutschland. Berlin 1995.

⁷ Er wurde von J. Foster, J. Greer und E. Thorbecke entwickelt. Für eine ausführliche Beschreibung vgl. dies.: A Class of Decomposable Poverty Measures. In: Econometrica, 52 (3), 1984, S. 761–766.

Westdeutschland.⁸ Auch war dort die Armutsintensität sowohl 1992 (1,5) als auch 2000 (1,1) deutlich niedriger als in Ostdeutschland (2,8 bzw. 3,0). Gemessen an der regionalen Armutsquote gestaltete sich die Einkommenssituation von Armen in Ostdeutschland folglich weit günstiger als die von Armen in Westdeutschland, denn die Armutsquote war merklich geringer als bei armen Personen in Westdeutschland.

Das Bild für Ostdeutschland ändert sich, wenn nicht der regionale, sondern der gesamtdeutsche Mittelwert für das Einkommen zugrunde gelegt wird. Nach dieser Berechnungsmethode war das Armutsausmaß in Ostdeutschland von 1992 bis 1994 ähnlich hoch wie in Westdeutschland (Tabelle 2); jeder Zehnte in der jeweiligen Region war in diesen Jahren arm. Bis 1999 blieb dann die Armutsquote in Ostdeutschland mit Werten zwischen 9 % und 10 % stets unter denen in Westdeutschland (zwischen 12 % und 13 %). Im Jahre 2000 war die Armutsquote in beiden Regionen wieder gleich hoch (13 %). Dies ist insofern bemerkenswert, als auch in diesem Zeitraum die durchschnittliche ökonomische Leistungsfähigkeit⁹ der Privathaushalte in Ostdeutschland niedriger war als in Westdeutschland. Auf der Basis der gesamtdeutschen Armutsquote belief sich die Armutsintensität in Ostdeutschland im Durchschnitt auf rund 1,7. Trotz der niedrigeren Leistungsfähigkeit des Ostens lag auch die Armutsintensität – dies sogar in sämtlichen Jahren – nur geringfügig höher als auf der Grundlage der regionalen (ostdeutschen) Armutsquote.

Struktur der Armutserfahrungen

Mithilfe der SOEP-Daten kann im Rahmen einer Längsschnittanalyse festgestellt werden, ob es regionale Unterschiede im Hinblick auf die zeitliche Dimension von Armut gibt. Hierfür wurden zum einen die Verweildauer in Armut und zum anderen die Wahrscheinlichkeit des Eintritts in bzw. des Austritts aus Armut gemessen.

Aus Tabelle 3 wird ersichtlich, wie groß der Anteil der Bevölkerung in Deutschland ist, der in dem beobachteten Zeitraum nie, ein Jahr, mehrere Jahre¹⁰ oder dauerhaft (neun Jahre) in Armut lebte. Von 1992 bis 2000 waren etwa 18 % der Bevölkerung in Ostdeutschland und 23 % in Westdeutschland mindestens in einem Jahr arm; diese Anteile liegen deutlich über der Armutsquote zu einem bestimmten Zeitpunkt. Eine einmalige Armutserfahrung (ein Jahr arm) machten in Ostdeutschland 9 % und in Westdeutschland 8 % der Bevölkerung; mehrmalige Armutserfahrungen (zwei bis acht Jahre) wurden für knapp 9 % in Ostdeutschland

Tabelle 2

Armutsquoten und Armutsintensität in Deutschland¹ 1992 bis 2000

Berechnungen auf Basis des gesamtdeutschen Mittelwerts

	Ostdeutschland		Westdeutschland		Deutschland insgesamt	
	Armutsquote	Armutsintensität	Armutsquote	Armutsintensität	Armutsquote	Armutsintensität
1992	11,0	1,78	10,3	2,66	10,5	2,48
1993	10,5	1,51	10,8	2,73	10,8	2,49
1994	11,4	1,38	11,3	2,60	11,3	2,37
1995	9,1	1,47	12,9	3,01	12,1	2,72
1996	9,4	1,68	12,3	2,92	11,7	2,69
1997	9,7	1,70	12,0	2,83	11,6	2,62
1998	10,4	2,19	12,3	3,46	12,0	3,22
1999	10,6	1,63	12,0	3,20	11,8	2,90
2000	13,2	1,69	13,0	2,78	13,0	2,58
Durchschnitt	10,6	1,67	11,9	2,91	11,6	2,67

¹ Prozentualer Anteil der in der jeweiligen Region in Armut Lebenden. Die Armutsquote beträgt 50 % des gesamtdeutschen Mittelwerts des jährlichen Nettoäquivalenzeinkommens.

Quelle: SOEP.

DIW Berlin 2003

Tabelle 3

Dauer der Armut im Zeitraum 1992 bis 2000¹

% der Gesamtbevölkerung

	Ostdeutschland	Westdeutschland
Insgesamt	81,6	77,5
Ein Jahr	8,8	7,9
Mehrere Jahre	8,5	12,8
Dauerhaft	1,1	1,8

¹ Die Armutsquote beträgt 50 % des regionalen Mittelwerts des jährlichen Nettoäquivalenzeinkommens.

Quelle: SOEP.

DIW Berlin 2003

und 13 % in Westdeutschland festgestellt. In allen Jahren arm waren lediglich 1 % in Ostdeutschland und 2 % in Westdeutschland. Der überwiegende Teil der Bevölkerung (82 % in Ostdeutschland, 78 % in Westdeutschland) war in dem beobachteten

Armut zumeist vorübergehend

⁸ Vgl. Irene Becker, Joachim R. Frick, Markus M. Grabka, Richard Hauser, Peter Krause und Gert G. Wagner: A Comparison of the Main Household Income Surveys for Germany: EVS and SOEP. In: Richard Hauser und Irene Becker (Hrsg.): Reporting on Income Distribution and Poverty. Berlin 2003, S. 55–90.

⁹ „Nur infolge der hohen Transfers erreichen die verfügbaren Einkommen in Ostdeutschland rund 80 % des westdeutschen Niveaus. Die ökonomische Leistungsfähigkeit der ostdeutschen Haushalte – gemessen am erzielten Markteinkommen – betrug 1998 aber nur 70 % des westdeutschen Wertes.“ Vgl.: Angleichung der Markteinkommen privater Haushalte zwischen Ost- und Westdeutschland nicht in Sicht. Bearb.: Markus M. Grabka und Birgit Otto. In: Wochenbericht des DIW Berlin, Nr. 4/2001.

¹⁰ Bei dieser Betrachtung bleibt jedoch offen, ob es sich um aufeinander folgende Jahre in Armut oder um mehrmalige Armutserfahrungen handelt.

ten Zeitraum nicht von Armut betroffen.¹¹ Da die Länge des Beobachtungszeitraums einen Einfluss auf die hier gewählte Abgrenzung dauerhafter von vorübergehender Armut hat, sind diese Ergebnisse nur von beschränkter Aussagefähigkeit. Wesentlich aussagekräftiger sind Analysen zur Verweildauer nach dem Eintritt in Armut und zur entsprechenden Wahrscheinlichkeit des Austritts aus Armut.

Verweildauer und Austrittswahrscheinlichkeit

Im Folgenden werden nur jene Personen aus der Längsschnittpopulation betrachtet, für die eine Armutsphase¹² im Jahre 1993 oder später begann.¹³ Tabelle 4 zeigt für diesen Personenkreis die Verweildauer in Armut sowie die Wahrscheinlichkeit des Austritts aus Armut.¹⁴

Tabelle 4

Verweildauer und Wahrscheinlichkeiten des Austritts aus Armut

Zahl der Jahre in Armut seit Armutsbeginn	Ostdeutschland		Westdeutschland	
	Verweildauer in Armut	Austritts- wahrscheinlichkeit	Verweildauer in Armut	Austritts- wahrscheinlichkeit
1	100,0	–	100,0	–
2	47,9	52,2	54,3	45,7
3	31,6	34,0	38,7	28,6
4	15,1	52,1	31,8	18,0
5	9,4	37,4	25,5	19,6
6	7,8	17,8	24,1	5,6
7	7,8	0,0	22,0	8,6
8	7,8	0,0	18,3	16,8

Die Schätzungen beruhen auf allen nicht linkszensierten Armuts Spells.

Quelle: SOEP.

DIW Berlin 2003

Etwa die Hälfte der Personen in Ostdeutschland, für die eine Armutsphase begann, war mindestens zwei Jahre arm. Eine mindestens dreijährige Armutsphase erlebten knapp ein Drittel, eine mindestens vierjährige Phase 15 % der ostdeutschen armen Bevölkerung. Eine längere Verweildauer ist nur für einen geringen Teil der Bevölkerung von Bedeutung. Das Armutsbild in Westdeutschland unterscheidet sich aus dieser Perspektive wesentlich von dem in Ostdeutschland. In Westdeutschland musste mehr als die Hälfte aller armen Personen eine mindestens zweijährige Armutsphase erfahren; bei fast zwei Fünfteln war es eine mindestens dreijährige und bei einem knappen Drittel eine mindestens vierjährige Armutsphase. Besonders auffällige Unterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland treten mit zunehmender Verweildauer auf. Der Anteil von Personen in Westdeutschland mit sechsjährigen Armutsphasen war mit 24 % etwa dreimal so hoch wie in Ostdeutschland.

Deutliche Unterschiede zwischen Ost und West bei zunehmender Verweildauer in Armut

Diese Unterschiede werden auch bei einem Blick auf die Austrittswahrscheinlichkeiten, die von der jeweiligen Armutsdauer abhängen, sichtbar. Die Austrittswahrscheinlichkeit in Ostdeutschland lag nach einjähriger Armut bei knapp 52 %; nach zwei Jahren in Armut waren es 34 % und nach drei Jahren wieder 52%. Die Wahrscheinlichkeit, eine Armutsphase zu verlassen, sank in Ostdeutschland erst nach vierjähriger Armut. In Westdeutschland dagegen nahm die Austrittswahrscheinlichkeit – bis auf eine Ausnahme – mit jedem weiteren Jahr in Armut ab. Hier verfestigte sich Armut also rascher. Zugleich war die Austrittswahrscheinlichkeit für Personen nach ein- oder zweijähriger Armut geringer als in Ostdeutschland. Gemeinsamkeiten und Unterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland bezüglich der Verweildauer sind in den Abbildungen 1 und 2 dargestellt. Es wird ersichtlich, dass in beiden Regionen Deutschlands etwa die Hälfte der im untersuchten Zeitraum beobachteten Armutsphasen nach einem Jahr beendet war. Darüber hinaus war der Anteil von armen Personen mit höherer Verweildauer in Armut in Westdeutschland wesentlich größer als in Ostdeutschland.¹⁵

Abbildung 1

Verweildauer in Armut in Ostdeutschland Darstellung anhand der Kaplan-Meier-Überlebensfunktion



Quelle: SOEP.

DIW Berlin 2003

¹¹ Vgl. hierzu Walter Hanesch, Peter Krause, Gerhard Bäcker, Michael Maschke und Birgit Otto: Armut und Ungleichheit in Deutschland. Hamburg 2000, S. 106. Die Autoren berichten, dass im Zeitraum 1991 bis 1997 in Ostdeutschland 81,9 % und in Westdeutschland 78,9 % der Bevölkerung nie die regionale Armutschwelle unterschritten.

¹² Hierbei ist zu beachten, dass Mehrfacharmut auch zu Mehrfachzählungen führt.

¹³ Armutsphasen, die das Jahr 1992 mit einschließen, können nicht berücksichtigt werden, da nicht bekannt ist, wann sie tatsächlich begannen. Diese Armutsphasen werden als linkszensierte Spells bezeichnet.

¹⁴ Mithilfe von Kaplan-Meier-Überlebensraten kann der Anteil der Bevölkerung ermittelt werden, der sich über einen zusammenhängenden Zeitraum in Armut befindet. Dabei wird berücksichtigt, ob Personen innerhalb des zu untersuchenden Zeitraums den Armutsbereich verlassen oder zum Ende der betrachteten Periode noch immer in Armut leben.

¹⁵ Der Abstand der Kaplan-Meier-Überlebensfunktion zur horizontalen Achse ist nach acht Jahren Armutserfahrung für Ostdeutschland deutlich geringer als für Westdeutschland.

Abbildung 2

Verweildauer in Armut in Westdeutschland

Darstellung anhand der Kaplan-Meier-Überlebensfunktion



Quelle: SOEP.

DIW Berlin 2003

Verweildauer in Nichtarmut und Wahrscheinlichkeit des Wiedereintritts in Armut

Analog zur Verweildauer in Armut sowie zur Austrittswahrscheinlichkeit kann die Verweildauer in Nichtarmut sowie die Wahrscheinlichkeit des Eintritts in erneute Armutsphasen berechnet werden (Tabelle 5). Anders als in Tabelle 4 werden deshalb alle Personen aus der Längsschnittpopulation betrachtet, die im Jahre 1993 oder später eine Armutsphase beendeten.

In Ostdeutschland lebten knapp 93 % der Personen nach einem Armutsaustritt auch im darauf folgenden Jahr über der Armutsgrenze. In Westdeutschland betrug dieser Anteil nur 87 %. Eine siebenjährige Nichtarmutsphase konnte für 83 % der vormals armen Personen in Ostdeutschland, aber nur für 67 % der in Westdeutschland lebenden beobachtet werden. Die Wahrscheinlichkeit für ehemals Arme, erneut arm zu werden, ist demnach in Westdeutschland höher als in Ostdeutschland. Gemeinsam ist beiden Regionen, dass die Wahrscheinlichkeit einer erneuten Armut bis auf eine Ausnahme in Ostdeutschland mit jedem zusätzlichen Jahr in Nichtarmut deutlich abnimmt.

Fazit

In Deutschland gab es von 1992 bis 2000 keinen eindeutigen Trend in der Entwicklung der Armut. In Westdeutschland ist ein tendenzieller Anstieg der Armutsquote, verbunden mit einer geringen Verschlechterung der Einkommenssituation armer Personen, festzustellen. Erheblich niedriger als in Westdeutschland waren in allen Jahren die Armutsquote und die Armutsintensität in Ostdeutschland. Dieses Bild ändert sich, wenn nicht der ostdeut-

Tabelle 5

Verweildauer und Wahrscheinlichkeiten des Austritts aus Nichtarmut

Alle Personen, für die eine Armutsphase endete

Zahl der Jahre in Nichtarmut seit Armutsende	Ostdeutschland		Westdeutschland	
	Verweildauer in Nichtarmut	Austrittswahrscheinlichkeit	Verweildauer in Nichtarmut	Austrittswahrscheinlichkeit
1	100,0	–	100,0	–
2	92,6	7,4	86,7	13,3
3	87,3	5,7	78,3	9,7
4	84,6	3,1	74,3	5,2
5	83,1	1,8	70,3	5,4
6	83,1	0,0	67,6	3,8
7	83,1	0,0	66,6	1,6
8	76,5	7,9	66,6	0,0

Die Schätzungen beruhen auf allen nicht linkszensierten Nichtarmutsspiels.

Quelle: SOEP.

DIW Berlin 2003

sche, sondern der gesamtdeutsche Mittelwert der Einkommen für die Berechnung der Armutsquote herangezogen wird. Danach gleichen sich die Werte für Ost und West gegenseitig an; die Armutsquote bleibt in Ostdeutschland aber in den meisten, die Armutsintensität sogar in allen Fällen – und zwar deutlich – unter dem Wert in Westdeutschland.¹⁶

Bemerkenswert bei dieser Betrachtungsweise ist, dass sowohl das Armutsausmaß als auch die Armutsintensität trotz der zunehmenden Angleichung der ostdeutschen Einkommen an westdeutsche Verhältnisse in sämtlichen Jahren relativ stabil bleiben. Die im Verlauf des Transformationsprozesses zunehmende Spreizung der Markteinkommen in Ostdeutschland hat demnach nicht zu einem spürbaren Anstieg der Armutsbetroffenheit geführt.

Der Anteil der innerhalb des betrachteten Zeitraums (1992 bis 2000) von Armut betroffenen Personen lag deutlich über den jährlichen Armutsquoten in einem bestimmten Jahr. Dauerhaft arm waren weniger als 2 % der Bevölkerung. Personen, die in dieser Zeit in Armut gerieten, blieben in Ostdeutschland zu knapp der Hälfte, in Westdeutschland zu mehr als der Hälfte mindestens zwei Jahre arm. Eine längere Armut traf nur einen geringen Teil der Bevölkerung.

Die Wahrscheinlichkeit für ehemals Arme, erneut arm zu werden, war in Westdeutschland erheblich

Armutsintensität in Ostdeutschland erheblich geringer als in Westdeutschland

Von längerer Armut nur wenige Menschen betroffen

¹⁶ Untersuchungen auf der Basis der Monateinkommen und bei Verwendung einer gesamtdeutschen Armutsquote kommen allerdings zu dem Ergebnis, dass das Armutsausmaß in Ostdeutschland höher ist als in Westdeutschland. Die Autoren weisen jedoch darauf hin, dass dieser Befund bei Zugrundelegung der Jahreseinkommen nicht bestätigt werden konnte. Vgl. Jan Goebel, Roland Habich und Peter Krause: Datenreport 2002. Bonn, S. 580–596.

höher als in Ostdeutschland. Allerdings nahm die Wahrscheinlichkeit des Wiedereintritts in Armut in beiden Regionen mit jedem weiteren Jahr über der Armutsgrenze ab. Diese Ergebnisse verdeut-

lichen, dass die Bekämpfung von Armut nicht ausschließlich auf eine Erhöhung der Austrittsraten, sondern auch auf eine Vorbeugung gegen (erneute) Armut zielen sollte.

Aus den Veröffentlichungen des DIW Berlin
Diskussionspapiere

Erscheinen seit 1989

Nr. 314

Do Leading Indicators Help to Predict Business Cycle Turning Points in Germany?

Von Ulrich Fritzsche und Vladimir Kouzine

November 2002

Nr. 315

Assessing the Contribution of Public Capital to Private Production

Von Andreas Stephan

Dezember 2002

Nr. 316

Die Einstellung zum Euro. Eine empirische Analyse mit Daten des Sozio-oekonomischen Panels

Von Bettina Isengard und Thorsten Schneider

Dezember 2002

Nr. 317

The Effect of Family Income during Childhood on Later-Life Attainment: Evidence from Germany

Von Stephen P. Jenkins und Christian Schluter

Dezember 2002

Nr. 318

Stability Criteria and Convergence: The Role of the System of National Accounts for Fiscal Policy in Europe

Von Tilman Brück, Andreas Cors, Klaus F. Zimmermann und Rudolf Zwiener

Dezember 2002

Nr. 319

A Nation-Wide Laboratory: Examining Trust and Trustworthiness by Integrating Behavioral Experiments into Representative Surveys

Von Ernst Fehr, Urs Fischbacher, Bernhard von Rosenblatt, Jürgen Schupp und Gert G. Wagner

Dezember 2002

Nr. 320

The Politics of Endogenous Growth

Von Chetan Ghatge und Paul J. Zak

Januar 2003

Nr. 321

Labor Supply of Married Females in Estonia

Von Boriss Siliverstovs und Dmitri Koulikov

Januar 2003

Die Volltextversionen der Diskussionspapiere liegen von 1998 an komplett als Pdf-Dateien vor und können von der entsprechenden Website des DIW Berlin heruntergeladen werden (www.diw.de/deutsch/publikationen/diskussionspapiere).



Hinweis auf eine weitere Veröffentlichung des DIW Berlin

Chetan Ghaté and Paul J. Zak

The Politics of Endogenous Growth

Is it politically feasible for governments to engineer endogenous growth? This paper illustrates two reasonable political decision mechanisms by which fiscal policy generates endogenous growth with a single accumulable factor, under a constant returns to scale production technology, and without production externalities. In the first mechanism, optimal policies are chosen by the government to maximize constituent support by raising aggregate income. In the second mechanism, optimal policies are determined in a voting equilibrium where agents are concerned only with their own incomes. The authors demonstrate that policies that target aggregates generate balanced growth and are Pareto optimal. Policies chosen by the median voter also produce balanced growth, but result in public investment 50% below the socially optimal level.

Discussion Paper No. 320

Januar 2003

Der Gesamttext liegt als Pdf-Datei vor und kann von folgender Website des DIW Berlin heruntergeladen werden:

<http://www.diw.de/deutsch/publikationen/diskussionspapiere>

Impressum

Herausgeber

Prof. Dr. Klaus F. Zimmermann (Präsident)
PD Dr. Gustav A. Horn
Dr. Kurt Hornschild
Wolfram Schrettl, Ph. D.
Dr. Bernhard Seidel
Prof. Dr. Viktor Steiner
Prof. Dr. Gert G. Wagner
Dr. Hans-Joachim Ziesing

Redaktion

Dörte Höppner
Dr. Elke Holst
Jochen Schmidt
Dieter Teichmann

Pressestelle

Dörte Höppner
Tel. +49-30-897 89-249
presse@diw.de

Verlag

Verlag Duncker & Humblot GmbH
Carl-Heinrich-Becker-Weg 9
12165 Berlin
Tel. +49-30-790 00 60

Bezugspreis

(unverbindliche Preisempfehlungen)
Jahrgang Euro 108,-/sFR 182,-
Einzelnummer Euro 10,-/sFR 18,-
Zuzüglich Versandkosten
Abbestellungen von Abonnements
spätestens 6 Wochen vor Jahresende

ISSN 0012-1304

Bestellung unter www.diw.de

Konzept und Gestaltung

kognito, Berlin

Druck

Druckerei Conrad GmbH
Oranienburger Str. 172
13437 Berlin

**Einer Teilaufgabe ist
ein Prospekt des Verlages
Duncker & Humblot beigelegt.**

Deutschland

Ausgewählte saisonbereinigte Konjunkturindikatoren¹

Ausgewählte saisonbereinigte Konjunkturindikatoren¹																				
Arbeitslose		Offene Stellen		Auftragszugang (Volumen)²																
				Insgesamt			Verarbeitendes Gewerbe			Vorleistungsgüter- produzenten			Investitionsgüter- produzenten			Gebrauchsgüter- produzenten		Verbrauchsgüter- produzenten		
							Inland													
							Ausland													
				1995 = 100																
in 1 000				mtl.		vj.		mtl.		vj.		mtl.		vj.		mtl.		vj.		
mtl.		vj.		mtl.		vj.		mtl.		vj.		mtl.		vj.		mtl.		vj.		
2000		J	3 986	487	118,4	105,6	141,6	114,6	117,7	128,8	98,6	98,3	99,9							
		F	3 959	3 976	490	488	122,3	121,5	108,9	107,4	146,2	146,9	119,1	119,2	132,3	132,3	102,0	101,2	100,8	100,6
		M	3 953		492		123,8	107,7	152,8		151,5	120,1	135,7	138,1	103,4	103,4	103,0	99,7	100,9	
		A	3 935		503		125,1	110,5	151,5	120,1	152,7	122,5	121,3	138,5	138,5	103,7	102,9	101,1	100,9	
		M	3 900	3 917	515	508	126,5	111,9	154,3	111,4	152,8	121,3	140,6	140,6	101,6	101,6	101,8	101,0		
		J	3 880		521		126,9	111,7	155,9		154,3	121,3	140,9	140,9	102,9	102,9	101,0			
		J	3 863		527		126,9	110,8	155,9	110,4	156,9	121,0	121,6	139,0	140,3	103,7	103,4	101,2	102,3	
		A	3 847	3 854	529	527	126,3	127,0	159,9	110,7	158,9	122,4	122,4	141,1	140,3	104,6	104,7	102,9		
		S	3 824		532		127,9	110,7	163,0	110,8	163,0	121,8	121,4	145,4	145,4	104,6	104,6	102,9		
		O	3 801		534		129,5	110,8	161,5	111,3	163,3	120,9	121,4	146,1	146,1	104,9	105,1	101,7	103,1	
		N	3 793	3 801	536	535	129,3	111,5	165,5	111,6	165,5	121,3	121,3	148,6	148,6	105,7	105,7	104,6		
		D	3 792		537		130,8	111,6												
2001		J	3 789		534		128,0	110,5	159,6	120,6	142,9	106,1	103,9	103,9	104,0	104,0	104,2	102,9		
		F	3 802	3 799	532	532	127,0	109,9	157,8	117,7	143,7	104,0	103,9	103,9	104,0	104,0	104,2	102,9	102,9	
		M	3 817		527		124,3	109,6	150,6	115,7	140,0	102,6	101,0	101,0	102,6	102,6	102,6	102,9	102,9	
		A	3 826		517		123,4	107,4	152,0	115,1	138,1	102,2	101,5	101,5	101,6	101,6	101,5	103,4	103,5	
		M	3 826	3 826	508	513	123,6	107,0	153,4	115,1	153,6	114,8	115,0	137,8	138,2	100,7	100,7	104,1	104,1	
		J	3 833		503		123,1	105,3	155,2	113,9	136,8	102,2	103,6	103,6	102,2	102,2	101,7	104,2	104,2	
		J	3 850		498		122,3	105,8	152,0	114,1	136,6	101,1	104,4	104,4	100,1	100,1	102,4	102,4	102,7	
		A	3 864	3 859	494	497	122,3	106,5	150,8	113,9	135,2	101,7	104,2	104,2	100,1	100,1	102,4	102,4	102,7	
		S	3 893		493		120,3	104,9	148,1	111,9	131,9	99,7	101,9	101,9	99,7	99,7	101,9	101,9	102,0	
		O	3 919		487		119,3	103,7	147,4	112,4	131,9	97,6	101,9	101,9	97,6	97,6	101,9	101,9	102,0	
		N	3 934	3 924	480	484	119,0	102,6	148,6	111,6	132,3	98,2	101,6	101,6	98,2	98,2	101,6	101,6	101,6	
		D	3 944		475		120,3	104,4	148,9	112,7	134,3	98,2	101,6	101,6	98,2	98,2	101,6	101,6	101,6	
2002		J	3 978		473		121,4	104,0	152,9	113,5	136,0	97,4	102,3	102,3	97,4	97,4	98,0	102,1	102,1	
		F	3 984	3 975	471	472	119,8	101,7	152,3	114,9	131,5	97,7	102,6	102,6	99,1	99,1	98,0	102,1	102,1	
		M	3 982		471		123,3	102,5	160,8	117,1	136,3	96,9	100,8	100,8	96,9	96,9	99,2	100,1	99,9	
		A	3 995		470		121,3	101,6	156,9	115,7	134,2	99,1	100,1	100,1	99,1	99,1	99,2	100,1	99,9	
		M	4 048	4 025	465	466	123,2	101,9	161,3	115,4	138,3	98,9	100,5	100,5	101,7	101,7	98,9	100,5	99,9	
		J	4 084		458		121,7	103,3	154,8	115,7	134,8	98,9	100,5	100,5	94,8	94,8	98,5	100,1	100,1	
		J	4 094		449		122,8	103,4	157,4	116,6	136,7	93,4	94,4	94,4	93,4	93,4	94,4	98,5	100,1	
		A	4 099	4 095	444	446	122,4	102,4	158,5	115,0	138,2	93,4	94,4	94,4	93,4	93,4	94,4	98,5	100,1	
		S	4 101		430		124,4	103,5	162,1	118,2	138,9	95,0	101,5	101,5	95,0	95,0	101,2	101,2	101,2	
		O	4 126		424		124,9	104,6	161,5	118,0	140,4	94,1	101,2	101,2	94,1	94,1	101,2	101,2	101,2	
		N	4 165	4 146	419	421	125,9	104,3	164,7	119,5	140,9	94,5	102,6	102,6	94,5	94,5	102,6	102,6	102,6	
		D	4 196		413															

¹ Saisonbereinigt nach dem Berliner Verfahren (BV4). Dieses Verfahren hat die Eigenschaft, dass sich beim Hinzufügen eines neuen Wertes davor liegende saisonbereinigte Werte in der Zeitreihe auch dann ändern können, wenn deren Ursprungswert unverändert geblieben ist. Die Vierteljahreswerte wurden aus den saisonbereinigten Monatswerten errechnet.

² Außerdem arbeitsstäglich bereinigt.

Quellen: Bundesanstalt für Arbeit, Statistisches Bundesamt, Berechnungen des DIW Berlin.

Deutschland**noch: Ausgewählte saisonbereinigte Konjunkturindikatoren¹**

	Beschäftigte im Bergbau und im verarbeitenden Gewerbe				Produktion ²								Umsätze des Einzelhandels				Außenhandel (Spezialhandel) ²			
	in 1 000				1995 = 100								1995 = 100				Mrd. EUR			
	mtl.	vj.	mtl.	vj.	mtl.	vj.	mtl.	vj.	mtl.	vj.	mtl.	vj.	mtl.	vj.	mtl.	vj.	mtl.	vj.	mtl.	vj.
2000																				
J	6350		114,1		123,4		102,3		103,3		86,0		97,5		45,6		40,9			
F	6351	6352	116,5	115,7	125,9	125,4	106,3	104,1	104,5	104,0	90,7	87,8	102,0	99,2	46,2	139,7	40,3	124,3		
M	6355		116,5		126,9		103,7		104,3		86,6		98,2		47,9		43,1			
A	6365		117,3		127,5		105,1		105,5		85,4		100,1		47,4		42,0			
M	6371	6367	120,5	118,8	132,5	129,9	109,4	105,8	106,5	106,2	88,0	85,6	102,5	100,5	49,4	146,4	44,4	130,4		
J	6374		118,6		129,8		103,0		106,7		83,4		98,7		49,6		44,1			
J	6380		120,1		132,2		107,2		105,9		83,2		98,8		49,7		44,9			
A	6383	6381	119,9	120,4	132,1	133,1	104,5	106,1	105,6	106,0	83,8	83,1	101,0	100,5	50,2	151,1	45,7	136,8		
S	6384		121,1		135,0		106,6		106,5		82,3		101,6		51,2		46,1			
O	6390		121,6		134,4		108,9		106,8		80,6		99,6		53,8		47,9			
N	6395	6392	122,3	122,8	136,0	136,6	106,5	107,3	106,9	106,9	82,6	82,0	100,3	100,0	53,2	160,5	48,2	145,7		
D	6398		124,4		139,5		106,5		107,1		82,8		100,3		53,5		49,6			
2001																				
J	6413		122,9		137,4		109,4		106,3		80,2		103,0		53,8		47,5			
F	6420	6414	122,5	122,2	137,7	137,3	108,5	108,9	106,2	105,7	78,6	78,7	100,2	101,8	53,8	159,8	47,5	140,0		
M	6418		121,3		136,9		108,8		104,5		77,3		102,2		52,3		45,0			
A	6416		121,4		135,7		108,8		106,0		77,9		101,6		54,5		47,6			
M	6412	6413	120,8	120,9	135,6	135,3	108,4	108,6	104,6	105,2	79,6	79,1	102,3	102,3	53,9	161,8	45,9	139,7		
J	6407		120,6		134,7		108,7		104,9		79,8		103,1		53,4		46,2			
J	6398		119,4		133,2		104,7		105,2		79,7		101,5		54,4		46,1			
A	6392	6394	120,0	119,5	134,2	133,5	108,6	105,9	105,6	105,0	79,8	79,4	102,1	101,4	53,9	161,5	44,6	135,5		
S	6378		118,9		133,2		104,4		104,2		78,8		100,7		53,2		44,8			
O	6365		118,6		132,7		102,6		104,5		80,4		101,9		52,6		43,8			
N	6352	6358	117,4	117,5	131,0	131,2	103,3	103,6	103,3	104,0	77,4	78,5	102,8	101,9	51,9	157,6	43,5	129,4		
D	6339		116,5		129,9		105,0		104,1		77,6		100,9		53,2		42,1			
2002																				
J	6308		117,7		130,6		101,7		104,9		77,6		100,0		52,4		42,4			
F	6283	6298	116,7	117,9	128,3	129,6	99,4	100,5	104,7	105,7	77,7	78,2	100,4	100,2	53,0	160,7	43,5	131,3		
M	6266		119,3		130,0		100,5		107,6		79,2		100,1		55,3		45,3			
A	6248		116,6		129,9		97,9		102,3		76,6		101,2		52,0		42,3			
M	6231	6239	116,7	117,4	127,5	130,1	94,5	97,3	105,4	104,0	72,1	74,2	98,5	99,7	52,6	159,3	42,8	129,3		
J	6210		119,0		132,8		99,7		104,2		73,9		99,3		54,6		44,2			
J	6196		119,1		132,9		101,6		103,6		74,3		101,8		52,7		42,4			
A	6176	6186	118,4	118,9	131,5	131,8	95,8	98,7	103,6	103,8	72,0	73,2	99,5	100,4	55,1	164,3	44,4	131,3		
S	6165		119,1		131,2		98,7		104,2		73,3		99,7		56,5		44,6			
O	6150		118,4		131,7		97,5		102,0		72,7		100,3		54,8		44,0			
N			120,2		134,6		97,3		103,4		73,3		96,3		57,3		44,3			
D																				

¹ Saisonbereinigt nach dem Berliner Verfahren (BV4). Dieses Verfahren hat die Eigenschaft, dass sich beim Hinzufügen eines neuen Wertes davor liegende saisonbereinigte Werte in der Zeitreihe auch dann ändern können, wenn deren Ursprungswert unverändert geblieben ist. Die Vierteljahreswerte wurden aus den saisonbereinigten Monatswerten errechnet.

² Außerdem arbeitstäglich bereinigt.

Quellen: Bundesanstalt für Arbeit; Statistisches Bundesamt; Berechnungen des DIW Berlin.