

# Wochenbericht

Wirtschaft Politik Wissenschaft

## Fast ein Viertel der Privathaushalte in Deutschland mit Konsumentenkreditverpflichtungen

Gundi Knies  
gknies@diw.de

C. Katharina Spiess  
kspiess@diw.de

*Der Anteil der Haushalte mit Konsumentenkreditverpflichtungen ist von 1997 bis 2001 gestiegen. Im gesamten Bundesgebiet hatte im Jahre 2001 fast jeder vierte Haushalt Konsumentenkredite abbezahlen; vier Jahre zuvor war es nicht einmal jeder fünfte Haushalt. Das zeigen Analysen auf Basis des vom DIW Berlin in Zusammenarbeit mit Infratest Sozialforschung erhobenen Sozio-oekonomischen Panels (SOEP).*

*Bei den Verschuldungsquoten und der Verschuldungsentwicklung gibt es zwischen Ost- und Westdeutschland wesentliche Unterschiede: So liegt der Anteil der ostdeutschen Haushalte mit Kreditverpflichtungen im Schnitt um 7 Prozentpunkte über dem im Westen.*

*Neben der Verschuldungsquote sind auch die durchschnittlichen Beträge, die Haushalte monatlich zur Tilgung und für Zinszahlungen aufbringen müssen, gestiegen. Familien sind in der Gruppe der Haushalte mit Kreditbelastungen besonders stark vertreten; ihre Verschuldung hat stark zugenommen. Aber auch einkommensarme Haushalte gehen Konsumentenkreditverpflichtungen ein, die für sie eine hohe Belastung bedeuten: Im Durchschnitt des Untersuchungszeitraums verwendeten diese Haushalte 22 % ihres monatlichen Haushaltsnettoeinkommens zur Begleichung von Schulden, während es bei anderen Haushalten nur 16 % waren. Für stark verschuldete Haushalte spielt der weitere Ausbau einer qualifizierten Schuldnerberatung eine zentrale Rolle. Zunehmend sollte aber auch auf präventive Maßnahmen gesetzt werden. Hier wäre unter anderem an familienfreundliche Darlehen zu denken. Dabei könnten sowohl vom Staat als auch vom Bankensektor verstärkt Initiativen ausgehen.*

*Da die vorliegenden Daten nur fünf Jahre umfassen und lediglich bis 2001 reichen, bleibt offen, wie sich die Aufnahme von Konsumentenkrediten danach entwickelt hat. Zu vermuten ist aber, dass es einen Rückgang gegeben hat, weil Haushalte in konjunkturschwachen Phasen erfahrungsgemäß vorsichtiger agieren.*

Insgesamt ist in Deutschland das Volumen der aufgenommenen Kredite im letzten Jahrzehnt deutlich gestiegen: Im Zeitraum 1989 bis 1999 verdoppelte sich z. B. der Umfang aller von Privatpersonen in Anspruch genommenen Konsumentenkredite auf 216 Mrd. Euro.<sup>1</sup> Dieser Anstieg ist nicht per se ein Problem, sondern nur dann, wenn die Zahlungsverpflichtungen die finanziellen Möglich-

<sup>1</sup> Vgl. Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend (Hrsg.): Überschuldung in Deutschland zwischen 1988 und 1999. Bd. 198 der Schriftenreihe des BMFSFJ. Berlin 2001, S. 34.

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. 17/2003**

70. Jahrgang / 24. April 2003

### Inhalt

Fast ein Viertel der Privathaushalte in Deutschland mit Konsumentenkreditverpflichtungen Seite 277

Finanzausgleich in der Ukraine: Positive Effekte für das Wirtschaftswachstum Seite 282

### Zahlenbeilage

A 22127 C

keiten der Kreditnehmer übersteigen, wenn also relativ zum Einkommen (und Vermögen) sehr hohe Tilgungs- und Zinszahlungen anfallen. Hierbei ist zu beachten, dass dies prinzipiell Haushalte aller Einkommensklassen und Verschuldungshöhen – also z. B. wohlhabende Haushalte mit sehr hohen Kreditverpflichtungen genauso wie arme Haushalte mit geringen Kreditverpflichtungen – betreffen kann.

Die Ergebnisse von Erhebungen bei Schuldnerberatungsstellen<sup>2</sup> deuten darauf hin, dass die Einkommens- und Verschuldungssituation besonders von Familien mit Kindern und von einkommensarmen Haushalten problematisch ist. Darauf weist der Befund hin, dass sich diese überproportional häufig an die Beratungsstellen wenden.

Zur Bestimmung des Umfangs von Konsumentenkrediten auf repräsentativer Basis wie auch zur näheren Analyse der soziodemographischen Charakteristika verschuldeter Haushalte eignet sich das vom DIW Berlin in Zusammenarbeit mit Infratest Sozialforschung erhobene Sozio-oekonomische Panel (SOEP).<sup>3</sup> Im SOEP wird seit 1997 erfragt, ob ein Haushalt Verpflichtungen aus Konsumentenkrediten hat und – wenn ja – welcher Rückzahlungsbetrag im Befragungsmonat zu leisten ist.<sup>4</sup> Damit kann für die Jahre 1997 bis 2001 neben dem Ausmaß der Verschuldung bei privaten Haushalten auch die finanzielle Belastung der Haushalte durch eingegangene Zahlungsverpflichtungen dargestellt werden.<sup>5</sup>

In Tabelle 1 sind die Verschuldungsquoten für die Jahre 1997 bis 2001 ausgewiesen. Es zeigt sich, dass in dieser Zeit der Anteil von Haushalten mit Konsumentenkreditverpflichtungen tendenziell ge-

stiegen ist. Hatten im Jahre 1997 bundesweit knapp 19 % aller Haushalte Konsumentenkreditverpflichtungen, so waren es im Jahre 2001 22½ %. 2001 war also im Schnitt fast jeder vierte Haushalt verschuldet.

### Verschuldungsquote im Osten besonders hoch ...

Das Verschuldungsniveau lag im Osten im Beobachtungszeitraum um durchschnittlich 7 Prozentpunkte über dem westdeutschen Niveau. Seit 1999 hat der Anteil verschuldeter Haushalte in Ostdeutschland allerdings nicht mehr zugenommen und betrug im Jahre 2001 gut 27 %.

Einer der Gründe für die insgesamt höheren Verschuldungsquoten in Ostdeutschland könnte in dem Nachholbedarf ostdeutscher Haushalte an langlebigen Konsumgütern bei gleichzeitig niedrigerem Einkommensniveau liegen. Tatsächlich hat sich die Haushaltsausstattung ostdeutscher Haushalte im Zeitverlauf dem Niveau in Westdeutschland weitgehend angeglichen, und zwar insbesondere bei teuren Gebrauchsgütern wie Personenkraftwagen oder elektrischen Haushaltsgeräten, die in Ost wie West besonders oft über Kredite finanziert werden.<sup>6</sup> In beiden Landesteilen ist das Ausstattungsniveau von 1993 bis 1998 gestiegen, im Osten jedoch stärker als im Westen.<sup>7</sup>

### ... Rückzahlungsbeträge jedoch geringer

Während Haushalte in Ostdeutschland häufiger durch Schulden belastet sind, liegen die monatlichen Beträge, die sie für Zins und Tilgung von Konsumentenkrediten aufbringen müssen, unter

Tabelle 1

#### Verschuldung privater Haushalte in Deutschland 1997 bis 2001

Anteil verschuldeter Haushalte<sup>1</sup> an allen privaten Haushalten in %

	Deutschland	Westdeutschland	Ostdeutschland
1997	18,8	17,5	24,4
1998	17,9	17,0	22,2
1999	21,8	20,3	28,5
2000	21,9	20,6	27,9
2001	22,4	21,2	27,4
Durchschnitt 1997–2001	20,6	19,3	26,1

<sup>1</sup> Verschuldung gemessen an Konsumentenkreditverpflichtungen (ohne Hypotheken und Bauspardarlehen).

Quellen: SOEP 1997 bis 2001; Berechnungen des DIW Berlin.

DIW Berlin 2003

<sup>2</sup> Vgl. z. B. Gunter E. Zimmermann: Überschuldung privater Haushalte. Freiburg 2000.

<sup>3</sup> Das SOEP ist eine seit 1984 existierende repräsentative jährliche Befragung privater Haushalte in Deutschland. Seit der Einführung einer zusätzlichen Stichprobe im Jahre 2000 werden in Westdeutschland und Ostdeutschland über 13 000 Haushalte befragt. Vgl. Homepage der SOEP-Gruppe: [www.diw.de/deutsch/sop/](http://www.diw.de/deutsch/sop/).

<sup>4</sup> Während das SOEP auch die Belastungen durch Hypotheken und Bauspardarlehen erfragt, beziehen sich die vorliegenden Analysen nur auf Belastungen durch Konsumentenkredite.

<sup>5</sup> Es ist nicht auszuschließen, dass das SOEP den tatsächlichen Anteil verschuldeter Haushalte unterschätzt, weil die Befragten bei der Frage nach Kreditverpflichtungen – neben den in dieser Frage explizit aufgenommenen und im SOEP separat erfassten Verpflichtungen durch in Anspruch genommene Bauspardarlehen und Hypotheken – nicht alle Formen der erfragten Verschuldung einbeziehen. Das Problem der unvollständigen Schuldenerfassung kann bei Umfragen jedoch nicht vollständig gelöst werden. Für die Güte der Messung im SOEP spricht, dass andere Umfragedaten ähnliche Ergebnisse zeigen. Die amtliche Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) weist für 1998 nahezu die gleichen Verschuldungsquoten wie das SOEP aus: Auf Basis der EVS können Verschuldungsquoten von 22 % im Osten und 17 % im Westen berechnet werden; vgl. BMFSFJ 2001, a. a. O., S. 33.

<sup>6</sup> Vgl. BMFSFJ, a. a. O., S. 27.

<sup>7</sup> Vgl. Margot Münnich und Monika Illgen: Zur materiellen Ausstattung der Haushalte von Niedrigeinkommensbeziehern. Gutachten im Auftrag des BMA. Statistisches Bundesamt. Berlin 2000, S. 18.

Verschuldung privater Haushalte seit 1997 gestiegen

Tabelle 2

**Kreditbelastung<sup>1</sup> privater Haushalte in Deutschland 1997 bis 2001**

In Euro

	Deutschland	West-deutschland	Ost-deutschland
1997	178	192	133
1998	178	192	130
1999	188	205	135
2000	198	212	151
2001	194	207	152
<b>Durchschnitt 1997–2001</b>	<b>187</b>	<b>202</b>	<b>140</b>

<sup>1</sup> Mittelwert der durchschnittlichen monatlichen Belastung durch Konsumentenkredite (ohne Hypotheken und Bauspardarlehen).

Quellen: SOEP 1997 bis 2001; Berechnungen des DIW Berlin.

DIW Berlin 2003

dem westdeutschen Niveau. Im Durchschnitt brachten verschuldete Haushalte in Westdeutschland monatlich 202 Euro für die Bedienung von Schulden auf, in Ostdeutschland dagegen nur 140 Euro (Tabelle 2). Während sich die Beträge in den Jahren 1997 und 1998 kaum geändert haben, gab es danach eine leichte Tendenz zu höheren monatlichen Zins- und Tilgungszahlungen. In beiden Landesteilen erhöhte sich die durchschnittliche Höhe der Rückzahlungen von 1997 bis 2001 um mehr als 16 Euro.

**Haushalte mit Kindern häufig verschuldet**

Manche junge Familien verschulden sich, wenn durch Kinder neue Ausgaben verursacht werden, gleichzeitig aber das Familieneinkommen sinkt, da ein Partner seine Arbeit aufgibt oder die Arbeitszeit verringert.<sup>8</sup> Unter den verschuldeten Haushalten waren sowohl Alleinerziehende als

Tabelle 3

**Verschuldung nach Haushaltstypen**

Durchschnitt 1997 bis 2001 in %

Haushaltstyp	Anteil an allen Haushalten	Anteil an den verschuldeten Haushalten
Alleinstehende	36,8	25,0
(Ehe-)Paare ohne Kinder	28,4	26,7
Alleinerziehende	5,3	6,9
(Ehe-)Paare mit Kindern	26,9	38,8
Sonstige	2,6	(2,5)
<b>Alle Haushalte</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>

( ) Ungewichtete Fallzahl im Jahre 1999 < 30.

Quellen: SOEP 1997 bis 2001; Berechnungen des DIW Berlin.

DIW Berlin 2003

Tabelle 4

**Verschuldungsquoten nach Haushaltstypen und Effekten<sup>1</sup>**

2001 gegenüber 1997: Veränderung in Prozentpunkten

Haushaltstyp	Bevölkerungseffekt	Verschuldungseffekt	Gesamteffekt
Alleinstehende	0,2	0,7	0,9
(Ehe-)Paare ohne Kinder	0,2	0,7	0,9
Alleinerziehende	0,0	0,4	0,4
(Ehe-)Paare mit Kindern	–0,2	2,2	2,0
Sonstige	–0,3	–0,2	–0,5
<b>Summe des Effekts<sup>2</sup></b>	<b>–0,1</b>	<b>3,6</b>	<b>3,5</b>

<sup>1</sup> Methodische Anmerkungen: Veränderungen der Verschuldungsquote eines Haushaltstyps können sich dadurch ergeben, dass (a) sich der Anteil dieses Haushaltstyps an der Bevölkerung verändert (hier: Bevölkerungseffekt) und (b) sich der Anteil der Verschuldeten innerhalb des Haushaltstyps verändert (hier: Verschuldungseffekt). Die Summe beider Effekte (hier: Gesamteffekt) ist der dem jeweiligen Haushalts-

typ zuzuschreibende Einfluss auf die Veränderung der Verschuldungsquote insgesamt. Zur mathematischen Herleitung siehe David Piachaud und Holly Sutherland: Changes in Poverty Post 1997. CASE paper 63. London 2002, S. 37.

<sup>2</sup> Die Summe des Gesamteffekts entspricht der Veränderung der Verschuldungsquote insgesamt im Jahre 2001 gegenüber 1997.

Quellen: SOEP 1997 und 2001; Berechnungen des DIW Berlin.

DIW Berlin 2003

auch Paar-Haushalte mit Kindern gemessen an ihrem Anteil in der Gesamtbevölkerung überrepräsentiert (Tabelle 3): 39 % der verschuldeten Haushalte waren im Durchschnitt des Untersuchungszeitraums Paar-Haushalte mit Kindern, während ihr Anteil in der Gesamtbevölkerung 27 % entsprach. Bei den Alleinerziehenden ist dieser Unterschied mit 7 % bzw. 5 % nicht so groß.

Tabelle 4 zeigt, wie sich die Verschuldungsquoten unterschiedlicher Haushaltstypen bis 2001 – im Vergleich zu 1997 – verändert und auf den Anstieg der Verschuldungsquote insgesamt ausgewirkt haben. Es wird zwischen einem „Bevölkerungseffekt“ und einem „Verschuldungseffekt“ unterschieden (siehe methodische Anmerkungen in Tabelle 4). Hierbei wird deutlich, dass insbesondere die verstärkte Kreditnahme von Paaren mit Kindern zu einer Erhöhung der Verschuldungsquote geführt hat: Durch sie erhöhte sich die Verschuldungsquote um 2,2 Prozentpunkte. Im Vergleich dazu haben sowohl die Kreditbelastung Alleinstehender als auch die von Paaren ohne Kinder zu einem geringeren Anstieg der gesamten Verschuldungsquote – um jeweils 0,7 Prozentpunkte – geführt.

Familienhaushalte bei der Verschuldung überrepräsentiert

**Arme Haushalte nicht häufiger verschuldet ...**

Steigende Verschuldungsquoten und auch die Entwicklung von Zins- und Tilgungszahlungen geben nur unzureichend Auskunft darüber, ob sich durch die Verschuldung die finanzielle Situation der

<sup>8</sup> Vgl. Walter Hanesch und Peter Krause: Armut und Ungleichheit in Deutschland. Reinbek bei Hamburg 2000, Kap. 3.3.6.

Tabelle 5

### Verschuldung und Einkommensarmut in Deutschland 1997 bis 2001

Anteile in %

	Verschuldungsquote insgesamt	Verschuldungsquote nicht armer Haushalte	Verschuldungsquote armer Haushalte
<b>Deutschland</b>			
1997	18,8	19,2	15,7
1998	17,9	17,7	19,2
1999	21,8	22,3	18,1
2000	21,9	22,5	17,7
2001	22,4	22,7	19,9
<b>Westdeutschland</b>			
1997	17,5	17,9	14,9
1998	17,0	16,8	17,9
1999	20,3	21,1	14,1
2000	20,6	21,3	15,8
2001	21,2	21,7	17,9
<b>Ostdeutschland</b>			
1997	24,4	25,0	19,4
1998	22,2	22,3	20,9
1999	28,5	28,7	26,6
2000	27,9	28,1	25,2
2001	27,4	27,7	24,6

Quellen: SOEP 1997 bis 2001;  
Berechnungen des DIW Berlin.

DIW Berlin 2003

schiede herauszuarbeiten, wurden die Haushalte auf der Basis ihres monatlichen (Nettoäquivalenz-) Haushaltseinkommens in „arme“ und „nicht arme“ Haushalte unterteilt.<sup>9</sup>

Tabelle 5 zeigt, dass mit Ausnahme des Jahres 1998 der Anteil der nicht armen Haushalte mit Kreditverpflichtungen höher war als der entsprechende Anteil armer Haushalte. Immerhin war im Jahre 2001 aber auch ein beachtlicher Anteil der einkommensarmen Haushalte verschuldet: In Westdeutschland hatten beispielsweise 18 % dieser Haushalte Konsumentenkredite abzuführen, das waren 3 Prozentpunkte mehr als 1997.

In Ostdeutschland ist die Verschuldungsquote armer Haushalte bis 1999 gestiegen und dann fast konstant geblieben. Von 1999 an hatte etwa jeder vierte arme Haushalt in Ostdeutschland Kreditverpflichtungen.

Im gesamten Bundesgebiet waren damit im Jahre 2001 von den rund 38,5 Mill. privaten Haushalten etwa 1 Mill. (knapp 3 %) nicht nur einkommensarm, sondern auch mit Konsumentenkrediten belastet.

### ... aber durch Verschuldung stärker belastet

Um den Zusammenhang von Verschuldung und Einkommensarmut noch differenzierter darstellen zu können, wird in Tabelle 6 der Anteil der monatlichen Rückzahlungsbeträge am Haushaltseinkommen für nicht arme und arme Haushalte ausgewiesen. Es zeigt sich, dass arme Haushalte im Vergleich zu nicht armen Haushalten ihre Schulden im Mittel in niedrigeren Raten begleichen. Im Durchschnitt der Jahre 1997 bis 2001 zahlten arme Haushalte in Deutschland ihre Kredite in monatlichen Beträgen von 103 Euro ab, während nicht arme Haushalte mit 197 Euro fast doppelt so viel aufwendeten.

Für arme Haushalte stellten die jeweiligen Rückzahlungen jedoch im Hinblick auf ihr verfügbares Haushaltseinkommen eine höhere Belastung dar. In Westdeutschland brachten im Beobachtungszeitraum arme Haushalte, die Schulden hatten, durchschnittlich 23 % ihres Haushaltsnettoeinkommens für die Begleichung von Schulden auf, nicht arme Haushalte hingegen nur 16 %.

<sup>9</sup> Als einkommensarme Haushalte gelten hierbei gemäß internationaler Konvention Haushalte, die über ein Einkommen von weniger als 60 % des bedarfsgewichteten Medianeinkommens verfügen. Für die Bedarfsgewichtung wurde die so genannte modifizierte OECD-Äquivalenzskala herangezogen; vgl. Jürgen Faik: Äquivalenzskalen. Theoretische Erörterung, empirische Ermittlung und verteilungsbezogene Anwendung für die Bundesrepublik Deutschland. Berlin 1995. Die Armutsgrößen wurden für Deutschland, Westdeutschland und Ostdeutschland separat bestimmt.

Haushalte verschlechtert hat. Verfügen Haushalte beispielsweise über ein hohes Haushaltseinkommen, so mindert die Bedienung von Schulden den wirtschaftlichen Handlungsspielraum des Haushalts weniger, als wenn die gleiche Zahlungsverpflichtung von einem Haushalt mit geringen materiellen Ressourcen einzulösen ist. Um diese Unter-

Tabelle 6

### Monatliche Rückzahlungsbeträge<sup>1</sup> für Kredite 1997 bis 2001

Anteile am Haushaltsäquivalenzeinkommen in %

	Deutschland		Westdeutschland		Ostdeutschland	
	Nicht arme Haushalte	Arme Haushalte	Nicht arme Haushalte	Arme Haushalte	Nicht arme Haushalte	Arme Haushalte
1997	16,0	21,6	16,4	24,4	14,4	15,1
1998	15,3	23,8	15,9	25,9	13,2	17,4
1999	15,4	23,0	16,1	24,1	13,7	20,9
2000	16,4	19,3	16,9	20,8	14,4	19,3
2001	14,7	20,1	14,7	20,9	14,4	18,9
<b>Durchschnitt 1997–2001</b>	<b>15,6</b>	<b>21,6</b>	<b>16,0</b>	<b>23,2</b>	<b>14,0</b>	<b>18,3</b>
<i>Nachrichtlich:</i> Monatliche Rückzahlung in Euro (Durchschnitt 1997–2001)	197	103	211	113	151	81

<sup>1</sup> Um die Kreditbelastung von Haushalten miteinander vergleichen zu können, wurden die Zinszahlungen und Tilgungen durch die Summe der individuellen Bedarfsgewichte aller Haushaltsmitglieder geteilt. Dies berücksichtigt die unterschiedliche Zusammensetzung der Haushalte. Für die Bedarfsgewichtung wurde die so genannte modifizierte OECD-Äquivalenzskala herangezogen.

Quellen: SOEP 1997 bis 2001; Berechnungen des DIW Berlin.

DIW Berlin 2003

Auch in Ostdeutschland sind arme verschuldete Haushalte stärker durch Kredite belastet als nicht arme Haushalte. Gegenüber den Haushalten in Westdeutschland fällt das durchschnittliche Verhältnis zwischen Rück- und Zinszahlungen und dem Einkommen jedoch etwas geringer aus: Arme Haushalte verwendeten im Durchschnitt 18 % ihres Haushaltseinkommens für die Tilgung von Krediten, nicht arme Haushalte nur 14 %. Trotz der insgesamt höheren Verschuldungsrate stellt sich also die Verschuldungssituation – gemessen am Anteil, den die Bedienung von Schulden am Haushaltseinkommen ausmacht – für arme Haushalte in Ostdeutschland etwas günstiger dar.

### Sozialpolitische Schlussfolgerungen

Die Bundesregierung hat in ihrem Armuts- und Reichtumsbericht aus dem Jahre 2001 angekündigt, sich verstärkt für die Verbesserung der Ein-

kommens- und Verschuldungssituation privater Haushalte einzusetzen.<sup>10</sup> Ein Ausbau des Beratungsangebots qualifizierter Schuldnerberatungsstellen spielt hierbei eine zentrale Rolle. In Anbetracht steigender Verschuldungsquoten sollte jedoch zunehmend auf präventive Maßnahmen gesetzt werden. Hier wäre an die Entwicklung und Konzeption familienfreundlicher Darlehen zu denken; Initiativen könnten dabei sowohl vom Staat als auch vom Bankensektor ausgehen. Außerdem wäre in diesem Zusammenhang die Einführung oder die Intensivierung von Unterrichtseinheiten an Schulen, in denen die Risiken bestimmter Finanzierungsformen aufgezeigt werden und ein verantwortungsbewusster Umgang mit Geld gefördert wird, zu befürworten.<sup>11</sup>

Auch präventive Maßnahmen erforderlich

<sup>10</sup> Vgl. Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung (Hrsg.): *Lebenslagen in Deutschland – Der erste Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung*. Berlin 2001.

<sup>11</sup> Vgl. BMFSFJ, a. a. O.

# Finanzausgleich in der Ukraine: Positive Effekte für das Wirtschaftswachstum

Ulrich Thießen  
uthiessen@diw.de

*Die Ukraine ist ein Land mit großen regionalen Unterschieden. Eine Analyse der Finanzströme zwischen der zentralstaatlichen und der regionalen Ebene für die Jahre 1996 bis 1999 zeigt, dass Einkommen von relativ reichen zu relativ armen Regionen umverteilt und hierbei die regionale wirtschaftliche Konvergenz gefördert wurden. Dabei konnte auch ein positiver Effekt auf die Wirtschaftsleistung erzielt werden.*

## Regionale Disparitäten

Die Wirtschaftskraft der ukrainischen Regionen unterscheidet sich beträchtlich. Dies lässt sich mithilfe mehrerer aktueller Indikatoren aus dem Jahr 2001 illustrieren; dabei wurden die Regionen nach ihrem durchschnittlichen Pro-Kopf-Monatslohn – zum Marktwechsellkurs in US-Dollar um-

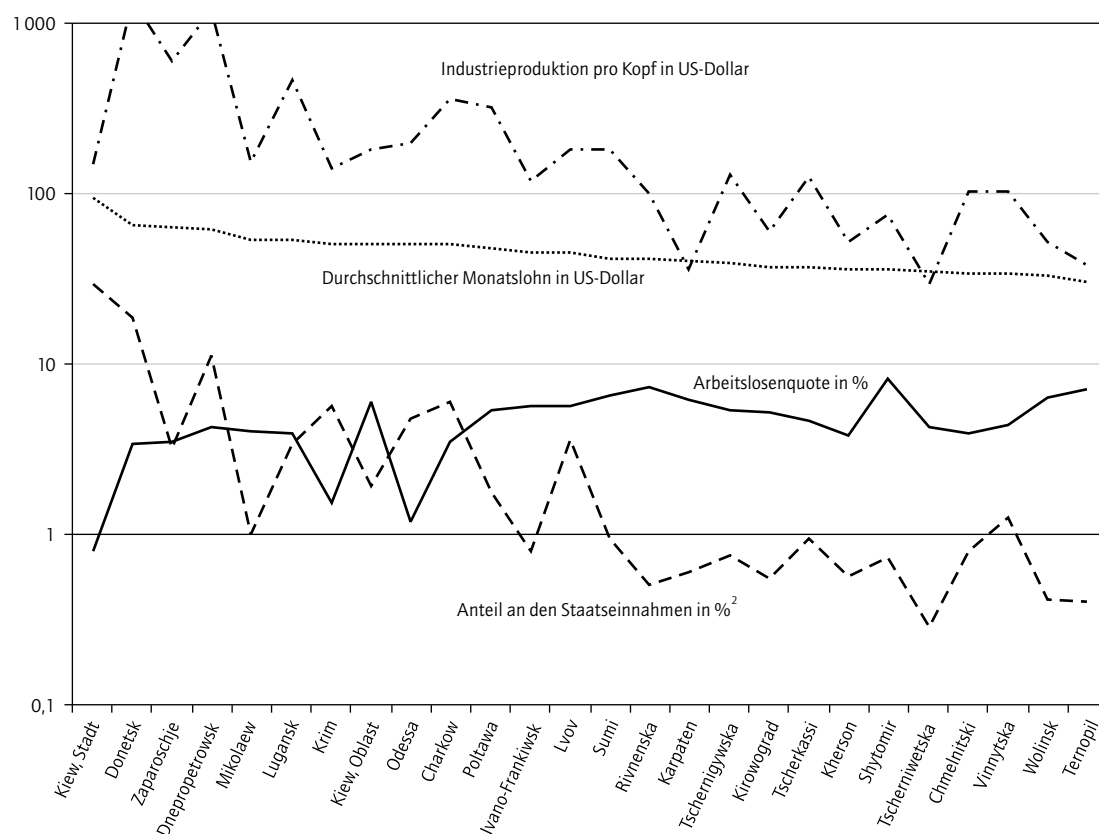
gerechnet – geordnet (Abbildung 1).<sup>1</sup> Beim Monatslohn reicht die Spanne von etwa 30 US-Dollar

<sup>1</sup> Das regionale Pro-Kopf-Bruttoinlandsprodukt für 2001 war noch nicht verfügbar. Die Ukraine besteht aus 24 Oblasten (Ländern) zuzüglich der autonomen Republik Krim und der Städte Kiew und Sewastopol. In der folgenden Analyse ist die Stadt Sewastopol in den Daten für die Krim enthalten. Die Stadt Kiew ist als eigene Region berücksichtigt. Das Kiew umgebende Gebiet ist bezeichnet als Kiew Oblast. Insgesamt beruht die Analyse somit auf 26 Regionen.

Abbildung 1

## Indikatoren regionaler Wirtschaftsleistung in der Ukraine 2001<sup>1</sup>

Logarithmische Skalierung



<sup>1</sup> Regionen geordnet nach dem Monatslohn.

<sup>2</sup> Ohne Transfers, gewichtet mit der Bevölkerungszahl.

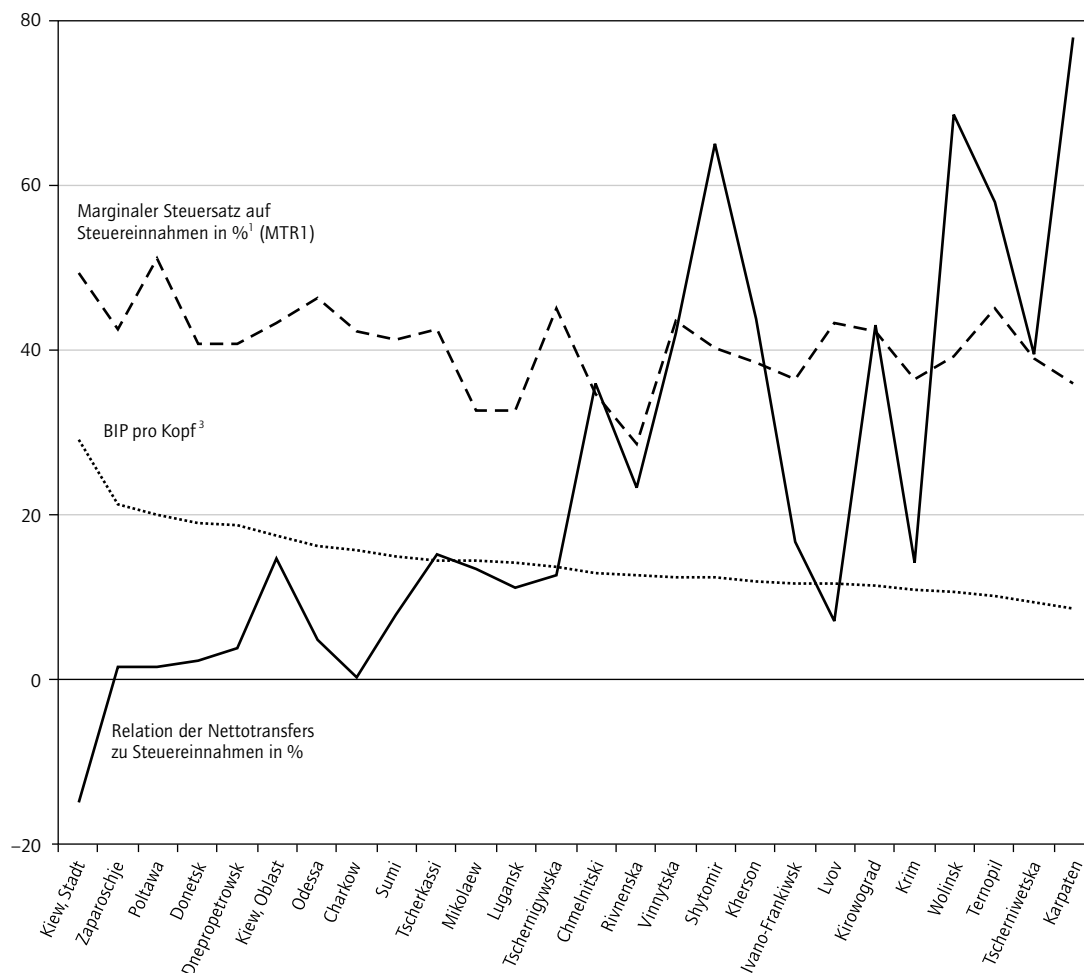
Quelle: Derschkomstat, Kiew.

DIW Berlin 2003

Abbildung 2

### Regionales Pro-Kopf-BIP, „marginaler Steuersatz“ auf regionale Steuereinnahmen in der ersten Stufe des Finanzausgleichs und Relation der Transfers zu regionalen Steuereinnahmen

Durchschnitte des Zeitraums 1996 bis 1999



**1** MTR1; ohne Einnahmen aus Transfers (MTR1); erste Stufe des Finanzausgleichs.

**2** TRA; zweite Stufe des Finanzausgleichs.

**3** In 100 Grivnas.

Quellen: Ministerium der Finanzen, Kiew; Derschkomstat, Kiew.

DIW Berlin 2003

in den ärmsten Regionen bis knapp 100 US-Dollar in Kiew; gemessen an diesem Indikator beträgt der Abstand zwischen „arm“ und „reich“ also gut das Dreifache. Noch stärker ausgeprägt ist die regionale Streuung bei der Industrieproduktion je Einwohner und dem Anteil an den Staatseinnahmen (ohne Transfers): Auf die drei Industriezentren Dnepropetrowsk, Donetsk und Zaparoschje entfallen knapp 50% der Industrieproduktion; gemeinsam mit Kiew beträgt deren Anteil an den Staatseinnahmen 51%, obwohl diese vier Regionen nur 27% der Bevölkerung stellen.

Die offiziell registrierte Arbeitslosigkeit ist dagegen auch in den ärmsten Regionen nur um maxi-

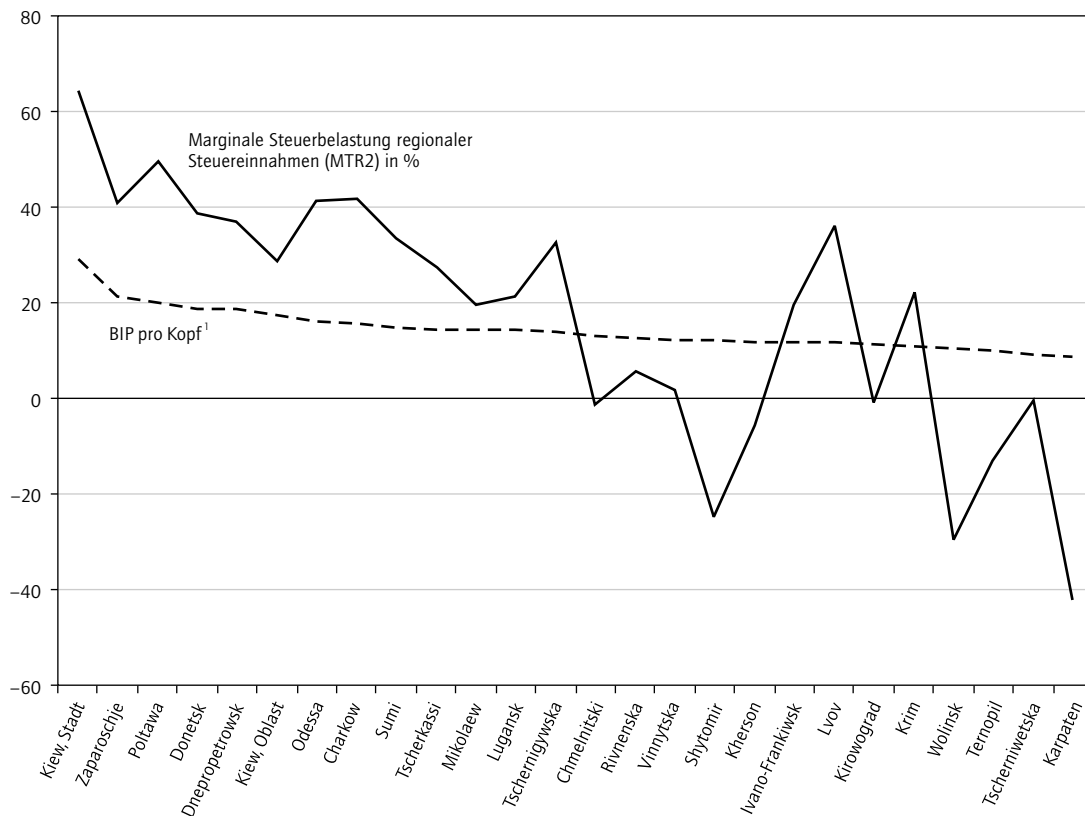
mal 4 Prozentpunkte höher als in den relativ wohlhabenden Industriezentren.<sup>2</sup> Allerdings ist sie nur in drei Regionen sehr gering (Kiew, Krim und Odessa). Insgesamt ergibt sich ein Bild relativ hoher regionaler Einkommens- und Leistungsunterschiede.

**2** Ein größerer Abstand wird möglicherweise auch durch die hohe Lohnspreizung zwischen relativ wohlhabenden und armen Regionen verhindert. Anzumerken ist aber auch, dass die Statistik zur Arbeitslosigkeit aus verschiedenen Gründen die tatsächliche Beschäftigung weiterhin systematisch überzeichnet.

Abbildung 3

### Regionales Pro-Kopf-BIP und marginale Nettobelastung regionaler Steuereinnahmen nach Abschluss des Finanzausgleichs

Durchschnitte des Zeitraums 1996 bis 1999

<sup>1</sup> In 100 Grivnas.

Quellen: Ministerium der Finanzen, Kiew; Derschkomstat, Kiew.

DIW Berlin 2003

### Wesentliche Charakteristika des Finanzausgleichssystems

Der ukrainische Finanzausgleich hat im Prinzip nur zwei Elemente.<sup>3</sup> Auf der einen Seite geben die Regionen (Oblaste) einen Teil ihrer Steuereinnahmen an die Zentralregierung ab. Die Steuerarten, die einer Aufteilung unterliegen, und die entsprechenden Aufteilungskoeffizienten wurden bis zur Einführung eines neuen so genannten „Budgetkodexes“ im Jahre 2001 jährlich von der Zentralregierung festgelegt.<sup>4</sup> Die andere Seite besteht aus Transferzahlungen der Zentralregierung an die Regionen mit Ausnahme einiger relativ wohlhabender Regionen wie Kiew, die auch in der zweiten Stufe eine Zahlung an die Zentralregierung erbringen müssen. Der hier untersuchte Finanzausgleich lässt sich beschreiben als eine diskretionäre Steuerung, bei der es grundsätzlich möglich war, wichtige Parameter des Systems wie Abgabensätze, Steuerarten, die einer Abgabe unterliegen, und

Transfers jährlich neu festzulegen. Tatsächlich gab es im untersuchten Vierjahreszeitraum<sup>5</sup> aber nur wenige Änderungen der beiden erstgenannten Parameter, und die Transfers waren auch relativ stabil.

<sup>3</sup> Eine ausführliche Beschreibung des Systems findet sich beispielsweise bei W. R. Thirsk: Fiscal Decentralization in Ukraine. In: J. M. Szyrmer und K. M. Sultan (Hrsg.): Ukraine Through Transition. Kiew 2000, S. 116–124, und bei U. Thießen: Fiscal Federalism in Transition: A Suggested Framework of Analysis and Empirical Evidence. The Case of Ukraine. DIW Research Notes, Nr. 16. Berlin, Juni 2002.

<sup>4</sup> Der neue „Budgetkodex“ regelt die Aufgaben der einzelnen staatlichen Ebenen. Mit ihm wurden Formeln eingeführt, nach denen die Transfers von der Zentralregierung an die Regionen für wichtige Staatsaufgaben errechnet werden, um die Objektivität des Finanzausgleichs zu erhöhen. Der zweistufige Charakter des Systems blieb erhalten. Die in der hier vorgestellten Untersuchung benutzten Daten beziehen sich auf die Zeit vor Einführung dieser Änderungen. Die Reformen werden näher beschrieben in U. Thießen, a. a. O.

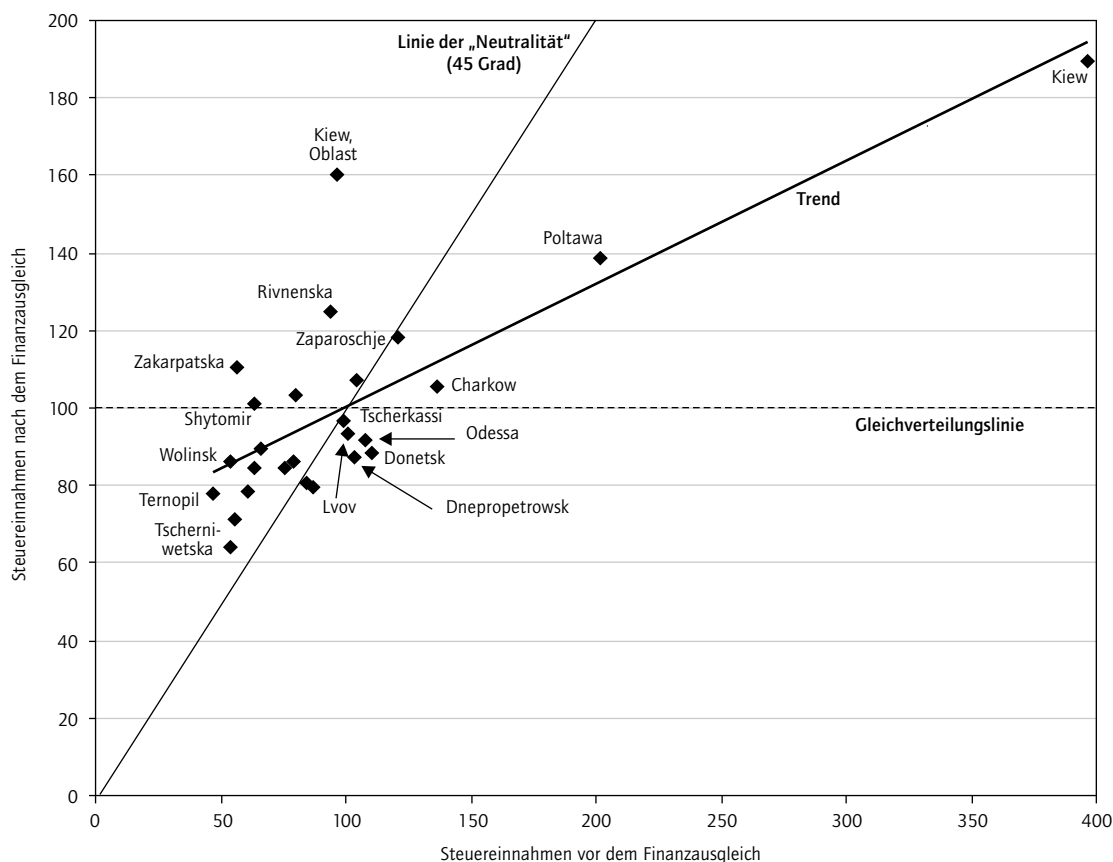
<sup>5</sup> Der Datensatz umfasst die angegebenen 26 Regionen (Oblaste) von 1996 bis 1999. Obwohl dieser Zeitraum relativ kurz ist, erlauben die relativ große Zahl von Oblasten und die relativ hohe Varianz der benutzten Zeitreihen eine aussagekräftige statistische Analyse. Hinzu kommt, dass die Querschnittsanalyse als gutes Instrument zur Analyse längerfristiger Effekte gilt.



Abbildung 4

**Einnahmen der Regionen vor und nach dem Finanzausgleich 1999**

In % des nationalen Pro-Kopf-Durchschnitts



Quellen: Ministerium der Finanzen, Kiew; Derschkomstat, Kiew.

DIW Berlin 2003

Jener Teil der regionalen Steuereinnahmen, der an die Zentralregierung abgeführt wird, kann als Steuer auf die regionalen Steuereinnahmen angesehen werden. Da es prinzipiell keinen „steuerfreien“ Betrag und keinen progressiven Verlauf der Steuersätze gibt, kann diese Belastung auch als „marginaler Steuersatz“ interpretiert werden, definiert als Teil einer zusätzlich von der Region eingenommenen Geldeinheit, der wieder aus der Region abfließt. Da zwei Stufen des Finanzausgleichs vorhanden sind, lassen sich insgesamt drei marginale Indikatoren errechnen, nämlich jeweils ein Indikator für die beiden Stufen des Finanzausgleichs und ein weiterer für die Nettobelastung nach Abschluss beider Stufen. Die beiden erstgenannten Indikatoren sind für den hier benutzten Datensatz in Abbildung 2 dargestellt. MTR1 („marginal tax rate“) ist die durchschnittliche marginale „Steuerbelastung“ der regionalen Steuereinnahmen im genannten Vierjahreszeitraum in der ersten Stufe des Finanzausgleichs. Als Steuereinnahmen wurden hier die Einnahmen aus den sechs wichtigsten Steuern berücksichtigt. Abbildung 2 zeigt, dass die

Regionen in der ersten Stufe relativ gleichförmig und moderat belastet wurden, d. h. die marginale Abgabe in der ersten Stufe bewegte sich innerhalb einer Spanne von 30 % bis 50 %, und für die meisten Regionen lag sie um 40 %.

TRA ist die Relation der Transfers, welche die Regionen in der zweiten Stufe des Finanzausgleichs erhielten, zu den Steuereinnahmen aus den sechs wichtigsten Steuern.<sup>6</sup> Abbildung 2 zeigt, dass diese Transfers tendenziell steigen, je niedriger das regionale Pro-Kopf-Bruttoinlandsprodukt ist.<sup>7</sup> Der Saldo von abgeführten Steuereinnahmen und erhaltenen Transfers kann – in Beziehung gesetzt zu den Steuereinnahmen – als marginale Gesamtbelastung nach Abschluss des Finanzausgleichs (MTR2) angesehen werden. Diese Grenzbelastung nimmt mit sinkendem regionalen Brutto-

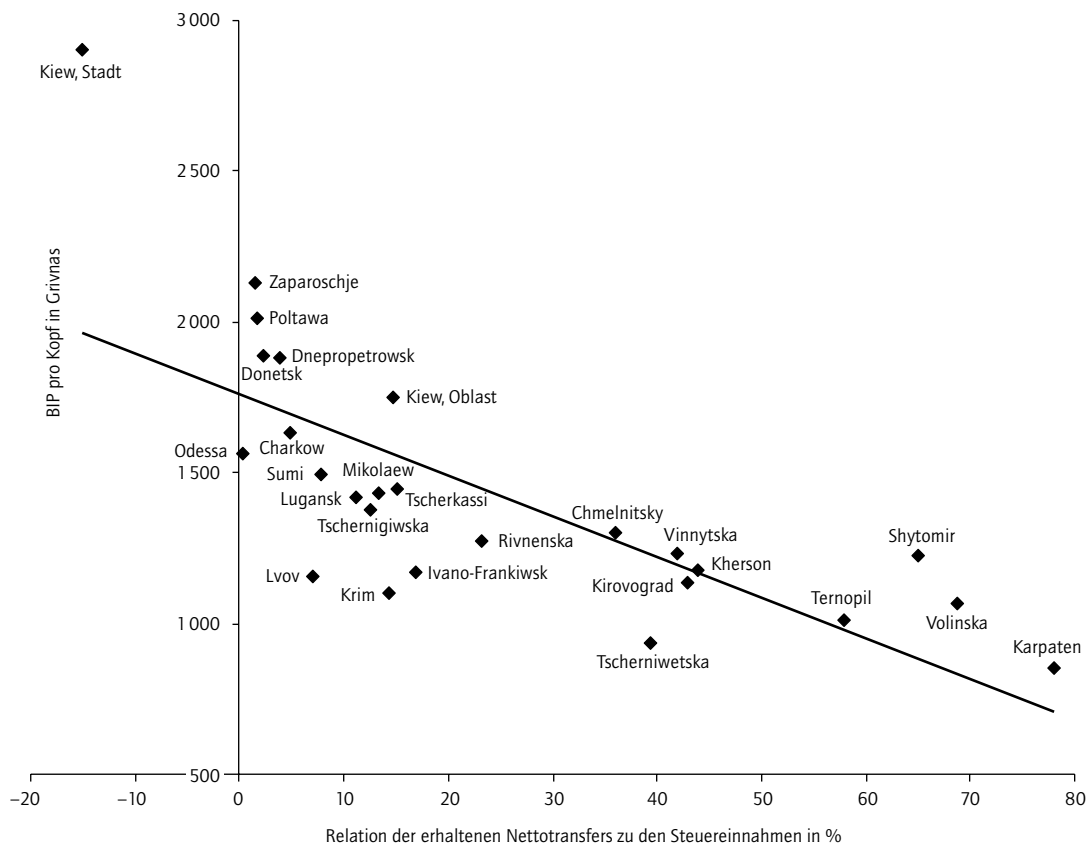
<sup>6</sup> Im Falle Kiews sind diese Transfers negativ aufgrund von Sonderzahlungen, die Kiew leisten muss.

<sup>7</sup> Drei relativ „arme“ Regionen bilden offenbar eine Ausnahme und waren bei den Transfers relativ schlecht gestellt, nämlich Ivano-Frankiwsk, Lvov und die Krim.

Abbildung 5

### Pro-Kopf-BIP und Relation der Transfers aus dem Finanzausgleich zu regionalen Steuereinnahmen

Durchschnitte des Zeitraums 1996 bis 1999



Quellen: Ministerium der Finanzen, Kiew; Derschkomstat, Kiew.

DIW Berlin 2003

inlandsprodukt tendenziell ab und wird für die ärmeren Regionen, die per saldo Mittel erhalten, negativ (Abbildung 3). Sie ist eine Schlüsselvariable in der folgenden Regressionsanalyse. Es gibt acht Oblaste, deren durchschnittliche Grenzbelastung MTR2 im betrachteten Zeitraum negativ war,<sup>8</sup> und zwei Oblaste mit im Durchschnitt kaum nennenswerter positiver Grenzbelastung.<sup>9</sup> Diese insgesamt 10 Regionen sind hier als Empfänger des Finanzausgleichs definiert; die restlichen 16 Regionen sind die Geber.<sup>10</sup> Abbildung 3 zeigt, dass MTR2 hoch positiv mit dem Pro-Kopf-Bruttoinlandsprodukt korreliert. Der Korrelationskoeffizient beträgt für den zugrunde liegenden Vierjahreszeitraum 0,67. Der marginale Steuersatz ist negativ für relativ arme Regionen – mit den drei genannten Ausnahmen – und steigt dann relativ stetig auf ein moderates Niveau von unter 40% für die relativ reichen Regionen mit zwei Ausnahmen (Poltawa und Kiew).

### Messung des Grades der regionalen Einkommensumverteilung

Es ist nicht umstritten, dass eine regionale Einkommensumverteilung zur Förderung des langfristigen Wachstums sinnvoll sein kann.<sup>11</sup> Um zu prüfen, inwieweit der Finanzausgleich der Ukraine eine re-

<sup>8</sup> Chmelnytsky, Karpaten, Kherson, Kirowograd, Shytomir, Ternopil, Tscherniwetska, Wolinsk.

<sup>9</sup> In diesen beiden Oblasten (Rivnenska und Vinnitska) war die Grenzbelastung in mehreren Jahren negativ.

<sup>10</sup> Einschränkung ist aber hinzuzufügen, dass MTR2 lediglich eine Stellvertretervariable für die wahre Grenzbelastung ist, die nicht direkt beobachtet werden kann. In einem Finanzausgleichssystem mit festen Regeln und Formeln zur Errechnung von Transfers kann sie durch Simulationen errechnet werden; dies geschah z. B. in Simulationen für die Einkommensteuereinnahmen der Länder in Deutschland, durchgeführt von C. Baretti, B. Huber und K. Lichtblau: A Tax on Tax Revenues. The Incentive Effects of Equalizing Transfers: Evidence from Germany. CESifo Working Paper Nr. 333. München 2000. Dies ist aber für das System der Ukraine sehr schwierig, weil sich die Regeln ad hoc ändern konnten.

<sup>11</sup> Vgl. z. B. W. Oates: An Essay on Fiscal Federalism. In: Journal of Economic Literature, Vol. 37, 1999, S. 1120–1149; R. Bird, C. Freund und C. Wallich: Decentralization of Intergovernmental Finance in Transition Countries. In: Comparative Economic Studies, Vol. 36, 1994, S. 149–160; R. Boadway und T. Hobson: Intergovernmental Fiscal Relations in Canada. Canadian Tax Paper, Vol. 96, Canadian Tax Foundation 1993.

Kasten

### Schätzung der Effekte des Finanzausgleichs auf das regionale Wachstum

Der hier benutzte Schätzansatz folgt einem neoklassischen Wachstumsmodell,<sup>1</sup> das von verschiedenen Autoren erweitert wurde.<sup>2</sup> Ein wesentlicher Unterschied des hier geschätzten Modells zu seinen Vorgängern ist, dass explizit zwischen Geber- und Empfängerregionen unterschieden wird. Die im Modell benutzten Variablen sind Jahresdaten, die als Abweichungen vom nationalen Durchschnitt definiert sind. Letzteres erfolgt, um solche Zeiteffekte zu eliminieren, die alle Regionen gleichermaßen treffen und die Ergebnisse „verwischen“. Die abhängige Variable ist die Wachstumsrate des regionalen realen Bruttoinlandsprodukts je Einwohner ( $YG_{it}$ ). Es wird angenommen, dass sie bestimmt wird durch das reale Pro-Kopf-Bruttoinlandsprodukt der Ausgangsperiode ( $Y_{i,t-1}$ ) und das Bevölkerungswachstum ( $PG_{it}$ ).<sup>3</sup> Dieses Modell wird erweitert durch zwei Variablen, welche die Effekte des Finanzausgleichs messen sollen: Zum einen ist dies das Volumen des Finanzausgleichs, das durch die Relation der Transfers in der zweiten Stufe zum regionalen Bruttoinlandsprodukt (TRA) gemessen wird, weil höhere Transfers auch ein höheres Volumen des Finanzausgleichs bedeuten. Zum anderen ist dies die erläuterte „Grenzbelastung“ der regionalen Steuereinnahmen durch das System, d. h. der „marginale Steuersatz“ nach Abschluss des Finanzausgleichs (MTR2). Es werden jeweils die Vorperiodenwerte dieser beiden Variablen benutzt, um Zeitverzögerungen zu berücksichtigen.

Um die Wachstumseffekte für Nehmer- und Geberregionen getrennt schätzen zu können, müssen diese den Finanzausgleich repräsentierenden Variablen jeweils für Geber- und Nehmerregionen getrennt erfasst werden: Um beispielsweise die Variable TRA für die 16 Geberregionen zu erhalten, wird – wenn die Region eine Geberregion ist – die Ursprungsvariable TRA mit 1 multipliziert, andernfalls mit 0. Die so konstruierte „interaktive“ Dummy-Variable erhält die Bezeichnung „TRAgeber16“. Analog wird die Variable TRA für Empfängerregionen (TRAempfänger10) konstruiert, und die gleiche Vorgehensweise gilt auch für die Variable MTR2. Insgesamt ergibt sich somit die Schätzgleichung:

$$YG_{it} = a_1 Y_{it-1} + a_2 PG_{it} + a_3 TRA_{empfänger10, i, t-1} + a_4 TRA_{geber16, i, t-1} + a_5 MTR2_{empfänger10, i, t-1} + a_6 MTR2_{geber16, i, t-1} + u_i + e_{it}$$

wobei das Subscript  $i$  die Oblaste repräsentiert;  $u_i$  stellt die Oblast-spezifischen Effekte dar, und  $e_{it}$  ist der Fehler.

<sup>1</sup> Vgl. R. J. Barro und X. Sala-i-Martin: Economic Growth. New York 1995.

<sup>2</sup> Vgl. C. Baretti, R. Fenge, B. Huber, W. Leibfritz und M. Steinherr: Chancen und Grenzen föderalen Wettbewerbs. ifo Beiträge zur Wirtschaftsforschung, 1. München 2000.

<sup>3</sup> Die Wachstumsraten sind als Differenzen von Logarithmen definiert, und das Bruttoinlandsprodukt der Ausgangsperiode ist logarithmiert.

Eine zusätzliche erklärende Variable zur Kontrolle potentieller Effekte von Pendlern auf das regionale Wirtschaftswachstum wurde nicht berücksichtigt, weil zum einen die hierfür erforderlichen Daten nicht verfügbar waren und zum anderen eine institutionelle Besonderheit in der Ukraine besteht, die solche Effekte dämpft: Einkommensteuern werden in der Region des Arbeitsplatzes gezahlt und fließen nicht in die Region des Wohnortes.

gionale Einkommensumverteilung bewirkte, wurden die Einnahmen der Regionen vor und nach dem Finanzausgleich jeweils in Prozent des durchschnittlichen nationalen Pro-Kopf-Einkommens berechnet (Abbildung 4). Zugrunde gelegt wurde 1999, das jüngste Jahr, für das Daten verfügbar sind. Die Umverteilung in jenem Jahr war durchaus typisch für den gesamten untersuchten Vierjahreszeitraum. Die Abbildung zeigt, dass effektiv von relativ reichen zu relativ armen Regionen umverteilt wurde: Hätte es keine Umverteilung gegeben, würde für alle Regionen die 45-Grad-Linie („Neutralitätslinie“) gelten, weil dort die Einnahmen vor und nach dem Finanzausgleich in Prozent des nationalen Pro-Kopf-Durchschnitts gleich sind. Hätte das System dagegen zu einer Gleichverteilung beim regionalen Pro-Kopf-Bruttoin-

landsprodukt geführt, würden sich alle Regionen auf der horizontalen „Gleichverteilungslinie“ befinden. Je niedriger die Steigung der ebenfalls eingezeichneten Trendlinie ist, desto stärker ist die Umverteilung. Würden sich alle Regionen auf der Trendlinie bewegen, wären sie gleich behandelt worden. Die Steigung der Trendlinie lag in allen Jahren zwischen den beiden Extremen (Neutralitätslinie und Gleichverteilungslinie). Es gab allerdings auch einige „Ausreißer“ von der Trendlinie, d. h. also, dass eine gewisse Ungleichbehandlung vorlag. Dabei wurden vor allem die relativ „reichen“ Industriezentren Donetsk und Dnepropetrowsk, aber auch Odessa und Lvov verhältnismäßig stark belastet. Der deutliche negative Zusammenhang zwischen regionalem Pro-Kopf-Einkommen vor dem Finanzausgleich und den Pro-Kopf-

Wirksame Einkommensumverteilung ...

... aber weiterhin hohe regionale Pro-Kopf-Einkommensunterschiede

Transfers in der zweiten Stufe des Finanzausgleichs (Abbildung 5) ist ein weiteres Indiz dafür, dass mit dem System eine wirksame Umverteilung erreicht wurde. Dennoch verblieben auch nach den Finanzausgleichszahlungen beträchtliche regionale Pro-Kopf-Einkommensunterschiede.

### Wirkungen des Finanzausgleichs auf das regionale Wachstum

Es gibt nur sehr wenige empirische Untersuchungen zu den Wachstumseffekten eines Finanzausgleichs.<sup>12</sup> Hier wurde ein Modell herangezogen, das in einer Studie für die westdeutschen Bundesländer verwendet worden ist<sup>13</sup> (Kasten). In der im Folgenden vorgestellten Analyse werden die Wachstumseffekte des Finanzausgleichs allerdings jeweils für Nehmer- und Geberregionen getrennt geschätzt, weil sich aus theoretischer Sicht das Verhalten dieser beiden Gruppen stark unterscheiden kann.

### Ergebnisse

Die Berechnungen für 1996 bis 1999 zeigen, dass der Finanzausgleich in der Ukraine einen statis-

tisch signifikanten Einfluss auf das regionale Wirtschaftswachstum hatte (Tabelle). In den Geberregionen führte der Entzugseffekt, der durch die Abführung von Steuern und durch einen weit unterdurchschnittlichen Transfer von der zentralstaatlichen Ebene herbeigeführt wird, nicht zu einer Beeinträchtigung des wirtschaftlichen Wachstums. Offenbar war die Dynamik hier so stark, dass die Umverteilung zugunsten der ärmeren Regionen keine negativen Spuren hinterließ. Im Gegenteil: Die Transfers, die auch die meisten Geberregionen von der Zentralregierung erhielten, haben sich nach den Regressionsergebnissen – für sich genommen – sogar eher negativ auf das Wachstum ausgewirkt. Gleiches gilt für die Grenzbelastung bei der Abführung von Steuern in der ersten Stufe des Finanzausgleichs. Möglicherweise geht von der Umverteilung für die Geberregionen ein Anreiz aus, den Entzugseffekt durch größere Wachstumsanstrengungen zu kompensieren.

Anders ist die Situation für die Empfängerregionen. Die empfangenen Transfers wirken sich dort deutlich positiv auf das Wachstum aus. Nach den Ergebnissen der Schätzung erhöht ein Transfer vom Zentralstaat an die Empfängerregionen in Höhe von 1 % des regionalen Bruttoinlandsprodukts das reale Wachstum in den betreffenden Regionen um 1,3 bis 1,4 Prozentpunkte. Offensichtlich kann in den Empfängerregionen die bessere Finanzausstattung, die über den Finanzausgleich erreicht wird, in einen wirtschaftlichen Impuls umgesetzt werden, der nicht in Mitnahmeeffekten und ineffizienten Abläufen versickert, sondern in der Region über die Kreislaufwirkungen zu zusätzlichem Wachstum führt. Umgekehrt scheint der Entzugseffekt, der in den Empfängerregionen mit der Abführung von Steuereinnahmen an die zentrale Ebene verbunden ist, auch tendenziell das Wachstum zu beeinträchtigen; allerdings ist diese Wirkung offensichtlich nur schwach ausgeprägt und deshalb angesichts der geringen Grundgesamtheit in der geschätzten Gleichung nicht signifikant. Insgesamt hatte der ukrainische Finanzausgleich also nicht nur einen positiven Einfluss auf das Wachstum der gesamten Volkswirtschaft, sondern bewirkte auch eine gewisse regionale Konvergenz, indem sich die Pro-Kopf-Einkommen in

Tabelle

### Schätzungen von Wachstumsgleichungen<sup>1</sup>

Abhängige Variable:  $YG_{it}$ <sup>2</sup>

<b>Konventionelles neoklassisches Modell</b>	
Reales BIP im Ausgangsjahr <sup>3</sup> : $Y_{it-1}$ T-Wert	-0,011 (-1,86*)
Bevölkerungswachstumsrate <sup>3</sup> : $PG_{it}$ T-Wert	0,071 (0,04)
<b>Wachstumseffekte des Volumens des Finanzausgleichs – Stellvertretervariable für das Volumen: Transfers<sup>4</sup></b>	
Relation der Transfers zum BIP in 10 Empfänger-Oblasten im Ausgangsjahr <sup>3</sup> : $TRA_{\text{Empfänger}10_{it-1}}$ T-Wert	1,338 (3,51***)
Relation der Transfers zum BIP in 16 Geber-Oblasten im Ausgangsjahr <sup>3</sup> : $TRA_{\text{Geber}16_{it-1}}$ T-Wert	-0,669 (-3,28***)
<b>Wachstumseffekte der Grenzbelastung des Finanzausgleichs</b>	
Grenzbelastung in 10 Empfänger-Oblasten im Ausgangsjahr <sup>3</sup> : $MTR2_{\text{Empfänger}10_{it-1}}$ T-Wert	-0,008 (-0,13)
Grenzbelastung in 16 Geber-Oblasten im Ausgangsjahr <sup>3</sup> : $MTR2_{\text{Geber}16_{it-1}}$ T-Wert	0,083 (3,52***)
<b>Gütemaße</b>	
Bereinigtes $R^2$	0,6889
F-Statistik	40,3

\* Signifikanz auf dem 10 %-Niveau; \*\* Signifikanz auf dem 5 %-Niveau; \*\*\* Signifikanz auf dem 1 %-Niveau.

**1** Benutzt wurde die GLS-Methode (cross-section weights), und zwar ein Fixed-Effects-Modell mit Jahresdaten 1996 bis 1999 für 26 Oblaste (Regionen).

**2** Wachstumsrate des realen BIP pro Kopf, bereinigt um den nationalen Durchschnitt.

**3** Abweichung vom nationalen Durchschnitt.

**4** Transfers der zweiten Stufe des Finanzausgleichs in Relation zum regionalen BIP.

Quelle: Berechnungen des DIW Berlin.

DIW Berlin 2003

**12** Andere wichtige Fragen hinsichtlich der Wirkungen des Finanzausgleichssystems betreffen dessen potentielle Effekte auf die regionalen Staatseinnahmen und auf die Effizienz der regionalen Verwaltung und anderer Staatsausgaben. Zum erstgenannten Aspekt gibt es inzwischen erste empirische Analysen für bestimmte Industrieländer, beispielsweise die Arbeit von C. Baretto, B. Huber und K. Lichtblau, a. a. O. Dort wurde für Deutschland ein negativer Effekt der Grenzbelastung im Finanzausgleich auf die regionalen Staatseinnahmen gefunden.

**13** Vgl. C. Baretto, R. Fenge, B. Huber, W. Leibfritz und M. Steinherr: Chancen und Grenzen föderalen Wettbewerbs. ifo Beiträge zur Wirtschaftsforschung, 1. München 2000. Wesentliches Ergebnis dieser Analyse war, dass die hohe Grenzbelastung des Finanzausgleichs das wirtschaftliche Wachstum statistisch signifikant negativ beeinflusst.

den Regionen einander angenähert haben. Nach wie vor sind allerdings die Unterschiede zwischen den besser gestellten und den ärmeren Regionen beträchtlich.

### Schlussfolgerungen

Um zu beurteilen, ob das ukrainische Finanzausgleichssystem erfolgreich gewesen ist, wurden zwei Kriterien herangezogen: Kommt es zu einer regionalen Konvergenz, und vermeidet der Umverteilungsprozess negative Effekte auf die wirtschaftliche Entwicklung? Die Analyse zeigt, dass das sich entwickelnde ukrainische Finanzausgleichssystem nach beiden Kriterien gut abgeschnitten hat, obwohl die dortigen Institutionen und auch das System selbst in anderer Hinsicht viele Mängel aufweisen. Auf der Suche nach Erklärungen für dieses Ergebnis könnte die Tatsache von Bedeutung sein, dass die Grenzbelastung und

das Volumen des ukrainischen Finanzausgleichs für die Geberregionen relativ moderat sind. Offen bleibt, ob die insgesamt positiven Wachstumseffekte bei einem deutlich höheren Volumen auch noch gegeben wären. Das „positive“ Resultat des Ausgleichssystems mag so gesehen die Folge davon sein, dass bei relativ schwachen Institutionen auf allen staatlichen Ebenen keine weitergehende Umverteilung möglich oder durchsetzbar war.

Keinesfalls lässt sich ableiten, dass eine drastische Erhöhung des Grades an Umverteilung zu einem deutlichen Mehr an Konvergenz ohne negative Anreizeffekte führt. Denn es besteht die Gefahr, dass das Niveau der Grenzbelastung zu hoch wird und am Ende die negativen Effekte überwiegen könnten. Da aber die Ukraine eines der niedrigsten Pro-Kopf-Einkommen in Europa hat, hat sie darauf zu achten, das Wachstum beeinträchtigende Anreizeffekte zu vermeiden.

Gefahr negativer Anreizeffekte



## Veranstaltungshinweis

Das DIW Berlin veranstaltet am 12. und 13. Juni 2003 in der Berlin-Brandenburgischen Akademie der Wissenschaften einen Workshop zu

### **Sustaining Innovation and Growth: Public Policy Support for SMEs – Conception and Evaluation**

Innovative activity is a central element shaping both the competitiveness and economic development of nations and regions. The capacity to innovate has been shown to serve as the driving engine of economic growth and job creation. New firm foundations and small/medium-sized enterprises (SMEs) have increasingly been recognized as an important source of such innovative activity. However, SMEs face specific problems due to potential market failures and severe problems of asymmetric information. SMEs are also more embedded in the regional innovation system and thus more dependent on the regional knowledge infrastructure. Many policy programs aim at enhancing the innovation effectiveness of SMEs. The purpose of our workshop is to bring together leading international researchers and policy-makers to discuss current issues such as

- Sources of Innovation: Entrepreneurs and SMEs
- The Role of New Firms and Entrepreneurship in Regional Innovation Systems
- Financing Innovations in SMEs
- Public Programs to Support Entrepreneurs and SMEs: Conception and Evaluation
- Public Policy Support for SMEs: Experience and Outlook

from an international perspective, and to develop an agenda aimed at improving the efficiency of the public policy support for SMEs.

Nähere Informationen erhalten Sie über:

Birgit Soete (*bsoete@diw.de*)  
Dr. Andreas Stephan (*astephan@diw.de*)

Tel. : 030-897 89-348  
Fax : 030-897 89-103  
*www.diw.de*

#### **Impressum**

##### **Herausgeber**

Prof. Dr. Klaus F. Zimmermann (Präsident)  
PD Dr. Gustav A. Horn  
Dr. Kurt Hornschild  
Prof. Dr. Georg Meran (kommissarisch)  
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

##### **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](http://www.diw.de)

##### **Konzept und Gestaltung**

kognito, Berlin

##### **Druck**

Druckerei Conrad GmbH  
Oranienburger Str. 172  
13437 Berlin

# **Deutschland** Ausgewählte saisonbereinigte Konjunkturindikatoren<sup>1</sup>

	Arbeitslose	Offene Stellen				Auftragseingang (Volumen) <sup>2</sup>												Verbrauchsgüter- produzenten	
		in 1 000				Verarbeitendes Gewerbe						Vorleistungsgüter- produzenten		Investitionsgüter- produzenten		Gebrauchsgüter- produzenten			
						Insgesamt		Inland		Ausland									
mtl.	vj.	mtl.	vj.	mtl.	vj.	mtl.	vj.	mtl.	vj.	mtl.	vj.	mtl.	vj.	mtl.	vj.	mtl.	vj.		
2000 = 100																			
2001	J	3 789		534	101,8	100,6	103,4	101,1	100,3	98,2	102,3	102,9	102,7	102,1	102,7	100,9	101,2		
	F	3 801	3 798	532	101,0	100,0	102,3	101,1	98,0	98,2	102,3	103,3	100,7	102,1	100,7	100,9	101,2		
	M	3 815		527	98,8	99,6	97,7		96,3		100,6	99,4	99,3	99,3	99,4	99,3			
	A	3 824		518	98,1	97,7	98,7		95,8		99,5	99,0	101,2	99,0	99,0	101,2			
	M	3 824	3 823	508	98,2	97,3	98,1	96,9	95,8	95,7	99,4	99,5	98,3	101,7	98,3	98,1	101,8		
	J	3 831		503	97,9	95,8	100,6	99,5	95,5		99,1	99,1	97,1	102,5	97,1	102,5			
	J	3 848		498	97,0	96,0	98,3		94,7		98,0	98,9	101,8	98,9	98,9	101,8			
	A	3 866	3 860	494	97,1	96,7	97,5	97,2	94,9	94,2	97,6	97,8	98,5	102,4	98,5	98,1	100,9		
	S	3 898		493	95,4	95,2	95,7		92,9		96,8	96,8	98,6	98,6	96,8				
	O	3 925		487	94,8	94,2	95,5		93,4		94,8	96,5	100,5	99,9	96,5				
2002	N	3 942	3 932	479	94,5	93,3	96,0	96,7	92,7	93,5	95,1	96,0	94,6	99,9	94,6	95,3	100,3		
	D	3 956		474,1	96,6	95,1	98,6		94,4		98,1	94,9	100,4	100,4	94,9				
	J	3 973		472	96,4	94,2	99,0		94,4		97,5	94,1	100,7	100,7	94,1				
	F	3 975	3 971	473	95,3	92,4	99,0	100,7	95,5	95,7	96,8	94,8	94,6	98,0	94,6	94,8	100,5		
	M	3 974		473	98,1	93,3	104,0		97,3		98,2	95,6	102,6	102,6	95,6				
	A	3 992		470	96,6	92,6	101,6		96,2		96,8	93,8	99,2	99,2	93,8				
	M	4 042	4 020	465	97,9	92,7	104,4	102,1	96,0	96,1	99,5	97,8	95,5	98,6	95,5	95,6	98,4		
	J	4 079		459	96,8	93,9	100,2		96,2		97,0	97,6	97,3	97,3	97,6				
	J	4 091		450	97,5	94,0	102,0		96,9		98,4	91,7	98,8	98,8	91,7				
	A	4 100	4 095	444	97,2	92,8	102,6	103,1	95,6	96,9	99,1	99,0	90,3	96,8	90,3	91,3	98,5		
2003	S	4 106		430	98,6	93,8	104,6		98,1		99,5	99,5	91,9	99,9	91,9				
	O	4 136		423	98,9	94,8	104,1		97,7		100,6	99,4	99,4	99,4	91,1				
	N	4 184	4 162	417	99,5	94,6	105,4	102,6	98,9	97,6	98,4	100,2	91,9	101,6	91,9	91,4	99,7		
	D	4 226		409	95,2	92,7	98,3		96,1		94,5	94,5	98,2	98,2	91,3				
	J	4 300		398	98,7	93,9	104,7		97,8		99,9	99,9	99,4	99,4	91,4				
	F	4 370	4 330	378	99,2	95,8	103,6		97,1		101,6	101,6	89,1	101,3	89,1				
	M	4 415		364															
	A																		
	M																		
	J																		
	J																		
	A																		
	S																		
	O																		
	N																		
	D																		

<sup>1</sup> 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.

<sup>2</sup> Außerdem arbeitsmäßig bereinigt.

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

DIW Berlin 2003

**Deutschland**noch: Ausgewählte saisonbereinigte Konjunkturindikatoren<sup>1</sup>

	Beschäftigte im Bergbau und im verarbeitenden Gewerbe		Produktion <sup>2</sup>										Außenhandel (Spezialhande) <sup>2</sup>						
			Verarbeitendes Gewerbe		Investitionsgüter- produzenten		Gebrauchsgüter- produzenten		Verbrauchsgüter- produzenten		Bauhaupt- gewerbe		Umsätze des Einzelhandels		Ausfuhr		Einfuhr		
	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.	
2001																			
J	6412		122,9		137,4		109,5		106,3		80,2		102,8		53,8		47,5		
F	6419	6413	122,6	122,3	137,8	137,4	108,5	108,9	106,2	105,6	78,6	78,7	100,2	101,7	53,8	160,0	47,5	140,0	
M	6417		121,3		137,0		108,9		104,4		77,3		102,2		52,4		45,0		
A	6416		121,5		135,8		108,9		106,0		77,9		101,5		54,6		47,6		
M	6412	6413	120,8	120,9	135,7	135,3	108,6	108,6	104,6	105,2	79,7	79,2	102,2	102,3	53,9	161,8	45,9	139,5	
J	6407		120,5		134,4		108,4		104,9		79,9		103,1		53,3		46,0		
J	6398		119,3		133,0		104,6		105,2		79,7		101,5		54,4		46,1		
A	6392	6395	119,9	119,3	134,0	133,3	108,5	105,8	105,5	105,0	79,9	79,4	102,1	101,5	53,7	161,1	44,5	135,4	
S	6380		118,8		133,0		104,3		104,3		78,7		100,9		53,0		44,7		
O	6369		118,6		132,5		102,8		104,8		79,9		101,5		52,6		43,9		
N	6356	6362	117,3	117,8	130,6	131,3	103,6	103,6	103,6	104,3	77,2	78,3	102,5	101,8	51,7	157,7	43,6	130,0	
D	6341		117,5		130,7		104,8		104,6		77,7		101,3		53,3		42,5		
2002																			
J	6298		117,6		130,8		101,9		104,7		77,2		100,1		52,5		42,3		
F	6282	6294	116,8	117,9	128,5	129,9	99,5	100,6	104,5	105,5	78,1	78,1	100,5	100,3	53,3	160,9	43,6	131,1	
M	6265		119,2		130,2		100,5		107,2		79,0		100,3		55,2		45,2		
A	6248		116,8		130,1		98,1		102,5		76,6		101,3		52,3		42,4		
M	6230	6238	116,8	117,5	127,7	130,1	94,8	97,4	105,3	104,0	72,5	74,4	99,0	99,9	52,8	159,7	42,8	129,2	
J	6210		118,8		132,4		99,4		104,2		74,0		99,4		54,6		44,0		
J	6196		119,0		132,6		101,5		103,7		74,3		102,2		52,7		42,3		
A	6177	6188	118,2	118,7	131,2	131,5	95,5	98,6	103,5	103,8	71,9	73,1	100,2	100,9	54,8	163,7	44,4	131,3	
S	6170		118,9		130,8		98,8		104,3		73,1		100,4		56,2		44,6		
O	6159		118,2		131,3		97,5		102,3		72,1		101,8		54,5		44,1		
N	6147	6153	120,3	118,6	134,3	132,1	97,9	97,0	104,2	103,1	72,9	71,6	98,7	99,7	57,0	166,3	44,5	133,2	
D	6137		117,5		130,8		95,6		102,8		69,7		98,8		54,9		44,7		
2003																			
J	6199		120,0		132,3		96,3		104,8		71,0		100,9		56,1		46,6		
F	6190		120,7		135,0		98,0		104,6		65,9		100,2		55,7		45,4		
M																			
A																			
M																			
J																			
J																			
A																			
S																			
O																			
N																			
D																			

<sup>1</sup> 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.

<sup>2</sup> Außerdem arbeitstäglich bereinigt.

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