

## Zunehmende Ungleichheit der Markteinkommen: Reale Zuwächse nur für Reiche

Stefan Bach  
sbach@diw.de

Viktor Steiner  
vsteiner@diw.de

*Über die 90er Jahre hat die Ungleichheit der am Markt erzielten Bruttoeinkommen – Löhne und Gehälter, Unternehmer- sowie Vermögenseinkommen – in Deutschland zugenommen. Während die preisbereinigten Einkommen im Durchschnitt konstant blieben, gab es für die oberen 10 % der Einkommenspyramide nennenswerte Zuwächse. Diese Gruppe konnte ihr reales Markteinkommen von 1992 bis 2001 um gut 7 % steigern. Die „ökonomische Elite“, die oberen 0,001 % der Einkommensbezieher, erzielten gegenüber 1992 sogar einen realen Einkommensanstieg um 35 %. In dieser Gruppe von 650 Personen lag das durchschnittliche Markteinkommen 2001 bei 15 Mill. Euro. Diese Ergebnisse hat das DIW Berlin mit einer integrierten Datenbasis aus Einkommensteuerstatistik und Sozio-oekonomischem Panel (SOEP) ermittelt, die auch die sehr hohen Einkommen vollständig erfasst. Daten des SOEP zur Entwicklung der Jahreseinkommen, die bis 2004 reichen, deuten darauf hin, dass sich die Ungleichheit der Markteinkommen nach 2001 weiter verstärkt hat.*

Empirische Studien zur Einkommensverteilung zeigen für Deutschland über die 90er Jahre eine moderate Zunahme der Ungleichheit bei den Markteinkommen. Diese Studien basieren auf allgemeinen Haushaltsbefragungen, bei denen die sehr hohen Einkommen nicht oder sehr unvollständig erfasst werden, oder auf Daten, die nur einen Teil der Gesamtpopulation enthalten.<sup>1</sup> Dadurch ergibt sich ein unvollständiges und möglicherweise auch verzerrtes Bild der Entwicklung und Konzentration der Einkommen.

Das DIW Berlin hat die Entwicklung und die Konzentration der individuellen Markteinkommen auf Grundlage einer integrierten Datenbasis untersucht, die aus der Einkommensteuerstatistik und dem SOEP über den Zeitraum 1992 bis 2001 gebildet wurde.<sup>2</sup> Mittels eines mathematischen Matching-Verfahrens werden die

<sup>1</sup> Zu ersteren zählen Studien auf Basis des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP), einer vom DIW Berlin in Zusammenarbeit mit Infratest Sozialforschung durchgeführten Haushaltsbefragung, vgl. Frick, J. R., Goebel, J., Grabka, M. M.: Zur langfristigen Entwicklung von Einkommen und Armut in Deutschland. Wochenbericht des DIW Berlin Nr. 4/2005; Frick, J. R., Grabka, M. M.: Zur Entwicklung der Einkommen privater Haushalte in Deutschland bis 2004. Wochenbericht des DIW Berlin Nr. 28/2005; Sachverständigenrat: Widerstreitende Interessen – Ungenutzte Chancen. Jahresgutachten: 2006/07, 429–447. Studien auf Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) des Statistischen Bundesamtes vgl. z. B. Becker, I., Hauser, R.: Anatomie der Einkommensverteilung. Ergebnisse der Einkommens- und Verbrauchsstichproben 1969–1998. Berlin 2003; Becker, I., Hauser, R.: Verteilung der Einkommen 1999–2003. Bericht zur Studie im Auftrag des Bundesministeriums für Gesundheit und Soziale Sicherung. Berlin 2004. Folgende Studien basieren auf den Mikrodaten der Einkommensteuerstatistik des Statistischen Bundesamtes: Dell, F.: Top Income in Germany and Switzerland over the Twentieth Century. Journal of the European Economic Association 3, 2005, 1–10; Bach, S., Corneo, G., Steiner, V.: Top Incomes and Top Taxes in Germany. DIW Berlin Discussion Paper No. 532, Berlin 2005.

<sup>2</sup> Bach, S., Corneo, G., Steiner, V.: From Bottom to Top: The Entire Distribution of Market Income in Germany, 1992–2001. DIW Berlin Discussion Papers No. 683, Berlin 2007, [www.diw.de/deutsch/produkte/publikationen/diskussionspapiere/docs/papers/dp683.pdf](http://www.diw.de/deutsch/produkte/publikationen/diskussionspapiere/docs/papers/dp683.pdf). Zur Einkommensteuerstatistik wurden geschichtete 10%-Stichproben verwendet, die den oberen Einkommensbereich (Steuerpflichtige mit Einkünften über 150 000 Euro) vollständig enthalten. Die Datensätze konnten über das Forschungsdatenzentrum des Statistischen Bundesamtes genutzt werden.

#### Inhalt

Zunehmende Ungleichheit der Markteinkommen: Reale Zuwächse nur für Reiche  
Seite **193**

Rating beeinflusst die Laufzeit von Unternehmenskrediten  
Seite **199**

Tabelle 1

**Verteilung der Markteinkommen<sup>1</sup> in Deutschland von 1992 bis 2001**

Integrierte Datengrundlage

	1992	1995	1998	2001	1995	1998	2001
					Index 1992 = 100		
<b>Durchschnittseinkommen in Preisen von 2000<sup>2</sup></b>							
Arithmetisches Mittel in Euro	20 044	19 767	19 808	20 028	98,6	98,8	99,9
Median in Euro	12 915	11 761	10 615	9 790	91,1	82,2	75,8
Relative Differenz <sup>3</sup>	44,0	51,9	62,4	71,6	118,1	141,9	162,8
Gini-Koeffizient <sup>4</sup>	0,5813	0,5861	0,5983	0,6064	100,8	102,9	104,3
<b>Verallgemeinerte Entropie-Maße<sup>4,5</sup></b>							
GE(0)	1,3863	1,4603	1,4916	1,4813	105,3	107,6	106,9
GE(1)	0,6961	0,6988	0,7409	0,7603	100,4	106,4	109,2
GE(2)	3,9909	4,9532	6,6778	7,4735	124,1	167,3	187,3
<b>Perzentil-Verhältnisse</b>							
90/50	3,60	4,01	4,55	5,09	111,4	126,3	141,3
95/90	1,27	1,29	1,28	1,28	101,2	100,2	100,4
99/90	2,23	2,15	2,23	2,24	96,5	99,8	100,4
99,9/90	7,34	6,62	7,01	7,06	90,2	95,6	96,2
99,999/90	118,44	111,42	127,92	130,05	94,1	108,0	109,8
<b>Dezil- bzw. Perzentil-Anteile in %</b>							
1.–5. Dezil	5,41	4,08	3,43	3,02	75,4	63,5	55,9
6. Dezil	8,28	8,12	7,58	7,02	98,1	91,5	84,8
7. Dezil	11,96	12,26	11,75	11,35	102,5	98,2	94,9
8. Dezil	15,59	15,99	15,88	15,89	102,6	101,8	101,9
9. Dezil	19,98	20,54	20,84	21,10	102,8	104,3	105,6
10. Dezil	38,78	39,00	40,53	41,62	100,6	104,5	107,3
<b>Insgesamt</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>
Top 1 %	11,20	10,64	11,60	11,98	95,0	103,5	106,9
Top 0,1 %	4,18	3,85	4,38	4,56	92,2	104,9	109,2
Top 0,01 %	1,62	1,55	1,83	1,90	95,6	112,6	117,3
Top 0,001 %	0,55	0,59	0,72	0,75	107,3	130,5	135,4
Top 0,0001 %	0,16	0,20	0,24	0,24	125,4	152,3	153,0

**1** Lohneinkommen (einschließlich Arbeitgeberanteile an den Sozialversicherungsbeiträgen), Einkommen aus unternehmerischer Tätigkeit, Vermögenseinkommen, ohne Veräußerungsgewinne, ohne öffentliche Renten, Pensionen und Sozialtransfers.

**2** Deflationiert mit dem Verbraucherpreisindex. **3**  $(LN(\text{arithmetisches Mittel}) - LN(\text{Median})) \times 100$ .

**4** Ohne Fälle mit keinem oder negativem Einkommen.

**5** GE(0) ist die durchschnittliche logarithmische Abweichung; GE(1) ist der Theil-Index; GE(2) ist die Hälfte des quadrierten Variationskoeffizienten.

Quellen: Einkommensteuerstatistik; SOEP; Berechnungen des DIW Berlin.

DIW Berlin 2007

Mikrodaten der Einkommensteuerstatistik der Jahre 1992, 1995, 1998 und 2001 mit den Mikrodaten des SOEP für diese Jahre verknüpft, so dass die integrierte Datenbasis die Gesamtpopulation abbildet.<sup>3</sup> Sie umfasst alle in Deutschland lebenden Personen im Alter von über 20 Jahren sowie Kinder und Jugendliche mit nennenswerten Markteinkommen – knapp 64 Mill. Personen im Jahr 2001. Aktuellere Veranlagungsjahre der Einkommensteuerstatistik stehen bisher nicht zur Verfügung.

Das verwendete Einkommenskonzept ist das auf der Personenebene gemessene Markteinkommen (brutto, vor Steuern und Sozialbeiträgen) mit den drei Komponenten

- Lohneinkommen,
- Einkommen aus unternehmerischer Tätigkeit
- und Vermögenseinkommen.

Das Lohneinkommen enthält auch die Arbeitgeberbeiträge zur Sozialversicherung einschließlich unterstellter Sozialbeiträge für die Beamten. Staatliche Transfers (einschließlich Sozialversicherungsrenten, staatlicher Pensionen sowie Betriebsrenten) werden nicht in die Definition des Markteinkommens einbezogen. Bei den Unternehmens- und Vermögenseinkommen werden Veräußerungsgewinne aufgrund ihres sehr volatilen Charakters nicht berücksichtigt.<sup>4</sup> Betrachtet wird das reale, anhand des Indexes der Verbraucherpreise deflationierte Bruttoeinkommen (zu Preisen von 2000).

**3** Beim verwendeten Matching-Verfahren werden die beiden Datensätze über gemeinsame Matching-Variablen unter Berücksichtigung der unterschiedlichen Hochrechnungsfaktoren in den beiden Datensätzen mittels Methoden der linearen Programmierung integriert, wobei ein Abstandsmaß bezüglich der gemeinsamen Matching-Variablen minimiert wird, vgl. Bach, S., Corneo, G., Steiner, V.: From Bottom to Top, a. a. O., Anhang 2.

**4** Vgl. zur genauen Abgrenzung des Markteinkommens Bach, S., Corneo, G., Steiner, V.: From Bottom to Top, a. a. O., Kapitel 3.2 und Anhang 1. Zum Vergleich der aggregierten Einkommenskomponenten

Tabelle 2

**Verteilung der Markteinkommen<sup>1</sup> in Deutschland von 1992 bis 2004**

SOEP-Stichproben A bis F

	1992	1995	1998	2001	2004	1995	1998	2001	2004
						Index 1992 = 100			
<b>Durchschnittseinkommen in Preisen von 2000<sup>2</sup></b>									
Arithmetisches Mittel in Euro	18 389	18 563	18 529	19 018	18 378	100,9	100,8	103,4	99,9
Median in Euro	11 628	10 440	9 196	8 735	7 356	89,8	79,1	75,1	63,3
Relative Differenz <sup>3</sup>	45,8	57,5	70,1	77,8	91,6	125,6	152,8	169,8	199,8
Gini-Koeffizient <sup>4</sup>	0,5659	0,5787	0,5814	0,5910	0,6053	102,3	102,7	104,4	107,0
<b>Verallgemeinerte Entropie-Maße<sup>4,5</sup></b>									
GE(0)	1,4170	1,5126	1,5199	1,5100	1,5878	106,7	107,3	106,6	112,1
GE(1)	0,5915	0,6196	0,6186	0,6365	0,6656	104,8	104,6	107,6	112,5
GE(2)	0,6528	0,6858	0,6394	0,6807	0,7123	105,1	98,0	104,3	109,1
<b>Perzentil-Verhältnisse</b>									
90/50	3,92	4,49	5,23	5,81	6,87	114,4	133,2	148,2	175,1
95/90	1,26	1,30	1,27	1,26	1,27	102,9	100,6	100,1	100,6
99/90	1,87	1,86	1,97	1,99	1,94	99,5	105,1	106,5	103,9
99,9/90	3,77	4,12	3,00	3,17	3,24	109,1	79,5	84,0	85,8
99,999/90 <sup>6</sup>	-	-	-	-	-	-	-	-	-
<b>Dezil- bzw Perzentil-Anteile in %</b>									
1.-5. Dezil	5,42	4,19	3,76	3,35	2,53	77,2	69,3	61,8	46,6
6. Dezil	8,63	8,22	7,84	7,13	6,36	95,2	90,8	82,6	73,7
7. Dezil	12,81	12,83	12,74	12,26	11,73	100,2	99,4	95,7	91,5
8. Dezil	16,65	16,99	16,89	16,94	17,32	102,0	101,4	101,7	104,0
9. Dezil	21,28	21,58	22,13	22,64	23,40	101,4	103,9	106,4	109,9
10. Dezil	35,20	36,20	36,65	37,67	38,66	102,8	104,1	107,0	109,8
<b>Insgesamt</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>
Top 1 %	21,27	22,01	22,21	22,86	23,37	103,5	104,4	107,5	109,9
Top 0,1 %	6,58	6,76	6,30	6,79	6,78	102,8	95,8	103,2	103,1
Top 0,01 %	1,51	1,32	1,03	1,09	1,08	87,9	68,2	72,2	71,5
Top 0,001 % <sup>6</sup>	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Top 0,0001 % <sup>6</sup>	-	-	-	-	-	-	-	-	-

**1** Lohneinkommen (einschließlich Arbeitgeberanteile an den Sozialversicherungsbeiträgen), Einkommen aus unternehmerischer Tätigkeit, Vermögenseinkommen, ohne Veräußerungsgewinne, ohne öffentliche Renten, Pensionen und Sozialtransfers.

**2** Deflationiert mit dem Verbraucherpreisindex. **3**  $(LN(\text{arithmetisches Mittel}) - LN(\text{Median})) \times 100$ . **4** Ohne Fälle mit keinem oder negativem Einkommen.

**5** GE(0) ist die durchschnittliche logarithmische Abweichung; GE(1) ist der Theil-Index; GE(2) ist die Hälfte des quadrierten Variationskoeffizienten.

**6** Keine Angaben aus Geheimhaltungsgründen.

Quellen: SOEP; Berechnungen des DIW Berlin.

DIW Berlin 2007

**Starke Erhöhung der Spitzeneinkommen**

Die Entwicklung der Einkommensverteilung wird in Tabelle 1 durch verschiedene Maßzahlen beschrieben. Neben dem Verhältnis zwischen dem Durchschnitts- und dem Medianeinkommen<sup>5</sup> sind als summarische Ungleichheitsmaße der Gini-Koeffizient sowie die Entropie-Maße ausgewiesen.<sup>6</sup>

Das reale Durchschnittseinkommen blieb über den Beobachtungszeitraum 1992 bis 2001 konstant, das Medianeinkommen sank aber um fast 25%.<sup>7</sup> Entsprechend nahm die relative Differenz von Mittelwert und Median deutlich zu; dies zeigt einen Anstieg der Einkommens-Ungleichheit an. Die Verteilung der Markteinkommen auf die Einkommens-Dezile macht deutlich, dass die Hälfte der Gesamtpopulation über keine oder nur geringe Markteinkommen verfügt. Mehr als 40% des Markteinkommens entfielen 2001 auf das oberste Einkommens-Dezil. Der Anteil dieser Gruppe am

Gesamteinkommen ist im Beobachtungszeitraum deutlich gestiegen.

Die Zunahme der Ungleichheit bei den Markteinkommen zeigt sich auch anhand der in Tabelle 1 ausgewiesenen summarischen Ungleichheitsmaße.

aus der integrierten Datenbasis und der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung vgl. ebenda, Tabelle 2.

**5** Das Medianeinkommen ist das Einkommen, das die unteren 50% der Einkommensbezieher maximal erzielen. Da nicht erwerbstätige Personen (z. B. Rentner oder Arbeitslose) nur mit ihren Vermögenseinkommen in die Berechnung eingehen, ist das Medianeinkommen relativ niedrig; es lag im Jahr 2001 bei 10 000 Euro.

**6** Diese Maßzahlen, die unterschiedliche Charakteristika der Verteilung betonen, sind z. B. beschrieben in Becker, I., Hauser, R.: Anatomie der Einkommensverteilung, a. a. O., Formelanhang; sowie in Hauser, R., Wagner, G. G.: Economics of the Personal Distribution of Income. In: Klaus F. Zimmermann (Ed.): Frontiers in Economics. Heidelberg 2002, 311–370.

**7** In den neuen Bundesländern ist der Median des realen Markteinkommens im Beobachtungszeitraum noch deutlich stärker gesunken als in Westdeutschland, nämlich von gut 13 000 Euro im Jahr 1992 auf knapp 8 300 Euro im Jahr 2001, vgl. Bach, S., Corneo, G., Steiner, V.: From Bottom to Top, a. a. O., Tabelle 4. Dies ist primär auf den starken Rückgang der Erwerbstätigkeit in Ostdeutschland aufgrund hoher Arbeitslosigkeit und Frühverrentung zurückzuführen.

Tabelle 3

**Markteinkommen<sup>1</sup> der Spitzenverdiener in Deutschland 1992 bis 2001**In 1 000 Euro zu Preisen von 2000<sup>2</sup>

	1992	1995	1998	2001	1995	1998	2001
					Index 1992 = 100		
Arithmetisches Mittel aller Markteinkommen	20,0	19,8	19,8	20,0	98,6	98,8	99,9
Median aller Markteinkommen	12,9	11,8	10,6	9,8	91,1	82,2	75,8
<b>Durchschnittseinkommen</b>							
Top 10 %	78	77	80	83	99,2	103,3	107,3
Top 1 %	225	210	230	240	93,7	102,3	106,8
Top 0,1 %	838	762	868	914	90,9	103,7	109,1
Top 0,01 %	3 252	3 067	3 618	3 811	94,3	111,2	117,2
Top 0,001 %	11 083	11 721	14 280	14 981	105,8	128,9	135,2
Top 0,0001 %	31 438	39 051	47 230	48 152	124,2	150,2	153,2
<b>Niedrigstes Einkommen</b>							
Top 10 %	47	47	48	50	101,4	103,8	107,1
Top 1 %	104	102	107	112	97,9	103,6	107,6
Top 0,1 %	341	312	339	352	91,5	99,3	103,1
Top 0,01 %	1 401	1 211	1 385	1 471	86,5	98,9	105,0
Top 0,001 %	5 510	5 258	6 179	6 482	95,4	112,1	117,6
Top 0,0001 %	18 360	19 697	25 456	26 255	107,3	138,6	143,0

**1** Lohneinkommen (einschließlich Arbeitgeberanteile an den Sozialversicherungsbeiträgen), Einkommen aus unternehmerischer Tätigkeit, Vermögenseinkommen ohne Veräußerungsgewinne, ohne öffentliche Renten, Pensionen und Sozialtransfers.

**2** Deflationiert mit dem Verbraucherpreisindex.

Quellen: Einkommensteuerstatistik; SOEP; Berechnungen des DIW Berlin.

DIW Berlin 2007

Die stärkste Erhöhung ergibt sich beim GE(2)-Maß, das sensitiv auf einen Anstieg der Ungleichheit im oberen Einkommensbereich reagiert. Dies spiegelt sich auch in der Entwicklung des Verhältnisses von 90%-Perzentil<sup>8</sup> und Median (P 90/50) mit einem Anstieg von über 40% im Zeitraum 1992 bis 2001. Innerhalb des obersten Einkommens-Dezils zeigt sich ein deutlicher Anstieg bei den absoluten Spitzeneinkommen: P 99,999/90 stieg im Beobachtungszeitraum um rund 10%, während z. B. P 95/90 unverändert blieb.

Der Anteil der obersten 1% der Einkommensbezieher am gesamten Markteinkommen ist zwischen 1992 und 2001 von 11,2% auf knapp 12% gestiegen; dies entspricht prozentual ungefähr dem Wachstum des obersten Dezils (rund 7%). Die einkommensstärksten 0,001% der Bevölkerung erzielten dagegen einen wesentlich kräftigeren Zuwachs. Diese 650 Personen umfassende Gruppe, die hier als „ökonomische Elite“ bezeichnet wird, konnte ihren Anteil am gesamten Markteinkommen im Beobachtungszeitraum um ein gutes Drittel (von 0,55% auf 0,75%) steigern. Noch beeindruckender ist der Anstieg des Markteinkommens, das auf die obersten 0,0001% der Einkommensbezieher entfällt. Diese kleine Gruppe (65 Personen) der „Superreichen“ steigerte ihren Anteil am gesamten Markteinkommen seit 1992 um 50% (von 0,16% auf 0,24%).

Für die Jahre ab 2002 stehen bisher nur die Ergebnisse des SOEP zur Verfügung (Tabelle 2). Danach hat die Ungleichheit der Markteinkommen bis

2004 weiter zugenommen; dies ist vor allem auf die gestiegene Arbeitslosigkeit, die schwache Lohnentwicklung und die Erhöhung der Gewinn- und Vermögenseinkommen zurückzuführen. Allerdings werden die Spitzeneinkommen vom SOEP nicht oder nur unvollständig erfasst. Aktuellere Erhebungen der Einkommensteuerstatistik, die inzwischen im Rahmen einer Geschäftsstatistik jährlich erstellt wird, werden zeigen, inwieweit sich die hier aufgezeigten Trends bei den Spitzeneinkommen fortgesetzt haben.

Im Jahr 2001 reichte bereits ein (reales) Markteinkommen von 50 000 Euro, um zu den obersten 10% der Einkommenshierarchie zu gehören (Tabelle 3). Viele Personen an dieser Einkommensgrenze dürften sich noch der Mittelklasse zurechnen. Das durchschnittliche Markteinkommen im obersten Dezil betrug im Jahr 2001 83 000 Euro. Um unter die oberen 1% der Einkommensbezieher zu kommen, war 2001 ein Markteinkommen von 112 000 Euro erforderlich, bei einem Durchschnittseinkommen in dieser Gruppe von 240 000 Euro. Weit schwieriger zu erreichen war die Zugehörigkeit zur ökonomischen Elite: Im Club der 650 Personen, die die obersten 0,001% der Einkommensbezieher ausmachen, lag das niedrigste Markteinkommen 2001 bei knapp 6,5 Mill. Euro. Der Durchschnitt betrug hier rund 15 Mill. Euro; dies entspricht ungefähr dem 1 500-

**8** P 90/50 setzt also das Einkommen, über dem die 10% der Bevölkerung mit den höchsten Einkommen liegen, ins Verhältnis zum mittleren Einkommen, das die Verteilung der Einkommensbezieher genau in zwei Hälften teilt.

Tabelle 4

**Komponenten der Markteinkommen<sup>1</sup> der Spitzenverdiener in Deutschland 1992 und 2001**

In %

	Insgesamt	Lohneinkommen	Einkommen aus unternehmerischer Tätigkeit			Vermögenseinkommen		
			Zusammen	Gewerbebetrieb	Freiberufliche Tätigkeit	Zusammen	Zinsen, Dividenden	Vermietung, Verpachtung
<b>1992</b>								
Arithmetisches Mittel	100	84,2	11,3	7,4	3,8	4,6	3,4	1,2
Top 10 %	100	72,7	21,3	13,3	8,0	6,0	4,6	1,4
Top 1 %	100	36,6	49,4	31,2	18,2	14,0	11,2	2,9
Top 0,1 %	100	15,0	64,1	50,1	14,0	20,9	18,2	2,8
Top 0,01 %	100	5,8	71,3	67,1	4,2	22,8	21,0	1,9
Top 0,001 %	100	1,9	76,4	75,6	0,8	21,7	20,8	0,8
Top 0,0001 % <sup>2</sup>	–	–	–	–	–	–	–	–
<b>2001</b>								
Arithmetisches Mittel	100	83,1	11,4	7,0	4,4	5,5	4,2	1,4
Top 10 %	100	73,3	19,7	11,5	8,2	6,9	5,3	1,6
Top 1 %	100	42,1	41,8	24,3	17,5	16,1	13,0	3,1
Top 0,1 %	100	22,9	52,0	40,3	11,7	25,2	22,1	3,0
Top 0,01 %	100	11,6	60,5	57,0	3,5	27,9	26,1	1,8
Top 0,001 %	100	5,2	68,3	67,3	1,0	26,6	25,8	0,7
Top 0,0001 % <sup>2</sup>	–	–	–	–	–	–	–	–

**1** Lohneinkommen (einschließlich Arbeitgeberanteile an den Sozialversicherungsbeiträgen), Einkommen aus unternehmerischer Tätigkeit, Vermögenseinkommen ohne Veräußerungsgewinne, ohne öffentliche Renten, Pensionen und Sozialtransfers.

**2** Keine Angaben aus Geheimhaltungsgründen.

Quellen: Einkommensteuerstatistik; SOEP; Berechnungen des DIW Berlin.

DIW Berlin 2007

fachen des Medianeinkommens. Das durchschnittliche Mitglied der ökonomischen Elite konnte sich aber noch relativ arm fühlen im Vergleich zu den 65 Superreichen Deutschlands, die im Jahr 2001 über ein Durchschnittseinkommen von knapp 50 Mill. Euro verfügten.

### Löhne und Gehälter bei Spitzeneinkommen von geringer Bedeutung

Die ökonomische Elite unterscheidet sich von den Durchschnittsbürgern nicht nur in der Höhe des Einkommens, sondern auch in dessen Zusammensetzung (Tabelle 4). Diese Gruppe erzielte im Jahr 2001 nur rund 5 % ihres gesamten Markteinkommens aus Löhnen und Gehältern, während im Durchschnitt der Bevölkerung dieser Anteil mehr als 80 % und bei dem obersten 1 % der Einkommensbezieher noch gut 40 % betrug. Fast 70 % des Markteinkommens der ökonomischen Elite entfällt auf Einkommen aus unternehmerischer Tätigkeit, im Vergleich zu durchschnittlich 42 % bei dem obersten 1 % der Einkommensbezieher. Die Vermögenseinkommen haben im Jahr 2001 knapp 27 % zum gesamten Markteinkommen der ökonomischen Elite beigetragen. In absoluten Zahlen verteilt sich das durchschnittliche reale Markteinkommen dieser Gruppe in Höhe von knapp 15 Mill. Euro im Jahr 2001 auf rund 800 000 Euro Lohneinkommen, 10 Mill. Euro Einkünfte aus unternehmerischer Tätigkeit und 4 Mill. Euro Vermögenseinkommen.

Verglichen mit anderen OECD-Ländern ist der Anteil der Lohneinkommen an den sehr hohen Einkommen in Deutschland gering. In den USA betrug er bei den obersten 0,01 % der Einkommensbezieher im Jahr 1998 45 %, in Frankreich waren es 22 %.<sup>9</sup> Der entsprechende Wert für Deutschland lag bei rund 9 %. Für Deutschland lässt sich zudem feststellen, dass im Jahr 2001 nach dem Kriterium der überwiegenen Einkommensart nur 4 % der ökonomischen Elite als Manager, knapp 55 % als Unternehmer und rund 17 % als Rentiers klassifiziert werden können.<sup>10</sup>

Im Zeitraum 1992 bis 2001 ist der Anteil der Lohneinkommen im obersten Einkommensbereich deutlich gestiegen, bei der ökonomischen Elite (Top 0,001 %) von knapp 2 % auf über 5 % (Abbildung). Dies ist allerdings kein deutsches Spezifikum. Auch für die USA ist in neueren Studien ein zunehmendes Gewicht des Lohneinkommens an der Spitze der Einkommenspyramide festgestellt worden.<sup>11</sup> Die starke Erhöhung der Entlohnung von Top-Managern spielt hier die wesentliche Rolle.

<sup>9</sup> Vgl. für die USA Piketty, T., Saez, E.: Income Inequality in the United States, 1913–1998. Quarterly Journal of Economics 118, 2003, 1–39; für Frankreich vgl. Piketty, T.: Income Inequality in France 1901–1998. Journal of Political Economy 111, 2003, 1004–43. Diese Studien weisen nur das 0,01 %-Perzentil aus und nicht das 0,001 %-Perzentil, das unserer Definition der ökonomischen Elite entspricht.

<sup>10</sup> Vgl. Bach, S., Corneo, G., Steiner, V.: From Bottom to Top, a. a. O. Die Abgrenzung erfolgte dabei nach dem Kriterium, ob mindestens 90 % des gesamten Markteinkommens auf eine der drei Einkunftsarten Lohneinkommen, unternehmerische Tätigkeit, Vermögenseinkommen entfiel.

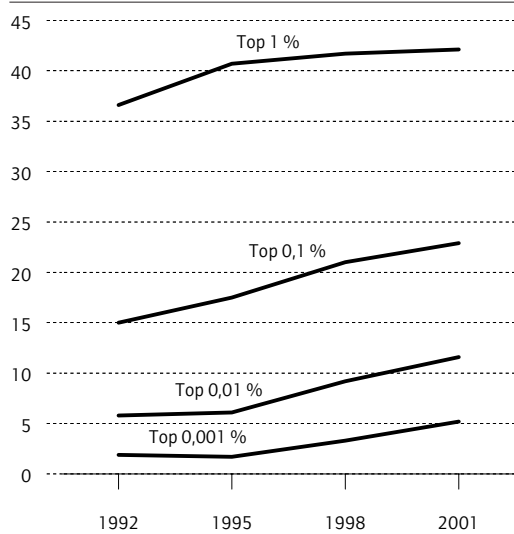
<sup>11</sup> Kopczyk, W., Saez, E.: Top Wealth Shares in the United States, 1916–2000: Evidence from Estate Tax Returns. National Tax Journal 2004, 445–487; Dew-Becker, I., Gordon, R.J.: Where Did the



Abbildung

**Löhne und Gehälter bei Spitzenverdienern**

Anteile in %



Quellen: Einkommensteuerstatistik; SOEP;  
Berechnungen des DIW Berlin.

DIW Berlin 2007

**Fazit**

Die Analyse der Markteinkommen in Deutschland im Zeitraum 1992 bis 2001 anhand einer integrierten Datenbasis, die erstmals auch die sehr hohen Einkommen vollständig erfasst, zeigt, dass die Einkommensungleichheit insgesamt betrachtet moderat zugenommen hat. Dies ist bereits in früheren Studien festgestellt worden. Neu sind die hier präsentierten Informationen zur Entwicklung im obersten Einkommensbereich.

JEL Classification:  
D31, D33, H24

Keywords:  
Income Distribution,  
Top Incomes,  
Inequality

Während das durchschnittliche reale Markteinkommen im Beobachtungszeitraum konstant geblieben ist, gab es für die Reichen nennenswerte Einkommenszuwächse: Die 10 % der Bevölkerung mit den höchsten Einkommen, auf die im Jahr 2001 mehr als 40 % des gesamten Markteinkommens entfielen, konnten ihren Anteil am Gesamteinkommen seit Anfang der 90er Jahre um gut 7 % erhöhen. Die „ökonomische Elite“, die 650 einkommensstärksten Personen, die ein Durchschnittseinkommen von 15 Mill. Euro erzielten, steigerte ihr Markteinkommen im Zeitraum 1992 bis 2001 real um etwa ein Drittel, die kleine Gruppe der 65 Superreichen sogar um über 50 %. Zu den Beziehern sehr hoher Einkommen gehören in Deutschland zu einem weit höheren Anteil Unternehmer, als dies in den USA oder in Frankreich der Fall ist. Allerdings hat der Anteil der Manager an den Beziehern von Top-Einkommen von 1992 bis 2001 zugenommen.

In den Jahren nach 2001 ist in Deutschland die Arbeitslosigkeit gestiegen und die gesamtwirtschaftliche Lohnquote gesunken, während der Anteil der Einkommen aus unternehmerischer Tätigkeit und Vermögen am gesamten Volkseinkommen gestiegen ist.<sup>12</sup> Es ist daher anzunehmen, dass sich die hier für den Zeitraum 1992 bis 2001 gezeigte zunehmende Ungleichheit und Konzentration der Markteinkommen in den letzten Jahren verstärkt hat. Informationen des SOEP zu den Jahreseinkommen, die bis 2004 reichen, bestätigen diese Einschätzung.

Productivity Growth Go? Inflation Dynamics and the Distribution of Income. Brookings Papers on Economic Activity 2/2005.

<sup>12</sup> Vgl. Bach, S., Corneo, G., Steiner, V.: From Bottom to Top, a. a. O., Tabelle 1.

# Rating beeinflusst die Laufzeit von Unternehmenskrediten

*Im Zuge der Umsetzung von Basel II ringen deutsche Banken darum, ein möglichst effizientes Rating-System aufzubauen. Erklärtes Ziel ist es, in Zukunft Kreditvergabe und -konditionen vor allem auf der Basis von Rating-Kennziffern zu treffen. Im Folgenden wird anhand von anonymisierten Mikrodaten aus Kreditportfolios die Beziehung von Banken zu Firmenkunden eingehend analysiert. Dabei wird insbesondere der Zusammenhang zwischen Rating und Kreditlaufzeit bei Unternehmenskrediten untersucht. Die Ergebnisse sind eindeutig: Das Rating determiniert bereits heute die Kreditlaufzeit. Dabei werden Gesellschaften (GmbHs, GbRs, AGs, KGs) und Einzelunternehmen durchaus unterschiedlich behandelt. Der Befund zeigt auch, dass die Dauer der Bank-Kunden-Beziehung für die Fristigkeit des Kredits kaum eine Rolle spielt.*

Nataliya Fedorenko

Dorothea Schäfer  
dschaefer@diw.de

Oleksandr Talavera

Die bislang für Deutschland durchgeführten Studien beruhen hauptsächlich auf inzwischen veralteten Datensätzen mit vergleichsweise wenig Beobachtungen.<sup>1</sup> Die ökonomische Analyse unter Verwendung anonymisierter Mikrodaten von Firmenkunden, die auf elektronischem Wege erfasst werden und große Stichproben umfassen, steht noch am Anfang. Allmählich steigt die Bereitschaft von Banken, solche Datensätze für Forschungszwecke zur Verfügung zu stellen. Vieles deutet darauf hin, dass dieser Analyseansatz zu aktuellen und robusten Ergebnissen führen kann. Das gilt insbesondere für die Frage, welche Bedeutung das Rating für die Kunden-Bank-Beziehung und die Kreditkonditionen hat.

Tatsächlich gehört die Laufzeit zu den zentralen Bestandteilen eines Kreditvertrags, ist diese Entscheidung doch für Bank und Kunde mit nicht unerheblichen Risiken verbunden. Dementsprechend weist die finanzwirtschaftliche Theorie dem Rating des Kreditnehmers eine entscheidende Rolle zu.

## **Darlehenslaufzeit und Rating: Widersprüchliche theoretische Konzepte**

Die Finanzwirtschaft hat zwei konkurrierende Hypothesen über den Zusammenhang zwischen Unternehmens-Rating und Darlehenslaufzeit entwickelt. Zum einen wird schlechtes Unternehmens-Rating mit einer unternehmensseitigen Nachfrage nach längeren Darlehenslaufzeiten assoziiert.<sup>2</sup> Diese Darlehen sind üblicherweise mit höheren Kosten verbunden. Firmen mit mittleren oder guten „Noten“ haben hingegen hohe Chancen, auch bei kurzfristigen Verträgen eine Anschlussfinanzierung zu erhalten. Solche Firmen sind folglich bestrebt, kurzfristige und damit kostengünstigere Darlehen aufzunehmen.

<sup>1</sup> Machauer, A., Weber, M.: Bank Behaviour Based in Internal Credit Ratings of Borrowers. *Journal of Banking and Finance*, Vol. 22, 1998, 1355–1383. Elsas, R., Krahn, J.-P.: Is Relationship Lending Special? Evidence from Credit-File Data in Germany. Working Paper 98-05, Frankfurt 1998.

<sup>2</sup> Flannery, M.: Asymmetric Information and Risky Debt Maturity Choice. *Journal of Finance* 41 (1), 1986, 19–37.

Kasten

## Methode

Um den Zusammenhang zwischen der Laufzeit und der Risikoeinstufung der Kreditnehmer (bzw. ihrer Kredite) zu analysieren, werden mehrere multivariate Regressionsmodelle<sup>1</sup> konstruiert. Dabei wird jeweils die Wahrscheinlichkeit für einen langfristigen Kredit (mindestens 5 Jahre Laufzeit) in Abhängigkeit von dem erzielten Score (= Rating-Note) und weiteren Determinanten der Kreditlaufzeit (Kontrollvariablen) geschätzt. Durch die Standardisierung kann der Score nur die Werte eins, zwei und drei annehmen. Als Kontrollvariablen dienen die Kreditsicherheit, das Kreditvolumen und die Dauer der Bank-Kunden-Beziehung. Im ersten Schritt wird der Zusammenhang für das Kreditrisiko-, Bonitäts- und Immobilien-Rating jeweils separat modelliert. Später werden auch überlappende Effekte mehrerer Risikokennziffern mit einbezogen. Dabei zeigte sich, dass nennenswerte Verbundeffekte nur für das Bonitäts- und Risiko-Rating auftreten. Die Tabelle zeigt die Verteilung auf die beiden Ratings untereinander.

Die geschätzten Koeffizienten geben jeweils an, wie sich die Wahrscheinlichkeit für einen langfristigen Kredit verändert, wenn das Rating schlechter ist. Z. B. gibt der Wert von 20 Prozentpunkten für eine Gesellschaft mit mittlerem Bonitäts-Rating an, dass die Wahrscheinlichkeit einen langfristigen Kredit zu haben um 20% höher ist, als für eine Gesellschaft mit dem besten Bonitäts-Rating. Dementsprechend zeigt ein Wert von -8 Prozentpunkten für eine Gesellschaft mit der schlechtesten Ratingstufe eine um 8% geringere Wahrscheinlichkeit für einen langfristigen Kredit.

<sup>1</sup> Es werden lineare Varianten des multivariaten Logitmodells geschätzt.

Die zweite Hypothese geht davon aus, dass bei einem hohen Risiko einzig und allein die Angebotsseite, also die Banken, ihre Vertragsvorstellungen durchsetzen können. Hochriskanten Unternehmen werden langfristige Kredite schlichtweg verweigert. Auf kurze Fristen auszuweichen, ist für diesen Firmentyp die einzige Möglichkeit, überhaupt einen Kredit zu bekommen. Unternehmen mit vergleichsweise niedrigem Ausfallrisiko können hingegen ihre Laufzeitwünsche gegenüber den Banken durchsetzen. Dieser Firmentyp ist sicher, den Kredit bei Fälligkeit zurückzahlen zu können und einen neuen gewährt zu bekommen. „Gute Risiken“ wählen daher ganz bewusst die günstigeren kurzfristigen Darlehen. Nur die Firmen mit einem mittleren Risiko bewegen sich im Langzeitsegment. Sie fürchten das Refinanzierungsrisiko und wollen sich dagegen mit einer langen Laufzeit absichern. Folglich legt dieses konkurrierende Konzept eine komplexe Beziehung zwischen Laufzeit und „Rating-Noten“ nahe, die sich mathematisch keineswegs mit einer monoton steigenden Funktion abbilden lässt.<sup>3</sup>

Die vorliegende Studie untersucht die empirische Relevanz dieser beiden Hypothesen. Insbesondere wird der Frage nachgegangen, wie stark deutsche Banken bereits rating-orientiert handeln, wenn es um die Kreditlaufzeit ihrer Firmenkunden geht.

Tabelle

### Verteilung der Kredite nach Risiko- und Bonitätsrating

In %

Risiko-Rating		Bonitäts-Rating			
		Stufe 1	Stufe 2	Stufe 3	Zusammen
Stufe 1	G	22,54	12,68	3,00	38,22
	S	25,24	16,89	1,27	43,40
Stufe 2	G	1,59	27,85	3,81	33,25
	S	0,86	20,22	3,62	24,70
Stufe 3	G	0,56	1,59	26,39	28,54
	S	0,53	0,66	30,70	31,89
Zusammen	G	24,69	42,12	33,20	100
	S	26,63	37,77	35,59	100

G = Gesellschaften; S = Selbständige.

Quelle: Berechnungen des DIW Berlin.

DIW Berlin 2007

## Datensatz

Der hier verwandte Datensatz geht auf Material zurück, das von Kreditinstituten zur Verfügung gestellt wurde und ist folgendermaßen konstruiert. Zunächst wurde die Samplegröße auf 5 000 Firmenkunden festgelegt. Danach wurde die Mindestkredithöhe des einzelnen Firmenkunden fixiert. Ausgehend von dieser Mindestgröße wurden alle darüber liegenden Obligos gegenüber den Banken erfasst, bis die Samplegröße von 5 000 erreicht war. Da einige Kunden im Laufe des Beobachtungszeitraums die Banken verlassen haben, verringerte sich die Samplegröße allmählich. Im Durchschnitt des Beobachtungszeitraums vom Dezember 2002 bis November 2005 enthält der Datensatz rund 4 000 Firmenkunden. Die am häufigsten vorzufindende Gesellschaftsform ist mit 52% die GmbH, gefolgt von der GmbH & Co. KG sowie der Gesellschaft bürgerlichen Rechts (GbR). Genossenschaften sind hingegen relativ selten. Die überwältigende Mehrheit der als „selbständige Person“ erfassten Kunden sind Freiberufler. Am zweithäufigsten ist die Einzelfirma anzutreffen. Die meisten Firmenkunden gehören, was ihren Umsatz betrifft, zu den kleinsten und kleinen Unternehmen. Dabei bilden die Unternehmen mit einem Jahresumsatz von weniger als 2 Mill. Euro die größte Gruppe (knapp 42%). Unternehmen mit

<sup>3</sup> Diamond, D. W.: Debt Maturity Structure and Liquidity Risk. The Quarterly Journal of Economics 106 (3), 1991, 709-37.



Umsätzen zwischen 2 und 10 Mill. Euro stellen die zweitgrößte Gruppe dar (fast 36 %). Deutlich seltener treten Unternehmen mit Umsätzen von 10 bis 50 Mill. Euro in der Stichprobe auf; ihr Anteil liegt bei etwa 15 %. Die zahlenmäßig kleinste Gruppe – rund 8 % – bilden Unternehmen mit Umsätzen von über 50 Mill. Euro.

Für die Frage des Einflusses von „Rating-Noten“ auf die Fristigkeit sind vor allem das Kreditneugeschäft, Umschuldungen und andere restrukturierte Kredite relevant. Der anhand dieser Kriterien ausgewählte Datensatz enthält rund 5 000 Kredite, für die innerhalb des Beobachtungszeitraums neue Konten eröffnet wurden.<sup>4</sup> Der Datensatz zu jedem dieser Konten enthält detaillierte Informationen zur Risikoeinstufung des Firmenkunden, zu Laufzeiten, Kreditvolumen, Schuldsicherheiten, Kundentyp und Dauer der Bank-Kunden-Beziehung.

### Risikoeinstufungen im Sample

Zur Einschätzung der Risiken von Kunden werden drei Rating-Arten eingesetzt:

- das Risiko-,
- das Bonitäts- und
- das Immobilien-Rating.

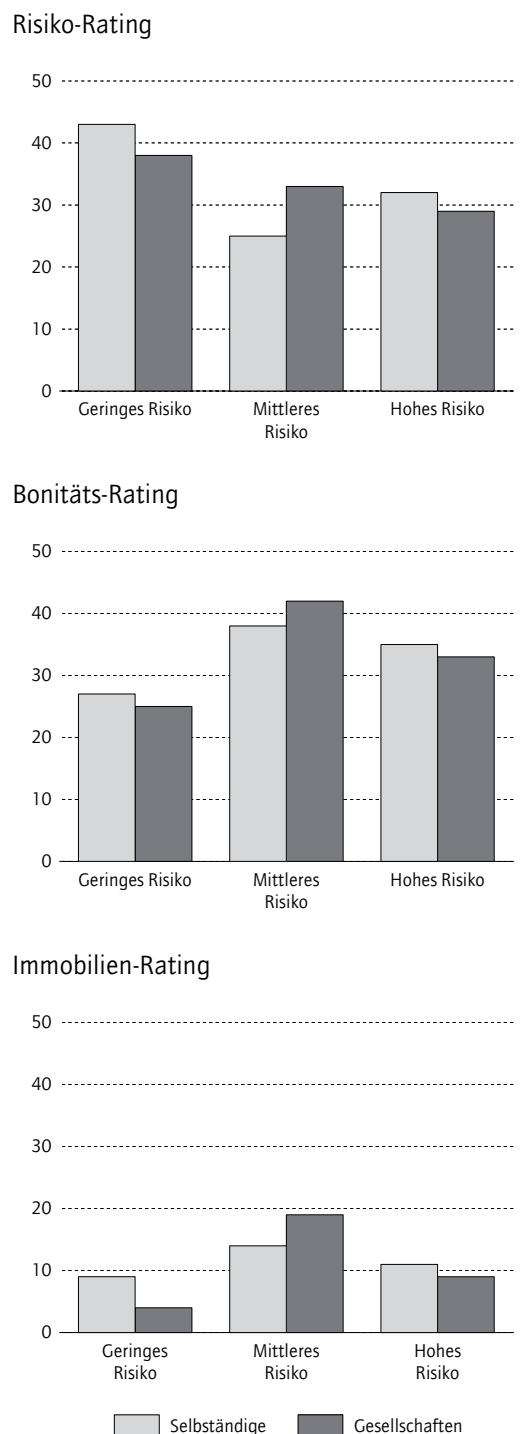
Das Risiko-Rating spiegelt das geschätzte Ausfallrisiko eines Kredits wider. Das Bonitäts-Rating ist ein Maß für die Kreditwürdigkeit und bewertet die Fähigkeit des Schuldners, den Kredit vollständig und rechtzeitig zurückzuzahlen. Das Immobilien-Rating erfasst, ob und inwieweit das Immobilien-eigentum eines Schuldners im Verzugsfall für die Deckung des ausstehenden Betrags herangezogen werden kann. Die Rating-Noten stammen aus dem internen Rating der Banken. Üblicherweise gehen in das interne Rating ausgewählte Bilanzkennzahlen, aber auch qualitative Faktoren, wie die Lösung des Nachfolgeproblems, ein. Für das Immobilien-Rating spielen insbesondere Standortfaktoren und Objektdaten eine große Rolle. Die Banken haben im Laufe des Beobachtungszeitraums die Rating-Skala verändert. Deshalb wurde für die Untersuchung eine standardisierte Skala von eins bis drei entwickelt. Aufgrund dieser Standardisierung ist es möglich, die alten und neuen Rating-Scores zu vergleichen. Zu beachten ist, dass mit dieser Standardisierung eine Vergrößerung der von den Banken verwandten Rating-Schemas einhergeht, die jedoch aus Analysegründen zweckmäßig ist. Die Abbildung zeigt für jede Rating-Art, wie sich die Kredite im Sample auf die drei Rating-Gruppen verteilen.<sup>5</sup>

Es wird jeweils die Wahrscheinlichkeit für einen langfristigen Kredit (mindestens fünf Jahre Laufzeit) in Abhängigkeit von dem erzielten Score (= Rating-

Abbildung

### Verteilung der Kredite auf die drei Risikostufen nach der Art des Ratings

Anteile in %



Quellen: Berechnungen des DIW Berlin.

DIW Berlin 2007

<sup>4</sup> Wegen bankinterner Umstellungen bei den Kontoverbindungen im August 2005 wurde der Untersuchungszeitraum verkürzt.

<sup>5</sup> Im Vergleich zu US-amerikanischen empirischen Studien enthält das Sample relativ wenig Kredite mit schlechtem Rating. Vgl. z. B. Berger, A. N., Espinosa-Vega, M. A., Frame, S. W., Miller, N. H.: Debt Maturity, Risk, and Asymmetric Information. Journal of Finance 60 (6), 2005, 2895–2923.

Tabelle 1

### Veränderung der Wahrscheinlichkeiten für einen langfristigen Kredit nach Rating und Kundenart

In Prozentpunkten

		Risiko-Rating	Bonitäts-Rating	Immobilien-Rating
In der mittleren Ratingstufe <sup>1</sup>	G	17	20	31
	S	-11	x	-4
In der untersten Ratingstufe <sup>1</sup>	G	-18	-8	-24
	S	-21	-17	x
Effekt der Besicherung	G	18	13	28
	S	13	14	29
Effekt der Dauer der Bank-Kunden-Beziehung	G	< 1	< 1	< 1
	S	< 1	< 1	< 1
Effekt der Kredithöhe	G	3	3	-3
	S	5	4	x

G = Gesellschaften; S = Selbständige; x = Koeffizient nicht signifikant.

<sup>1</sup> Jeweils gegenüber der obersten Rating-Stufe.

Quelle: Berechnungen des DIW Berlin.

DIW Berlin 2007

Note) und weiteren Determinanten der Kreditlaufzeit (Kontrollvariablen) geschätzt (Kasten). Da für jeden Kunden „Noten“ von mehreren Ratingkategorien zur Verfügung stehen, ist in der Gesamtschau nicht auszuschließen, dass es zu gegenseitigen Verrechnungen kommt. Z. B. könnte eine hohe Note im Immobilien-Rating eine niedrige Note im Bonitäts-Rating aufwiegen. Aus diesem Grund müssen neben den Einzel-Ratings auch mögliche Verbundeffekte in die Untersuchung einbezogen werden.

### Ergebnisse

Die Analyse ergibt unterschiedliche Auswirkungen des Ratings, je nachdem ob der Kunde eine Gesellschaft oder ein Einzelunternehmer ist. So prognostizieren die Schätzungen für einen Einzelunternehmer mit der höchsten Rating-Note im Durchschnitt höhere Chancen auf einen langfristigen Kredit als für ähnlich gut „benotete“ Gesellschaften. Die Daten zeigen auch, dass Einzelunternehmer mit mittel-mäßigem *Risiko-Rating* im Durchschnitt eine um 11 % geringere Wahrscheinlichkeit für „Langläufer“ haben als diejenigen mit dem besten Risiko-Rating (Tabelle 1). Selbständige mit als hochriskant eingestuft Projekten haben sogar um 21 % geringere Chancen auf einen langfristigen Kredit.

Die Ergebnisse für das *Bonitäts-Rating* weisen ebenfalls auf eine negative Beziehung zwischen Rating und Laufzeit hin. In der Tat haben die Kredite mit dem niedrigsten Bonitäts-Rating die geringste Wahrscheinlichkeit einer langen Laufzeit – für Einzelunternehmer ist sie um 17% geringer als bei Krediten mit dem besten Rating. Die Wirkung des *Immobilien-Ratings* auf die Fristigkeit ähnelt der des Bonitäts-Ratings. Im Vergleich zu denen mit dem

höchsten Immobilien-Rating haben Kredite mit einer mittleren Note eine um 4% niedrigere Wahrscheinlichkeit für einen langfristigen Kredit. Eine „schwache Absicherung“ eines Darlehens mit Immobilien führt zu kürzeren Laufzeiten. Die Verbundeffekte des Risiko- und Bonitäts-Ratings stehen im Einklang mit der Wirkung der jeweiligen Einzel-Ratings (Tabelle 2). Die Koeffizienten aller kombinierten Rating-Noten sind negativ. Das bestätigt die frühere Schlussfolgerung für Einzelunternehmen: Je schlechter das Rating, desto höher ist die Wahrscheinlichkeit für einen kurzfristigen Kredit.

Anders sieht das Bild für Gesellschaften aus. Neben der im Vergleich zum Einzelunternehmer geringeren Wahrscheinlichkeit eines „Langläufers“ decken die Befunde eine andere Struktur des Zusammenhanges zwischen Rating und Laufzeit auf. Speziell wird für die Gesellschaften keine durchgehend negative Beziehung gefunden. Die geschätzten Koeffizienten reflektieren vielmehr einen nicht-monotonen Zusammenhang. Die Verschlechterung des Risiko-, Bonitäts- und Immobilien-Ratings um eine Stufe – von der höchsten auf die mittlere – erhöht die Wahrscheinlichkeit eines langfristigen Kredits um rund 17%, 20% bzw. 31%. Im Kontrast dazu ist der Übergang in die niedrigste Rating-Stufe mit einer Verkürzung der Laufzeit assoziiert. Kreditnehmer mit dem höchsten Ausfallrisiko haben eine um 18% höhere Wahrscheinlichkeit, einen sogenannten „Kurzläufer“ zu bekommen als diejenigen mit dem geringsten Risiko. Mangelhafte Bonität senkt die Wahrscheinlichkeit eines langfristigen Kredits um rund 8%, ein niedriges Immobilien-Rating bewirkt eine um 24% niedrigere Wahrscheinlichkeit für einen „Langläufer“.

Tabelle 2

### Veränderung der Wahrscheinlichkeiten für einen langfristigen Kredit für verbundene Effekte nach Kundenart

In Prozentpunkten

In der obersten Ratingstufe für Risiko und der mittleren Ratingstufe für Bonität <sup>1</sup>	G	14
	S	5
In der mittleren Ratingstufe für Risiko und Bonität <sup>1</sup>	G	25
	S	-10
In der untersten Ratingstufe für Risiko und Bonität <sup>1</sup>	G	-13
	S	-20
Effekt der Besicherung	G	13
	S	x
Effekt der Dauer der Bank-Kunden-Beziehung	G	< 1
	S	< 1
Effekt der Kredithöhe	G	2
	S	5

G = Gesellschaften; S = Selbständige; x = Koeffizient nicht signifikant.

<sup>1</sup> Jeweils gegenüber den beiden obersten Rating-Stufen für Risiko und Bonität.

Quelle: Berechnungen des DIW Berlin.

DIW Berlin 2007

Die gemeinsamen Effekte des Risiko- und Bonitäts-Ratings gehen konform mit den vorhergesagten Werten für die einzelnen Ratings. Kreditnehmer mit mittlerem Ausfallrisiko und mittlerer Kreditwürdigkeit haben die besten, Gesellschaften mit den schlechtesten Risiko- und Bonitäts-Einstufungen die geringste Wahrscheinlichkeit für einen „Langläufer“. Der Befund für Gesellschaften bestätigt somit die Hypothese von der nicht-monotonen Beziehung zwischen Rating-Noten und Laufzeit. Sowohl für die besten als auch für die schlechtesten Risiken zeigt sich ein Trend zu kurzfristigen Krediten. Mittlere Risiken neigen hingegen eher dazu, sich langfristig zu finanzieren.

Die anderen Einflussgrößen auf die Laufzeit – Sicherheiten, Höhe des Darlehens und die Dauer der Bank-Firmen-Beziehung – spielen zwar eine Rolle, mit Ausnahme der Kreditsicherheiten sind ihre Auswirkungen jedoch überraschend klein. Insbesondere der fast schon vernachlässigbar kleine Einfluss der Dauer der Bank-Firmen-Beziehung auf die Laufzeit des Kredits ist angesichts des Hausbank-Prinzips überraschend.<sup>6</sup>

Diese Schätzergebnisse sind qualitativ vergleichsweise robust. Sie bleiben auch dann weitgehend erhalten, wenn die geschätzten Modelle „kleiner“ sind, d. h. wenn z. B. Kredite an Immobilienfirmen aus dem Sample herausgenommen werden.

## Fazit

Diese Studie untersucht auf der Basis eines großen Samples von anonymisierten Kreditdaten wie sich

bankeninterne Rating-Noten auf die Kreditlaufzeit niederschlagen. Als Einflussgrößen auf die Fristigkeit werden neben den Scores aus drei verschiedenen Rating-Arten, Kreditrisiko-Rating, Bonitäts-Rating und Immobilien-Rating, auch Bestandteile des Kreditvertrags und die Dauer der Bank-Kunden-Beziehung herangezogen. Für Gesellschaften zeigt sich ein nicht-monotoner Zusammenhang. Sowohl die schlechten als auch die guten Risiken unter den Gesellschaften nehmen vorzugsweise „Kurzläufer“, wohingegen die mittleren Risiken eine sehr hohe Wahrscheinlichkeit für „Langläufer“ besitzen. Für Einzelunternehmer zeigen die Ergebnisse einen monotonen Zusammenhang. Tendenziell ziehen hier schlechtere Rating-Noten kürzer laufende Kredite nach sich.

Für beide Unternehmenstypen hat die Note im Bonitäts-Rating die größte Bedeutung. Kredite für Unternehmen mit dem besten Bonitäts-Rating sind tendenziell eher kurzfristig, unabhängig davon, welches Risiko-Rating dieser Kredit aufweist. Diese Tatsache deutet auch darauf hin, dass es keine gegenseitige Kompensierung verschiedener Rating-Arten gibt. Die höchste Wahrscheinlichkeit, einen langfristigen Kredit zu bekommen, haben diejenigen Kreditnehmer, die eine mittlere Kreditwürdigkeit haben und ein mittleres Ausfallrisiko aufweisen.

<sup>6</sup> Ortiz-Molina, H., Penas, M.: Lending to Small Business: The Role of Loan Maturity in Addressing Information Problems. Discussion Paper Nr. 99, Tilburg University 2004, Center for Economic Research finden in ihrer Studie auch keinen Nachweis für den Zusammenhang zwischen Dauer der Bank-Kunden-Beziehung und der Kreditlaufzeit.

JEL Classification:  
C25, D82, G20

Keywords:  
Loan maturity,  
Internal bank ratings,  
Risk of default,  
Creditworthiness

## Aus den Veröffentlichungen des DIW Berlin

Conchita D'Ambrosio, Joachim R. Frick

### **Individual Well-Being in a Dynamic Perspective**

This paper explores the determinants of individual well-being as measured by self-reported levels of satisfaction with income. Making full use of the panel data nature of the German Socio-Economic Panel, we provide empirical evidence for well-being depending on absolute and on relative levels of income in a dynamic framework. This finding holds after controlling for other influential factors in a multivariate setting. The main novelty of the paper is the consideration of dynamic aspects: the individual's own history as well as the relative income performance with respect to the others living in the society under analysis do play a major role in the assessment of well-being.

#### **Discussion Paper No. 673**

March 2007

Sebastian Dullien, Ulrich Fritsche

### **Does the Dispersion of Unit Labor Cost Dynamics in the EMU Imply Long-run Divergence?**

#### **Results from a Comparison with the United States of America and Germany**

Using unit labor cost (ULC) data from Euro area countries as well as US States and German Länder we investigate inflation convergence using different approaches, namely panel unit root tests, co-integration tests and error-correction models. All in all we cannot reject convergence of ULC growth in EMU, however, country-specific deviations from the rest of the currency union are more pronounced in Europe and more persistent. This holds before and after the introduction of the common currency.

#### **Discussion Paper No. 674**

March 2007

Niklas Potrafke

### **Social Expenditures as a Political Cue Ball? OECD Countries under Examination**

This paper examines how policy affects social expenditures. Analyzing an OECD panel from 1980 to 2003, five political variables are tested: Election- and pre-election years, the ideological party composition of the governments, the number of coalition partners and the fact, if the ruling government has a majority in parliament or not (minority government). I find that neither of these variables have an impact on social expenditures using different model setups. The influence of national governments seems to be limited by the globalization, which indeed impairs social expenditures.

#### **Discussion Paper No. 676**

March 2007

Die Volltextversionen der Diskussionspapiere liegen als PDF-Dateien vor und können von den entsprechenden Webseiten des DIW Berlin heruntergeladen werden (<http://www.diw.de/deutsch/produkte/publikationen/index.html>).

The full text versions of the Discussion Papers are available in PDF format and can be downloaded from the DIW Berlin website (<http://www.diw.de/english/produkte/publikationen/index.html>).

## Fünf Fragen an Klaus Zimmermann über die Verwendung der Steuermehreinnahmen

23. März 2007

**Frage:** Herr Zimmermann, die Steuereinnahmen sprudeln, und die Neuverschuldung des Bundes sinkt auf immer neue Tiefstände. Schon haben die Ministerien Extrawünsche in Milliardenhöhe beim Finanzminister angemeldet. Ist das nicht tatsächlich ein günstiger Zeitpunkt, die Budgets anzupassen, um aktuelle Reformvorhaben wie zum Beispiel den Ausbau der Kinderbetreuung durchzuführen?

**Zimmermann:** Das ist das typische Fehlverhalten der Politik. Makroökonomisch verstärkt das den Boom und die Inflationsgefahr. Eine langfristige Wirtschaftsstrategie wird durch Aktionismus abgelöst. So haben wir uns in der Vergangenheit immer wieder in Probleme reingeritten.

**Frage:** Der Finanzminister sollte also unbedingt bei seinem strikten Sparkurs bleiben, obwohl das Maastricht-Kriterium bereits erfüllt ist?

**Zimmermann:** Es kommt nicht darauf an, das Kriterium in einem Jahr zu erfüllen, es muss mittelfristig erfüllt werden. Zudem sieht der Vertrag vor, die öffentlichen Schulden zurückzufahren. Das erscheint jetzt möglich zu sein. Das DIW Berlin hat immer gesagt, dass zur Erfüllung des Vertrages eine mittelfristige Strategie erforderlich ist, die die Wirtschaft zu Krisenzeiten nicht kaputt spart, aber die in guten Zeiten zu einer überproportionalen Sparpolitik zwingt. Gelingt das jetzt nicht, ist das die größte Schädigung des Ansehens des Vertrages. Und die Politik hätte ihre finanzpolitische Verantwortungslosigkeit demonstriert.

**Frage:** Sanieren und investieren – ist das gleichzeitig überhaupt möglich? Wo soll das Geld für Zukunftsinvestitionen denn her kommen, wenn nicht aus den Steuereinnahmen?

**Zimmermann:** Die Steuerquellen müssen erst einmal dauerhaft sprudeln. Der Staatshaushalt muss strukturell saniert werden, da helfen konjunkturbedingte Erfolge nur temporär. Die Prioritäten sind in der Reihenfolge: Erstens: Abbau der Defizite. Zweitens: Rückführung der öffentlichen Verschuldung. Und drittens: Konzentration aller Reserven auf Zukunftsaufgaben wie Infrastruktur, Bildung, Forschung und Familie.

**Frage:** Auch die Bundesagentur für Arbeit erwirtschaftet enorme Überschüsse, während ihre Ausgaben sinken. Sollten also nicht zumindest die Beiträge zur Arbeitslosenversicherung weiter gesenkt werden?

**Zimmermann:** Das ist etwas anderes. In Verbindung mit der Aufgabe unwirksamer Instrumente und der Umsetzung der Ideologie des „Forderns und Förderns“ sollte die Entwicklung der Überschüsse nachhaltig sein. Eine dadurch mögliche weitere Verringerung der Beiträge zur Arbeitslosenversicherung entlastet die Unternehmen und führt zu mehr Nettoeinkommen bei bedürftigen Haushalten. Das stärkt sowohl die Konsumnachfrage wie insbesondere die Arbeitsnachfrage der Unternehmen. Mehr Beschäftigung wiederum ist die beste Garantie für eine weitere Kräftigung der Konsumneigung.

**Frage:** Deutschlands Arbeitnehmer haben jahrelang auf Einkommenszuwächse verzichtet. In welchen Branchen sehen Sie jetzt im Aufschwung Spielraum für Lohnerhöhungen, und in welcher Höhe?

**Zimmermann:** Für Personalaufwendungen im öffentlichen Bereich besteht weiter kein Spielraum. Es muss nicht nur grundsätzlich gespart werden, sondern wir brauchen auch eine Restrukturierung in den öffentlichen Haushalten hin zu Zukunftsaufgaben. Die Arbeitnehmer in der Privatwirtschaft können durch Einmalzahlungen dort beteiligt werden, wo es brummt. Das ist insbesondere bei den exportorientierten Branchen der Fall, etwa bei Metall, Chemie, Elektrotechnik. Aber auch hier müssen langfristig sinnvolle Lösungen gefunden werden. Eine generelle Lohnzurückhaltung bleibt angebracht. Erst wenn sich das Wirtschaftswachstum dauerhaft deutlich verbessert, kann auch das Lohnwachstum zunehmen.

Prof. Dr. Klaus F. Zimmermann ist Präsident des DIW Berlin und Direktor des Instituts zur Zukunft der Arbeit in Bonn



## Reform der Gemeinschaftsdiagnose

2. März 2007

Die Gemeinschaftsdiagnose wird ab Herbst 2007 europaweit ausgeschrieben, teilte das Wirtschaftsministerium nach einer Sitzung mit den Präsidenten der Wirtschaftsforschungsinstitute in der vergangenen Woche mit. Als Kriterien für die Teilnahme an der Ausschreibung wurden Unabhängigkeit und ausgewiesene wissenschaftliche Exzellenz in der Konjunkturforschung vereinbart. Weitere Ausschreibungsbedingung ist die Abgabe eines Komplettangebotes für die gesamte Bandbreite der Gemeinschaftsdiagnose. Die Gutachten sind weiterhin in deutscher Sprache vorzulegen.

Insgesamt wird die Zahl der beteiligten Institute von momentan sechs auf weniger als fünf reduziert. Der Auftrag für die Gemeinschaftsdiagnose wird zukünftig für drei Jahre vergeben. Jeweils im Frühjahr wird zusätzlich eine Mittelfristprojektion erstellt. Darüber hinaus nimmt zukünftig auch ein Vertreter des Bundeswirtschaftsministeriums als stiller Beobachter teil.

Das DIW Berlin begrüßt die Entscheidung des Wirtschaftsministeriums ausdrücklich, mehr Wettbewerb zuzulassen. Dennoch wird der Bewerberkreis auch zukünftig klein sein, da alle Kriterien in Deutschland nur von den Leibniz-Instituten erfüllt werden. Allerdings könnten auch mehrere ausländische Institute, beispielsweise aus Holland, Österreich oder der Schweiz ein Angebot abgeben.

Die Konjunkturabteilung des DIW Berlin besitzt sehr große Erfolgchancen, auch zukünftig an der Gemeinschaftsdiagnose beteiligt zu sein, da sie vor allem mit dem Einsatz fortgeschrittener quantitativer Methoden und der Betonung neukeynesianischer Erklärungsmuster ein Alleinstellungsmerkmal gegenüber den Konkurrenten besitzt. Die Wissenschaftler und Wissenschaftlerinnen der Abteilung sind darüber hinaus überwiegend promoviert oder sogar habilitiert. Die langjährigen Erfahrungen der Wissenschaftler mit der Konjunkturanalyse und ihren Methoden sind durch zahlreiche wissenschaftliche Publikationen belegt. Damit verfügt die Konjunkturabteilung des DIW Berlin über eine wissenschaftlich sehr starke Mannschaft, die hervorragend auf den nationalen wie internationalen Wettbewerb vorbereitet ist.

# Vorläufiges Programm der 70. Wissenschaftlichen ARGE-Tagung

Preliminary Program of the 70th Annual ARGE Meeting

## „Energimärkte – Investieren, Konkurrieren, Regulieren“

19. April 2007/April 19, 2007

dbb forum berlin Friedrichstr. 169–170/Ecke Französische Strasse, 10117 Berlin

- 09:15 Begrüßung/Welcoming Speech: Klaus F. Zimmermann
- 09:20 Grußwort: Walter Otremba
- 09:40 Einführung: Wolfgang Franz
- 09:55 Carl-Christian von Weizsäcker – **Keynote Speech „Investitionen in Energimärkten“**
- 10:35 Diskussion/Discussion
- 11:00 Pause/Coffee Break  
Forum I – Moderation: Klaus F. Zimmermann
- 11:20 Referat 1/Lecture 1 – Tim Hoffmann: **„Alternative Strategies for Promoting Renewable Energy in EU Electricity Markets“**
- 11:40 Korreferat 1/Comment 1 – Christian von Hirschhausen
- 11:50 Diskussion/Discussion
- 12:00 Referat 2/Lecture 2 – Gernot Klepper: **„Biokraftstoffe als klimapolitische Strategie“**
- 12:20 Korreferat 2/Comment 2 – NN
- 12:30 Diskussion/Discussion
- 12:40 Mittags-Büffet/Lunch Buffet
- 13:00 nicht öffentlich/closed to the Public: Mitgliederversammlung der ARGE/Meeting for the Members of ARGE
- 13:45 Forum II – Moderation: NN  
Jean Michel Glachant – **Keynote Speech „Having a vibrant European Market and Industry or a bunch of Energy National Champions?“**
- 14:25 Diskussion/Discussion
- 14:45 Referat 3/Lecture 3 – Hans-Dieter Karl: **„Investitionen der deutschen Energiewirtschaft“**
- 15:05 Korreferat 3/Comment 3 – Ingo Ellersdorfer
- 15:15 Diskussion/Discussion
- 15:25 Referat 4/Lecture 4 – Reinhard Madlener: **„Innovation, Competition, and Asymmetric Strategic Investment Behavior in Network Industries“**
- 15:45 Korreferat 4/Comment 4 – Till Requate
- 15:55 Diskussion/Discussion
- 16:05 Referat 5/Lecture 5 – Franziska Holz und Claudia Kemfert: **„A Strategic Model of European Natural Gas Supply (GASMOD), How Dominant is Russia?“**
- 16:25 Korreferat 5/Comment 5 – Ulf Moslener
- 16:35 Diskussion/Discussion
- 16:45 Pause/Coffee Break
- 17:15 **Podiumsdiskussion/Panel Discussion: Fossile Energieträger im Spannungsfeld zwischen Versorgungssicherheit und Umweltschutz**  
Moderation: Wolfgang Franz, Teilnehmer/Participants: Enno Harks, Johannes Lambertz, Tim Maxian Rusche, Christoph M. Schmidt, Alfred Voss (angefragt)
- 18:15 **Schlusswort und Ende der Tagung/Closing Words at the Conclusion of the Conference**

Die Teilnahme an der 70. Wissenschaftlichen ARGE-Tagung ist kostenlos.  
Anmeldungen erbeten an: [arge@diw.de](mailto:arge@diw.de) oder [rmesser@diw.de](mailto:rmesser@diw.de)



## Nachrichten aus dem DIW Berlin

### Berlin Lunchtime Meeting am 28. Februar 2007

„Gesundheitsreform: die eigenen Ziele klar verfehlt!“ – mit diesem deutlichen Statement begann Prof. Dr. Friedrich Breyer, ein national und international anerkannter Gesundheitsökonom, seinen kritischen Vortrag über die Gesundheitsreform der Bundesregierung. Die Mängel sieht er vor allem im Gesundheitsfond, aber auch im fehlenden Wettbewerb innerhalb der gesetzlichen Krankenversicherungen sowie zwischen gesetzlichen und privaten Krankenkassen.

Jens Spahn, Mitglied des Deutschen Bundestages und Obmann der CDU/CSU-Bundestagsfraktion im Gesundheitsausschuss, verwies auf die Leitlinien des Wissenschaftlichen Beirats, die den Wettbewerb innerhalb des Systems der gesetzlichen Krankenkassen stärken. Die Gesundheitsreform löse zwar nicht alle Probleme im Gesundheitswesen auf einmal, sei aber ein Schritt in die richtige Richtung. Vor allem die Finanzierung – über Beiträge, Steuern, Prämien oder die Ausgrenzung von Leistungen – müsse längerfristig geklärt werden. Jens Spahn sieht dabei nicht die Demografie, wie Friedrich Breyer, sondern den medizinisch-technischen Fortschritt als besonderen Kostenfaktor.

Prof. Dr. Georg Meran, Vize-Präsident des DIW Berlin, moderierte die Veranstaltung und eröffnete die spannende Diskussion. So wurde zum Beispiel darauf hingewiesen, dass neben Demografie und medizinischem Fortschritt das Verhalten der Bevölkerung eine Rolle bei den Gesundheitskosten spiele. Medizinisch-technischer Fortschritt sei dagegen nicht nur kostenintensiv, sondern habe auch kostensenkende Effekte. Ein weiterer Diskussionspunkt waren die durch die Gesundheitsreform nicht reduzierten Bürokratiekosten sowie die stärkere Politisierung im Gesundheitsbereich: Gegenwärtig legen die Kassen die Beiträge fest, während dies zukünftig Aufgabe der Bundesregierung wäre.

Die rege Diskussionsrunde zeigte deutlich, wie viele Fragen noch offen sind. Um ein leistungsfähiges, solidarisches und demografiefestes Gesundheitssystem zu schaffen und nachhaltig zu finanzieren, besteht trotz Gesundheitsreform nach wie vor Handlungsbedarf.

Das Berlin Lunchtime Meeting ist eine gemeinsame Veranstaltung von DIW Berlin, IZA und CEPR, mit freundlicher Unterstützung der Deutsch-Britischen Stiftung.

### Ausschuss für Industrieökonomik des Vereins für Socialpolitik

Rundum zufrieden waren die über 40 Teilnehmer des Ausschusses für Industrieökonomik des Vereins für Socialpolitik am 12. und 13. März 2007 mit ihrer turnusmäßigen Sitzung im DIW Berlin. Unter der Leitung von Prof. Dr. Dietmar Harhoff, Vorsitzender des Ausschusses, wurde ein umfangreiches und spannendes Programm abgearbeitet.

Präsident und Vizepräsident des DIW Berlin, Prof. Zimmermann und Prof. Meran, hatten die Mitglieder des Ausschusses begrüßt und betont, dass sich das DIW Berlin sehr freut, dass die Tagung bei sich im Hause stattfindet. Die Themen der Sitzung reichten vom Wettbewerb im Bahnverkehr über effiziente Elektrizitätsportfolios bis hin zur Preisfindung in Medienmärkten.

### Prof. Dr. Claudia Kemfert in den Nachhaltigkeitsbeirat des Landes Brandenburg und in die Wissenschaftliche Kommission Niedersachsen berufen

20. März 2007: Prof. Dr. Claudia Kemfert wurde vom Land Brandenburg in den Nachhaltigkeitsbeirat berufen. Der Beirat soll bei der Ausarbeitung des Entwurfs der Landesstrategie sowie von Grundsätzen und Indikatoren der Nachhaltigkeit und des Ressourcenschutzes beratend tätig sein. Die Berufenungsperiode reicht bis zum Frühherbst 2009.

Außerdem wurde Claudia Kemfert in die wissenschaftliche Kommission Niedersachsen berufen. Die Wissenschaftliche Kommission Niedersachsen (WKN) ist ein unabhängiges Expertengremium, das die niedersächsische Landesregierung und die landesfinanzierten Wissenschaftseinrichtungen in Fragen der Wissenschafts- und Forschungspolitik berät.

#### Impressum

DIW Berlin  
Königin-Luise-Str. 5  
14195 Berlin

#### Herausgeber

Prof. Dr. Klaus F. Zimmermann (Präsident)  
Prof. Dr. Georg Meran (Vizepräsident)  
Prof. Dr. Tilman Brück  
Dörte Höppner  
Prof. Dr. Claudia Kemfert  
Prof. Dr. Viktor Steiner  
Prof. Dr. Alfred Steinherr  
Prof. Dr. Gert G. Wagner  
Prof. Dr. Axel Werwatz, Ph. D.  
Prof. Dr. Christian Wey

#### Redaktion

Kurt Geppert  
PD Dr. Elke Holst  
Manfred Schmidt  
Dr. Mechthild Schrooten

#### Pressestelle

Renate Bogdanovic  
Tel. +49 – 30 – 89789–249  
presse@diw.de

#### Vertrieb

DIW Berlin Leserservice  
Postfach 7477649  
Offenburg  
leserservice@diw.de  
Tel. 01 805–19 88 88, 14 Cent./min.

Reklamationen können nur innerhalb von vier Wochen nach Erscheinen des Wochenberichts angenommen werden; danach wird der Heftpreis berechnet.

#### Bezugspreis

Jahrgang Euro 180,–  
Einzelheft Euro 7,– (jeweils inkl. Mehrwertsteuer und Versandkosten)  
Abbestellungen von Abonnements spätestens 6 Wochen vor Jahresende

ISSN 0012-1304

Bestellung unter [leserservice@diw.de](mailto:leserservice@diw.de)

#### Konzept und Gestaltung

kognito, Berlin

#### Satz

eScriptum, Berlin

#### Druck

Walter Grützmaker GmbH & Co. KG, Berlin

Nachdruck und sonstige Verbreitung – auch auszugsweise – nur mit Quellenangabe und unter Zusendung eines Belegexemplars an die Stabsabteilung Information und Organisation des DIW Berlin ([Kundenservice@diw.de](mailto:Kundenservice@diw.de)) zulässig.