

## ANALYSEN ZU AUSGEWÄHLTEN THEMEN

### I. Der empirische Zusammenhang zwischen Geldmengenentwicklung und Preisniveaumentwicklung

385. Der Erfolg einer stabilitätsorientierten Geldpolitik, die sich an der Geldmenge als Zwischenziel ausrichtet, hängt unter anderem davon ab, dass ein enger Zusammenhang zwischen Geldmengenentwicklung und Preisniveaumentwicklung besteht und dieser Zusammenhang langfristig stabil ist: Vorübergehende Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht können durchaus in Kauf genommen werden, sofern es eine klare Tendenz gibt, dass sich diese im Zeitablauf zurückbilden. Der Frage, ob eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung zwischen der Geldmenge und dem Preisniveau existiert, wird hier im Rahmen der Spezifikation einer Geldnachfragefunktion nachgegangen.

Darüber hinaus ist von großer Bedeutung, mit welcher Geschwindigkeit eine an der Geldmengenentwicklung gemessene expansive Politik zu Erhöhungen des Preisniveaus führt. Es geht um die Frage, wie lang der Vorlauf der Geldmengenentwicklung gegenüber der Preisniveaumentwicklung ist. Diese Fragestellung wird hier mit Hilfe sogenannter Impulsantwortfolgen analysiert.

386. Da der Beobachtungszeitraum für eine empirische Untersuchung dieser Zusammenhänge in der Europäischen Währungsunion zu kurz ist, wird hier eine Analyse auf Basis von Daten vor der Einführung der gemeinsamen europäischen Währung vorgenommen. Wegen der Heterogenität der Daten und der damit verbundenen Aggregationsprobleme erscheint es sinnvoll, eine solche Analyse auf Basis von Daten einzelner Länder durchzuführen, anstatt wie in einigen Studien mit aggregierten Daten des Euro-Raums zu arbeiten.

387. Die Untersuchung bezieht sich auf Deutschland und umfasst den Zeitraum vom ersten Quartal 1975, dem Beginn der Geldmengensteuerung durch die Deutsche Bundesbank, bis zum vierten Quartal 1998, dem letzten Quartal vor der Einführung des Euro. Die Auswahl der Variablen folgt dem in der internationalen Literatur zur Geldnachfrage verbreiteten Standard: Als Geldmengenvariable ( $m3$ ) wird die nominale Geldmenge M3 gewählt, als Outputvariable ( $y$ ) das reale Bruttoinlandsprodukt und als Preisvariable ( $p$ ) der Deflator des Bruttoinlandsprodukts. Alle drei Größen sind logarithmiert, eine Saisonbereinigung wird nicht vorgenommen. Ab dem Beginn der deutschen Währungsunion im dritten Quartal 1990 werden gesamtdeutsche Daten benutzt, für den Zeitraum davor westdeutsche. Die Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere als langfristiger Zinssatz ( $z_l$ ) zur Modellierung der Opportunitätskosten der Geldhaltung wird nicht logarithmiert. Auf die Aufnahme eines kurzfristigen Zinssatzes zur Berücksichtigung der Eigenverzinsung der Geldhaltung wird verzichtet; dieser Zins steht gemäß der Erwartungstheorie der Zinsstruktur in einer Kointegrationsbeziehung mit dem langfristigen Zins. Der Zins für Dreimonatsgeld leistet bereits in einem einfachen Regressionsmodell keinen signifikanten Erklärungsbeitrag.

Zunächst müssen die Variablen auf ihren Integrationsgrad hin untersucht werden, das heißt darauf, ob sie sogenannte stochastische Trends enthalten. Da die Güte entsprechender Tests von der Länge des betrachteten Zeitraums abhängt, werden hier die Zeitreihen über den Bruch hinweg analysiert, der sich aus der deutschen Währungsunion ergibt. Modifizierte Tests auf Nichtstationarität, die diesem Strukturbruch Rechnung tragen, zeigen, dass die Logarithmen der Geldmenge, des Bruttoinlandsprodukts und des Preisniveaus stochastische Trends aufweisen und sich daher die Schätzung der Geldnachfragefunktion durch eine einfache Regressionsgleichung in den Niveaus verbietet. Bei den Zinsen, für die kein Strukturbruch durch die Währungsunion zu diagnostizieren ist, stellt sich mittels eines Tests auf Nichtstationarität ebenfalls heraus, dass die Zeitreihe einen stochastischen Trend enthält. Die ersten Differenzen aller Variablen sind jedoch stationär, das heißt, sie weisen keinen Trend mehr auf. Die verwendeten Zeitreihen können somit als integriert vom Grade eins betrachtet werden.

388. Im Rahmen einer Kointegrationsanalyse kann anschließend untersucht werden, ob die Zeitreihen möglicherweise gemeinsame stochastische Trends aufweisen, mit anderen Worten: ob sie durch eine oder mehrere langfristige Gleichgewichtsbeziehungen miteinander verbunden sind. Dazu werden die vier Variablen zunächst zu einem vektorautoregressiven System zusammengefasst. Die Anzahl der in diesem System berücksichtigten Verzögerungen der Variablen wird mit vier so festgelegt, dass die Residuen den Anforderungen „weißen Rauschens“ genügen, das heißt, keine systematischen Informationen mehr beinhalten. Mit Hilfe des Johansen-Tests wird geprüft, wie viele Kointegrationsbeziehungen zwischen den Variablen bestehen, also wie viele Langfristbeziehungen existieren. Hierbei wird die Niveauverschiebung in der langfristigen Beziehung ab dem Zeitpunkt der deutschen Währungsunion durch die Hinzunahme einer Dummyvariablen ( $S90q3$ ) aufgefangen, die ab dem dritten Quartal 1990 den Wert eins und davor den Wert null annimmt. Darüber hinaus wird eine Impulsdummyvariable ( $I90q3$ ) in das Modell aufgenommen. Sie ergibt sich als erste Differenz der Stufendummy  $S90q3$  und nimmt nur im dritten Quartal 1990 den Wert eins an. Saisonschwankungen werden über zentrierte Saisondummys aufgefangen. Die Testergebnisse sprechen sehr deutlich dafür, dass genau eine Kointegrationsbeziehung zwischen den vier Zeitreihen besteht (Tabelle 52). Diese kann als langfristige Geldnachfragefunktion aufgefasst und in einem nächsten Schritt in einem Einzelgleichungsansatz geschätzt werden.

389. Ausgehend von einem Fehlerkorrekturmodell, in dem die verzögerten Differenzen zunächst bis zur Ordnung drei berücksichtigt und dann sukzessive jene weggelassen werden, die den geringsten Erklärungsbeitrag liefern, so lange bis alle verbleibenden Variablen signifikant sind, gelangt man durch Umformungen zu der folgenden langfristigen Geldnachfragefunktion (Tabelle 53, Seite 313):

$$m_t = 1,04 p_t + 1,46 y_t - 1,45 z_t - 0,08 S90q3_t + ec1_t .$$

Tabelle 52

Kointegrationstest nach Johansen<sup>1)</sup>

Null-hypothese <sup>2)</sup>	Alternativ-hypothese <sup>2)</sup>	Trace-Teststatistik	95% kritischer Wert		99% kritischer Wert
			ohne	mit <sup>3)</sup>	
			Berücksichtigung der Stufendummy-Variablen		
r = 0	r > 1	76,0 **	47,2	55,6	63,7
r = 1	r ≥ 2	29,7	29,7	35,5	41,6
r = 2	r ≥ 3	11,6	15,4	19,6	24,8
r = 3	r = 4	4,0	3,8	6,0	9,1

1) Auf der Basis der Variablen: Geldmenge M3, Bruttoinlandsprodukt in Preisen von 1991 (nach ESVG 1979), Deflator des Bruttoinlandsprodukts und Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere mit einer mittleren Restlaufzeit von mehr als drei Jahren.

2) r ist die Anzahl der Kointegrationsbeziehungen.

3) Die kritischen Werte mit Berücksichtigung der Stufendummy-Variablen wurden mit dem Programm DisCo ermittelt.

\*\* Signifikant auf dem 1%-Niveau.

Von besonderem Interesse ist der Koeffizient vor  $p_t$ , die Preiselastizität der Geldnachfrage. Die Nullhypothese, dass der Koeffizient nur zufällig von eins verschieden ist, kann mit einem entsprechenden  $F$ -Test auf einem Signifikanzniveau von 5 % nicht verworfen werden. Langfristig kann also von Preishomogenität ausgegangen werden. Eine erneute Schätzung der langfristigen Geldnachfrage, die diese Restriktion berücksichtigt, kommt zu einer sehr ähnlichen langfristigen Geldnachfragefunktion:

$$m_t - p_t = 1,52 y_t - 1,46 z_t - 0,09 S90q3_t + ec2_t .$$

Die entsprechenden Tests deuten weder auf Autokorrelation noch auf bedingte Heteroskedastizität in den Residuen hin. Die Einkommens- und die Zinselastizität haben beide das erwartete Vorzeichen: Ein Anstieg der langfristigen Zinsen erhöht die Opportunitätskosten der Geldhaltung und wirkt somit negativ auf die Geldnachfrage. Ein Anstieg des realen Einkommens führt zu einer erhöhten Geldnachfrage. Dabei ist die Einkommenselastizität der Geldnachfrage signifikant größer als eins, dies kann dahingehend gedeutet werden, dass das in diesem Ansatz nicht berücksichtigte Vermögen ebenfalls positiv mit der Geldnachfrage korreliert und die Einkommensvariable diesen Effekt mit auffangen muss.

Die vollständige dynamische Geldnachfragefunktion hat dann unter Weglassung der Saisondummys folgende Form:

$$\Delta m3_t = -0,95 - 0,13 ec2_{t-1} + 0,24 \Delta m3_{t-1} - 0,16 \Delta y_{t-1} - 0,50 \Delta z_{t-2} + 0,11 I90q3_t + \hat{e}_t .$$

Das negative Vorzeichen vor dem Fehlerkorrekturterm,  $ec2_{t-1}$ , entspricht der Theorie: Sollte in einer Periode die tatsächlich realisierte Geldmenge größer sein als die nach der langfristigen Geldnachfragefunktion gewünschte, so sinkt in der nächsten Periode die Geldnachfrage. Der Koeffizient ist mit einem absoluten  $t$ -Wert von 5,21 signifikant negativ. Die hier gefundene Geldnachfragefunktion kann als stabil betrachtet werden: Keine der Hansen-Teststatistiken auf Instabilität der Regressionsparameter überschreitet den kritischen Wert des 5 %-Signifikanzniveaus (Tabelle 54, Seite 314), und auch andere Tests deuten keine Instabilitäten an.

Tabelle 53

**Regressionsergebnisse für die  
Geldnachfragefunktion,  
abhängige Variable:  $m3_t$**

Erklärende Variable	Unrestringierte	Restringierte
	Schätzung <sup>1)</sup>	
Konstante	-0,960 (3,5)	-0,951 (3,6)
$m3_{t-1}$	-0,142 (3,5)	X X
$p_{t-1}$	0,147 (2,5)	X X
$m3_{t-1} \cdot p_{t-1}$	X X	-0,137 (4,3)
$y_{t-1}$	0,207 (3,8)	0,207 (3,8)
$zI_{t-1}$	-0,205 (2,7)	-0,199 (3,0)
$S90q3_{t-1}$	-0,012 (1,7)	-0,012 (2,0)
$I90q3_t$	0,121 (14,2)	0,123 (15,0)
$?m3_{t-1}$	0,240 (3,5)	0,239 (3,5)
$?y_{t-1}$	-0,158 (2,7)	-0,160 (2,7)
$?zI_{t-2}$	-0,484 (2,3)	-0,501 (2,7)
$S2_t$	-0,019 (3,0)	-0,200 (3,4)
$S3_t$	0,005 (1,0)	0,004 (1,0)
$S4_t$	0,011 (3,5)	0,011 (3,7)
$LM(1)^a$	0,04 (0,84)	0,02 (0,87)
$LM(4)^a$	0,37 (0,83)	0,39 (0,82)
$LM(8)^a$	0,84 (0,57)	0,86 (0,55)
$ARCH(1)^b$	0,02 (0,89)	0,03 (0,87)
$ARCH(2)^b$	0,02 (0,98)	0,02 (0,98)
$ARCH(4)^b$	1,99 (0,10)	2,00 (0,10)
$JB^c$	5,54 (0,06)	5,74 (0,06)
$R^2$	0,85	0,85

1) In Klammern: Absolute t-Werte.

a) LM-Teststatistik auf Autokorrelation der Residuen der Ordnung 1, 4 bzw. 8 (in Klammern: Signifikanzniveau).

b) Test auf ARCH-Effekte der Ordnung 1, 2 bzw. 4

Tabelle 54

**Stabilitätstests der Geldnachfrage**

Regressor	Teststatistik <sup>1)</sup>
Konstante	0,035
$ec2_{t-1}$	0,034
$?m3_{t-1}$	0,385(*)
$?y_{t-1}$	0,201
$?zl_{t-2}$	0,141

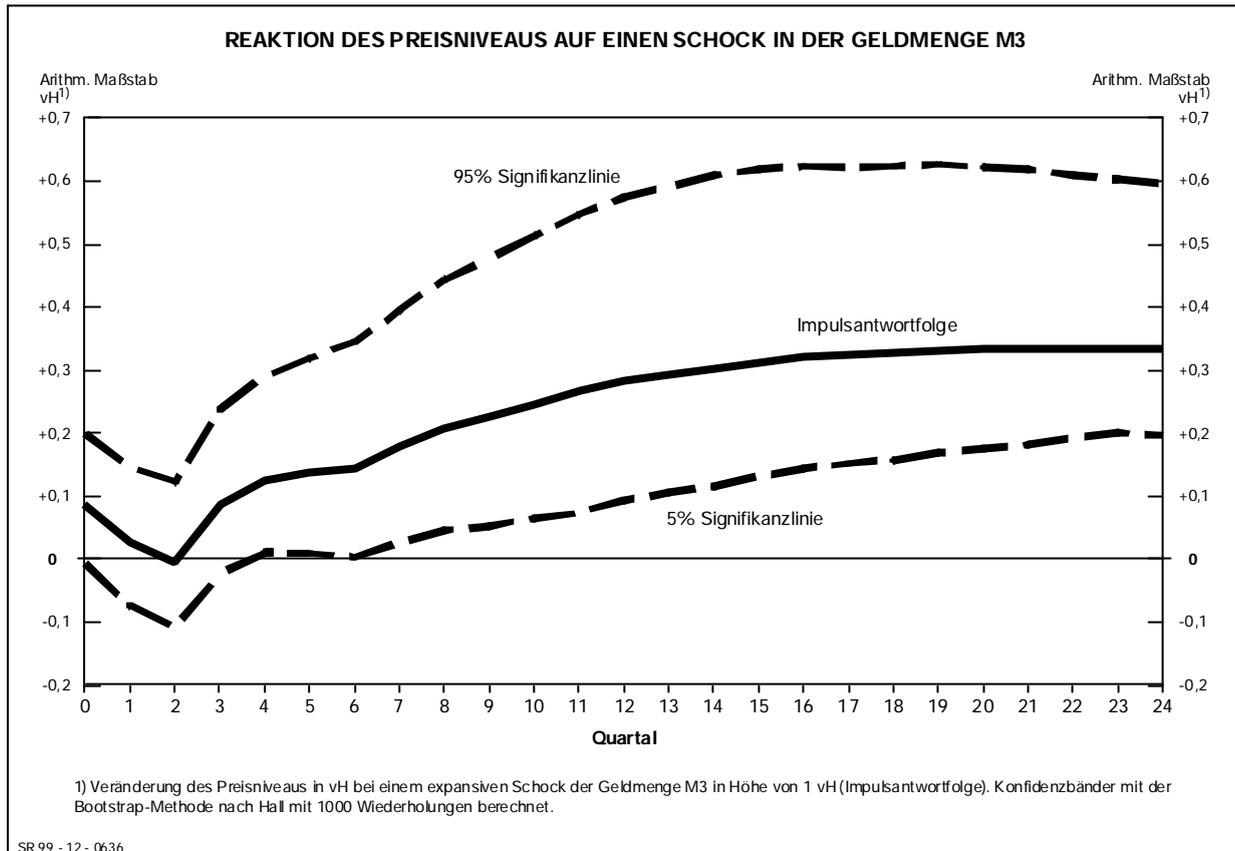
1) Hansen-Test auf Stabilität der Regressionskoeffizienten. Die kritischen Werte lauten: 0,348 (10%), 0,462 (5%) und 0,734 (1%).

(\*) Signifikant auf dem 10%-Niveau.

390. Um zu prüfen, mit welcher Geschwindigkeit sich monetäre Impulse auf die Preisentwicklung auswirken, reicht es nicht aus, den langfristigen Zusammenhang zwischen Geldmenge und Preisen zu betrachten; es muss auch die Kurzfristedynamik der Geldnachfragefunktion ins Bild genommen werden. Da wegen der vielfältigen Interaktionen zwischen den Parametern der Langfristbeziehung und denen der kurzfristigen Dynamik diese kaum einer inhaltlichen Interpretation zugänglich sind, ist es hilfreich, sogenannte Impulsantwortfolgen zu berechnen. Diese geben an, wie ein Schock in einer Variablen des Modells sich im Zeitablauf auf die anderen Variablen auswirkt.

Das Modell wird dazu erneut mit einer Lag-Ordnung von vier und unter Berücksichtigung einer Kointegrationsbeziehung geschätzt. Mit dem Johansen-Ansatz werden diesmal sämtliche langfristigen und kurzfristigen Parameter des Modells simultan ermittelt, und aus diesen werden dann die Impulsantwortfolgen berechnet. Um einen Eindruck von der Schätzvarianz zu erhalten, wurden Konfidenzbänder mit der Bootstrap-Methode nach Hall ermittelt. Die Konfidenzbänder grenzen den Bereich ab, in dem sich die Impulsantwortfolge mit einer Wahrscheinlichkeit von 90 % bewegt (Schaubild 26). Die sehr weiten Konfidenzbänder machen deutlich, dass ein genaues Verfolgen der Auswirkungen monetärer Impulse nicht möglich ist und die Ergebnisse mit großer Vorsicht zu interpretieren sind. Folgendes Muster ist aber zu erkennen: Ein einmaliger expansiver Schock in der Geldmenge M3 in Höhe von 1 vH beginnt erst nach etwa drei Quartalen, sich deutlicher auf die Preisentwicklung auszuwirken. Ein Großteil der Anpassungslast ist nach zehn bis zwölf Quartalen abgebaut, nach rund 16 Quartalen ist der Schock nahezu vollständig absorbiert. Dabei kehrt das Preisniveau allerdings nicht zu seinem alten Wert zurück, sondern verharrt dauerhaft auf einem signifikant höheren Niveau. Dies liegt daran, dass wegen der zahlreichen Interdependenzen zwischen den Variablen in diesem Modell ein einmaliger Schock in der Geldmenge zu einer dauerhaften Erhöhung der Geldmenge führt - auch sie kehrt nicht zu ihrem Ausgangsniveau zurück.

Schaubild 26



391. Insgesamt sprechen die hier berechneten Ergebnisse für einen stabilen langfristigen Zusammenhang zwischen der Entwicklung der Geldmenge M3 und der Entwicklung des Preisniveaus in Deutschland für den Zeitraum von Mitte der siebziger Jahre bis zum Beginn der Europäischen Währungsunion. Der Zeitraum, bis ein Schock in der Geldmenge in den Preisen seinen vollen Niederschlag gefunden hat, ist allerdings sehr lang und die zeitliche Verteilung der Preissteigerungen ist mit großer Unsicherheit behaftet. Beide Ergebnisse stehen im Einklang mit anderen Untersuchungen zur Stabilität der deutschen Geldnachfrage beziehungsweise zum Zusammenhang zwischen Geldmenge und Preisen. Ein im Großen und Ganzen ähnliches Bild zeigen sowohl Studien zu anderen einzelnen Ländern des Euro-Raums als auch solche, die mit aggregierten Daten für den gesamten Euro-Raum arbeiten. In Einzelfällen scheint es allerdings schwer zu sein, eine stabile Geldnachfragefunktion zu finden, so zum Beispiel für Finnland und für Spanien.

392. Unter der Annahme, dass sich die grundlegenden monetären Zusammenhänge durch die Europäische Währungsunion nicht geändert haben und sich in den europäischen Variablen ähnlich spiegeln wie in den deutschen Größen, sagen unsere Ergebnisse, dass die Geldmengenentwicklung weiterhin ein guter Indikator für die Preisniveaumentwicklung ist und damit als Zwischenziel der Geldpolitik dienen kann. Als weitere Konsequenz ergibt sich, dass erhebliche und dauerhafte Abweichungen der Geldmengenentwicklung vom Referenzwert weiterhin als ein entscheidendes Kriterium zur Feststellung einer geldpolitischen Fehlentwicklung anzusehen sind. Wegen der sehr langen Wirkungsverzögerungen einer Geldmengenexpansion darf daher ein aktuell geringer Preisniveaustieg nicht so gedeutet werden, als gäbe es für eine expansive Geldpolitik problemlos einen großen Spielraum.

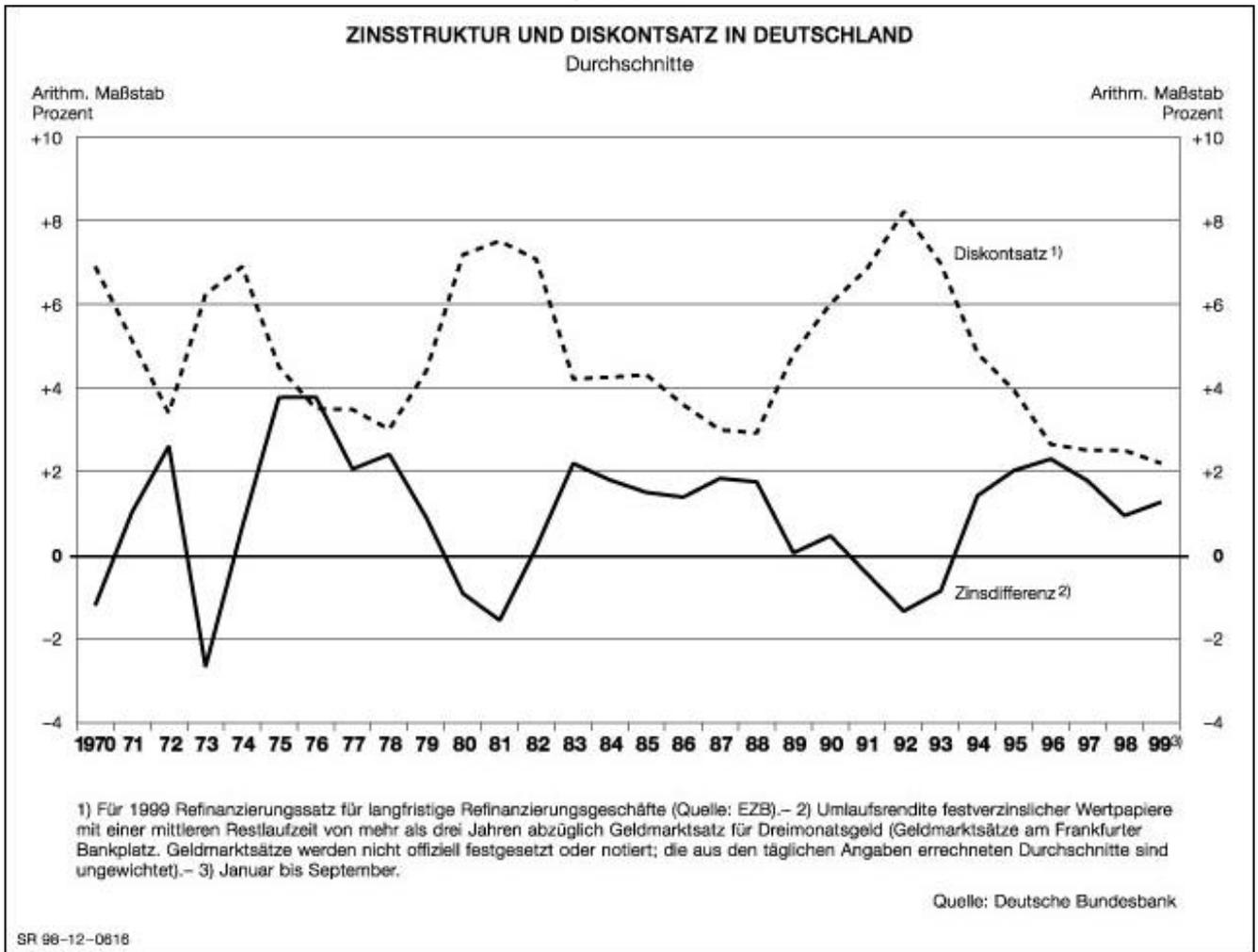
## **II. Zur Aussagefähigkeit der Zinsstruktur**

393. Unter der Zinsstruktur wird die zu einem Zeitpunkt gegebene Struktur der nominalen Zinssätze für verschiedene Laufzeiten verstanden, häufig verkürzt dargestellt durch die Differenz zwischen einem langfristigen und einem kurzfristigen Zinssatz. Vielfach orientieren sich Einschätzungen der Geldpolitik an diesem Indikator. So wurde etwa die diesjährige Geldpolitik der Europäischen Zentralbank aufgrund einer flachen Zinsstrukturkurve im Euro-Raum in den ersten Monaten dieses Jahres von manchen als zu restriktiv beurteilt. Dies wirft die Frage nach der Eignung der Zinsstruktur als geldpolitische Indikatorvariable auf.
394. Eine gängige Anforderung an eine geldpolitische Indikatorvariable ist (neben der zeitnahen Datenverfügbarkeit), dass ein enger Zusammenhang mit der geldpolitischen Instrumentenvariablen, dem Zinssatz für Zentralbankgeld, gegeben sein muss: Wenn die Zentralbank mittels ihrer Zinspolitik einen restriktiven oder einen expansiven Kurs einschlägt, dann soll der geldpolitische Indikator dies ohne große Zeitverzögerung anzeigen. Bei der Zinsdifferenz ist dies im Wesentlichen gegeben.

Für die Geldpolitik der Deutschen Bundesbank galt beispielsweise, dass stark ausgeprägte expansive oder restriktive Phasen durch die Zinsdifferenz zuverlässig abgebildet wurden. Jeder starke Anstieg der Zentralbankzinsen in der Vergangenheit (etwa in den Jahren 1973, 1980/81 und 1992) führte zu einer vergleichsweise niedrigen oder sogar negativen Zinsdifferenz (Schaubild 27). Umgekehrt drückten sich alle deutlichen Leitzinssenkungen (1972, 1974/75, 1987) in einer ausgeprägt positiven Zinsdifferenz aus.

395. Die Aussagefähigkeit der Zinsstruktur wird dadurch eingeschränkt, dass Änderungen der langfristigen Zinssätze die Veränderungen der Notenbankzinsen in ihrer Wirkung auf die Zinsdifferenz überlagern können. Dies liegt daran, dass mit der zunehmenden internationalen Verflechtung der Kapitalmärkte die langfristigen Zinssätze immer stärker durch ausländische Zinssätze und durch Wechselkursänderungserwartungen geprägt werden. Wie gerade in den letzten Jahren

Schaubild 27



zu beobachten war, haben Änderungen der Bonitätseinschätzung und der daraus resultierenden Risikoprämien ebenfalls großen Einfluss auf die Zinsen. Daneben muss ein geldpolitischer Indikator auch einen engen Zusammenhang mit der künftigen Entwicklung der Inflationsrate aufweisen. Theoretisch ließe sich dies bei der Zinsstruktur durch die Bedeutung der Zinsen im geldpolitischen Transmissionsprozess oder durch den Informationsgehalt der Zinsen über die Inflationserwartungen der Finanzmarktteilnehmer begründen.

396. Eine einfache Regression auf Basis monatlicher Daten für Deutschland ergibt, dass allein durch die Zinsdifferenz zurückliegender Monate die Veränderung der Inflationsrate insgesamt nur schlecht abgebildet wird (Tabelle 55). Die Ergebnisse zeigen, dass die Zinsdifferenz einen nur kleinen Erklärungsbeitrag für die zukünftige Entwicklung der Inflationsrate liefert, auch wenn dieser statistisch signifikant ist. Zwar ist dieser Zusammenhang in den neunziger Jahren etwas stärker geworden, die schlechten Werte des multiplen Bestimmtheitsmaßes und der Durbin-Watson-Teststatistik zeigen jedoch in beiden Fällen, dass nur ein sehr geringer Teil der Dynamik der Inflationsrate erklärt wird.

397. Darüber hinaus wird die Zinsdifferenz häufig als ein Indikator für die konjunkturelle Entwicklung angesehen. Eine flache und mehr noch eine inverse Zinsstruktur deutet hiernach auf einen konjunkturellen Abschwung hin. Vor diesem Hintergrund geht die Zinsdifferenz in die Berechnung gängiger konjunktureller Gesamtindikatoren ein. Ein Erklärungsansatz für ihre Vorlaufeigenschaft beruht auf der Fisherschen Erwartungstheorie der Zinsstruktur: Im Falle sich ausbreitender Erwartungen einer konjunkturellen Abwärtsbewegung tendieren Anleger im Vorgriff auf sinkende kurzfristige Zinssätze dazu, in langfristige Papiere zu investieren, deren Renditen dadurch sinken. Bei hiervon zunächst unberührten, da in erster Linie von der Notenbank abhängigen kurzfristigen Zinsen führt dies zu einer flacheren bis inversen Zinsstrukturkurve.

Eine Abflachung der Zinsstruktur wird in der Öffentlichkeit häufig als Indikator für eine restriktive Geldpolitik mit entsprechenden Auswirkungen auf die realwirtschaftliche Entwicklung interpretiert. Dabei bleibt oft unberücksichtigt, ob die Abflachung durch ein geldpolitisch induziertes Steigen des kurzfristigen Zinssatzes oder durch einen Rückgang des langfristigen Zinssatzes zustande gekommen ist.

Tabelle 55

**Zinsdifferenz und Inflationsrate im früheren Bundesgebiet und in Deutschland: Regressionsanalyse**

Variable	Koeffizient	t-Wert <sup>1)</sup>	Marginales Signifikanzniveau
<b>Früheres Bundesgebiet</b> (Januar 1970 bis Juni 1990)			
Abhängige Variable: Änderung der Inflationsrate <sup>2)</sup>			
Konstante	-0,344	-1,73	8,4
Zinsdifferenz (-19) <sup>a)</sup>	0,177	2,16	3,2
$R^2 = 0,055$		DW-Statistik <sup>3)</sup> : 0,157	
<b>Deutschland</b> (Januar 1991 bis Dezember 1998)			
Abhängige Variable: Änderung der Inflationsrate <sup>2)</sup>			
Konstante	-0,792	-6,22	0,0
Zinsdifferenz (-24) <sup>a)</sup>	0,255	3,29	0,2
$R^2 = 0,289$		DW-Statistik <sup>3)</sup> : 0,463	

1) Berechnet mit heteroskedastizitäts- und autokorrelationsresistenten Standardfehlern nach Newey & West.

2) Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte.

3) Durbin-Watson-Test auf Autokorrelation.

a) Um 19 / 24 Monate verzögerte Differenz aus der Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere mit einer mittleren Restlaufzeit von mehr als drei Jahren und dem Zinssatz für Dreimonatsgeld. (Quelle: Deutsche Bundesbank).

Ein aktuelles Beispiel für die hierdurch hervorgerufenen widersprüchlichen Konjunktüreinschätzungen ist die bis in die ersten Monate dieses Jahres anhaltende Phase sinkender Kapitalmarktzinsen: Nach der landläufigen Meinung, dass eine flache Zinsstrukturkurve auf eine restriktive Geldpolitik hindeutet, hätte die Verringerung der Zinsdifferenz den Unternehmen Anlass für pessimistische Erwartungen gegeben. Der Rückgang der langfristigen Zinsen, die für Investitionsentscheidungen das größere Gewicht haben, hätte hingegen die Unternehmen optimistisch gestimmt. Fehlgeleitet worden wäre, wer sich bei Einschätzung der Auswirkungen der Geldpolitik auf die Konjunktur allein an der Zinsdifferenz orientiert hätte.

398. Bei einer empirischen Untersuchung der Vorlaufeigenschaft der Zinsdifferenz gegenüber dem Bruttoinlandsprodukt für Deutschland ergeben sich deutlich schlechtere Ergebnisse als gegenüber der Inflationsrate. Zunächst wurde anhand von Korrelationskoeffizienten untersucht, welchen Vorlauf die Zinsdifferenz gegenüber der Zuwachsrate des Bruttoinlandsprodukts hat. Während für Westdeutschland in den siebziger und achtziger Jahren noch ein Vorlauf von fünf Quartalen festzustellen war, beträgt dieser nunmehr für Deutschland insgesamt nur noch ein Quartal (Tabelle 56). Darüber hinaus scheint auch die Stärke des Zusammenhangs abgenommen zu haben. Diese Vermutung wird durch die Insignifikanz des Koeffizienten in einer einfachen Regression erhärtet (Tabelle 57). Außerdem fällt auf, dass das Bestimmtheitsmaß deutlich zurückgegangen ist: Während also für Westdeutschland in den siebziger und achtziger Jahren die verzögerte Zinsdifferenz einen signifikanten Erklärungsbeitrag zur Veränderungsrate des Bruttoinlandsprodukts lieferte, ist dies für Deutschland in den neunziger Jahren nicht mehr der Fall. Auch hier zeigen die Werte für das Bestimmtheitsmaß und die Durbin-Watson-Teststatistik in beiden Fällen an, dass die verzögerte Zinsdifferenz allein nicht in der Lage ist, die Dynamik der Zuwachsrate des Bruttoinlandsprodukts angemessen abzubilden.

Tabelle 56

**Korrelation zwischen der Zuwachsrate des Bruttoinlandsprodukts und der Zinsdifferenz im früheren Bundesgebiet und in Deutschland**

	Zeitraum	Vorlauf der Zinsdifferenz in Quartalen <sup>1)</sup>							
		1	2	3	4	5	6	7	8
<b>Früheres Bundesgebiet</b>	1. Quartal 1970 bis 2. Quartal 1990	0,253	0,440	0,542	0,585	<b>0,611</b>	0,532	0,398	0,202
<b>Deutschland</b>	1. Quartal 1991 bis 2. Quartal 1998	<b>0,338</b>	0,322	0,294	0,275	0,249	0,238	0,264	0,262

1) Korrelation zwischen der Veränderungsrate des Bruttoinlandsprodukts in Preisen von 1991 (nach ESVG 1979) und der um die angegebenen Quartale verzögerten Differenz aus der Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere mit einer mittleren Restlaufzeit von mehr als drei Jahren und dem Zinssatz für Dreimonatsgeld. (Quelle: Deutsche Bundesbank).

399. Bei der Interpretation der Ergebnisse ist zu berücksichtigen, dass keine vollständige Modellierung der Inflationsentwicklung beziehungsweise der Zuwachsrate des Bruttoinlandsprodukts angestrebt, sondern lediglich der zeitliche Vorlauf der Zinsdifferenz gegenüber diesen Größen untersucht wurde. Zusammengenommen deuten die Ergebnisse darauf hin, dass aus der Zinsdifferenz allein weder für die zukünftige Entwicklung der Inflationsrate noch für die Zuwachsrate des Bruttoinlandsprodukts wesentliche Erkenntnisse gewonnen werden können. Bei der Beurteilung der Geldpolitik in Bezug auf ihre zukünftigen Wirkungen müssen stets auch die Faktoren, die zu der aktuellen Zinsstrukturkurve geführt haben, mit ins Bild genommen werden.

Tabelle 57

**Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts und der Zinsdifferenz im früheren Bundesgebiet und in Deutschland: Regressionsanalyse**

Variable	Koeffizient	t-Wert <sup>1)</sup>	Marginales Signifikanzniveau
<b>Früheres Bundesgebiet</b> (1. Quartal 1970 bis 2. Quartal 1990)			
Abhängige Variable: Veränderungsrate des realen Bruttoinlandsprodukts <sup>2)</sup>			
Konstante	1,528	4,44	0,0
Zinsdifferenz (-5) <sup>a)</sup>	0,695	5,31	0,0
$R^2 = 0,373$		DW-Statistik <sup>3)</sup> : 0,854	
<b>Deutschland</b> (1. Quartal 1991 bis 4. Quartal 1998)			
Abhängige Variable: Veränderungsrate des realen Bruttoinlandsprodukts <sup>2)</sup>			
Konstante	1,270	2,46	2,1
Zinsdifferenz (-1) <sup>a)</sup>	0,358	1,24	22,4
$R^2 = 0,114$		DW-Statistik <sup>3)</sup> : 1,080	

1) Berechnet mit heteroskedastizitäts- und autokorrelationsresistenten Standardfehlern nach Newey & West.

2) In Preisen von 1991 (nach ESVG 1979).

3) Durbin-Watson-Test auf Autokorrelation.

a) Um 5 / 1 Quartal(e) verzögerte Differenz aus der Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere mit einer mittleren Restlaufzeit von mehr als drei Jahren und dem Zinssatz für Dreimonatsgeld. (Quelle: Deutsche Bundesbank).

### III. Zur personellen Einkommensverteilung in Deutschland

400. Mit Hilfe der folgenden Analyse sollen Aussagen über die personelle Einkommensverteilung in Deutschland und über ihre Veränderung im Zeitablauf getroffen werden. Es werden drei Vergleiche vorgenommen:

- Zunächst einmal lässt sich die Wirkung staatlicher Umverteilungsmaßnahmen durch einen Vergleich der Verteilungen der Markteinkommen und der Nettoeinkommen privater Haushalte innerhalb einer Periode, zum Beispiel eines Jahres, beurteilen.
- Weiterhin kann die Entwicklung der Einkommensunterschiede, seien es Markt- oder Nettoeinkommen, im Zeitablauf verfolgt werden. Das Augenmerk liegt dabei auf der Frage, ob eine zunehmende Dispersion der Markteinkommen stattfindet und ob die Nettoeinkommen, also die Einkommen nach der staatlichen Umverteilungsaktivität, zunehmend gleichmäßiger oder ungleichmäßiger auf die Haushalte verteilt sind.
- Darüber hinaus kann die personelle Einkommensverteilung in den neuen Ländern mit der in den alten Bundesländern verglichen werden.

Unter Markteinkommen wird in dieser Analyse das Bruttoeinkommen unter Hinzurechnung der Arbeitgeberbeiträge zur Sozialversicherung und der Vermögenseinkünfte (einschließlich des Nutzwerts selbstgenutzten Wohneigentums) verstanden. Nicht dazu zählen staatliche Transferzahlungen, wie das Kindergeld und die Leistungen aus der Gesetzlichen Rentenversicherung. Das Nettoeinkommen hingegen stellt auf das dem Haushalt zur Verfügung stehende Einkommen ab.

Hier wird auf das Konzept der äquivalenzgewichteten Einkommen zurückgegriffen. Jedem Mitglied eines Haushalts wird das gleiche Äquivalenzeinkommen zugerechnet. Da bei einer gemeinsamen Haushaltsführung Größenvorteile (Skaleneffekte) entstehen, wird zur Berechnung der äquivalenzgewichteten Einkommen das Einkommen des gesamten Haushalts nicht durch die Anzahl der Haushaltsmitglieder (Haushaltsgröße) geteilt, sondern vielmehr durch die Wurzel aus der Haushaltsgröße. Diese in der einschlägigen Literatur verbreitete Gewichtung impliziert beispielsweise, dass ein Zweipersonenhaushalt nicht das doppelte, sondern lediglich das etwa 1,4-fache Einkommen eines Einpersonenhaushalts benötigt, um das gleiche materielle Wohlstandsniveau zu erlangen. Das durchschnittliche äquivalenzgewichtete Einkommen liegt deutlich über dem durchschnittlichen Pro-Kopf-Einkommen, weil bei ersterem die Haushaltseinkommen durch die Wurzel aus der jeweiligen Haushaltsgröße geteilt werden, die bei Mehrpersonenhaushalten stets kleiner ist als die Haushaltsgröße selbst. Somit wird der Quotient insgesamt größer.

### *Datenbasis*

401. Die Analyse der personellen Einkommensverteilung basiert wie im Vorjahr auf Daten des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP) des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung (JG 98 Ziffern 199 ff.). Hierbei stehen inzwischen zwei weitere Jahrgänge bis zum Einkommensjahr 1996 zur Verfügung. Die Befragungen werden überwiegend in der ersten Jahreshälfte durchgeführt und beziehen sich auf das Einkommen des Vorjahres. Da Veränderungen in der Einkommensverteilung langfristige Phänomene sind, wird hier die Entwicklung ab dem Jahre 1984, für das erstmals zuverlässige Daten auf Basis des SOEP vorliegen, nachgezeichnet. Darüber hinaus wird neben der Einkommensverteilung im früheren Bundesgebiet auch die in den neuen Ländern untersucht: Der Zeitraum von 1991 bis 1996 ist lang genug, um erste Aussagen über die Entwicklung der Einkommensverteilung in den neuen Ländern vornehmen zu können.

Auf eine aktualisierte Untersuchung auf Grundlage der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe des Statistischen Bundesamtes muss in diesem Jahr verzichtet werden, da diese Stichprobe nur alle fünf Jahre erhoben wird und abschließende Ergebnisse für die Erhebung im Jahre 1998 noch nicht vorliegen.

402. Die hier benutzten Daten des SOEP zu 16 557 Personen in 6 568 Haushalten (1996) sind in vier getrennte Stichproben gegliedert:

- Die Stichprobe A umfasst westdeutsche Haushalte, deren Bezugsperson im Jahre ihrer ersten Erhebung (1984), die deutsche oder eine nicht in Stichprobe B enthaltene Nationalität hatte.
- Die Stichprobe B umfasst westdeutsche Haushalte, deren Bezugsperson im Jahre ihrer ersten Erhebung (1984) griechischer, italienischer, jugoslawischer, spanischer oder türkischer Nationalität war.
- Die Stichprobe C umfasst die Haushalte, die sich im Jahre ihrer ersten Erhebung (1990) auf dem Gebiet der neuen Bundesländer befanden.
- Da die Stichproben A, B und C die Zuwanderung, die nach ihrer jeweils ersten Erhebung stattgefunden hat, nicht berücksichtigen können, wurde im Jahre 1994 zusätzlich eine Zuwandererstichprobe D eingeführt.

Bei der folgenden Untersuchung sind einige Besonderheiten von Bedeutung, die bei der Interpretation der Ergebnisse berücksichtigt werden müssen. Zunächst bezieht sich die Gliederung der Stichproben stets auf die Eigenschaften des Haushalts zum Zeitpunkt seiner ersten Erhebung. Inzwischen allerdings befinden sich einige Haushalte der Stichprobe C im früheren Bundesgebiet, und umgekehrt sind auch einige Haushalte der Stichproben A und B in die neuen Länder gezogen. Wenn im Folgenden von

westdeutschen beziehungsweise ostdeutschen Haushalten die Rede ist, ist stets der Gebietsstand gemeint, in dem sie sich zu dem Zeitpunkt der jeweiligen Befragung befanden.

Der Erhebungsschwerpunkt des SOEP liegt auf den privaten Haushalten, die Anstaltsbevölkerung (darunter Bewohner von Altenheimen, Studentenwohnheimen und Sammelunterkünften) ist in der Stichprobe unterrepräsentiert. Von daher wurde die folgende Analyse ohne Berücksichtigung der Anstaltsbevölkerung durchgeführt. Gar nicht in der Stichprobe enthalten sind Personen ohne festen Wohnsitz. Da die Zuwanderung nach Deutschland bereits Ende der achtziger Jahre deutlich zugenommen hatte, in der Erhebung aber erst ab dem Jahre 1994 gesondert berücksichtigt wurde, muss man davon ausgehen, dass die Zuwandererpopulation in den Stichproben der Jahre 1988 und 1991 unterrepräsentiert ist.

Bei der Aufbereitung der Daten müssen fehlende Werte ersetzt und Hochrechnungsfaktoren ermittelt werden. Eine weitere Schwierigkeit stellen Ausreißer mit unplausiblen oder unglaubwürdigen Angaben beispielsweise in Bezug auf ihr Haushaltsnettoeinkommen dar. Eine verbreitete Möglichkeit zur Behandlung von Ausreißern ist, die Haushalte, die zu dem einen Prozent mit dem niedrigsten beziehungsweise höchsten äquivalenzgewichteten Haushaltsnettoeinkommen gehören (unterstes und oberstes Perzentil) von der Betrachtung auszuschließen (Top and Bottom Trimming). Da aber in den neuen Bundesländern eine sehr rasante Entwicklung gerade im oberen Einkommensbereich zu verzeichnen war, wurde hier von einer anderen, ebenfalls verbreiteten, Technik Gebrauch gemacht, welche die Ränder der Einkommensverteilung besser erfasst: Beim sogenannten Bottom Coding wird den Haushalten, die zu dem untersten Einkommensperzentil gehören, das äquivalenzgewichtete Haushaltsnettoeinkommen der untersten Perzentilsgrenze zugewiesen. Dies waren beispielsweise für das Jahr 1996 in Westdeutschland 200 DM pro Monat. Die Erfahrung zeigt allerdings, dass sich die Ergebnisse mit Bottom Coding kaum von denen ohne eine Bereinigung unterscheiden, ausgeprägter sind die Unterschiede, die sich durch Anwendung des Top and Bottom Trimming ergeben.

### *Verteilungsmaße*

403. Verschiedene Maße können zur Beurteilung der Einkommensverteilung herangezogen werden. Allen gemein ist, dass sie die Abweichung von einer Gleichverteilung der betrachteten Einkommensgröße messen:

- Das gebräuchlichste Disparitätsmaß insbesondere bei Einkommensverteilungen ist der Gini-Koeffizient. Dieser basiert auf dem Konzept der Lorenzkurve, die jedem Anteil von Einkommensbeziehern, die zuvor nach ihrer Einkommenshöhe geordnet wurden, den auf ihn entfallenden Anteil am Gesamteinkommen zuordnet. Der Gini-Koeffizient wird aus der Fläche zwischen der Lorenzkurve und der sich bei vollständiger Gleichverteilung ergebenden Geraden ermittelt. Er ist auf Werte zwischen null und eins normiert, wobei null eine vollkommene Gleichverteilung der Einkommen bedeutet und eins die größtmögliche Ungleichverteilung anzeigt.

- Aus der Informationstheorie sind die Theil-Koeffizienten abgeleitet: Der erste Theil-Koeffizient berechnet sich aus der durchschnittlichen Abweichung der logarithmierten Einkommen von dem logarithmierten Mittelwert und reagiert sensitiv auf Veränderungen im unteren Einkommensbereich. Der zweite Theil-Koeffizient, das sogenannte Entropiemaß, gewichtet die logarithmierten Abweichungen zusätzlich mit dem Einkommensanteil und ist weniger sensitiv gegenüber Veränderungen im unteren Einkommensbereich. Beide Koeffizienten sind bei Gleichverteilung ebenfalls auf null normiert, allerdings sind sie nicht nach oben begrenzt.
- Andere Maße beschränken sich auf die Auswertung nur weniger Informationen der Einkommensverteilung, so werden beispielsweise Verhältniswerte aus verschiedenen Quantilgrenzen berechnet. Das sogenannte 90/10-Verhältnis drückt zum Beispiel aus, um welches Vielfache die Einkommensschwelle des neunten Dezils über der des ersten Dezils liegt. Die Einkommensschwelle des ersten (neunten) Dezils ist dabei als der kleinste Einkommenswert definiert, der von 10 vH (90 vH) der Bevölkerung nicht überschritten wird. Detailliertere Informationen sind wieder den Dezilanteilen zu entnehmen, die angeben, welche Anteile der Summe aller Äquivalenzeinkommen auf die einzelnen Dezile entfallen.

### *Ergebnisse*

404. Beim Übergang vom Markteinkommen zum Nettoeinkommen werden die Ungleichheitsmaße deutlich kleiner. Die staatlichen Umverteilungsmaßnahmen verringern die Disparität in der Einkommensverteilung erheblich (Tabelle 58). Der Rückgang fällt bei dem ersten Theil-Koeffizienten besonders deutlich aus, weil dieser gerade im unteren Bereich sensitiv reagiert, also dort, wo die relativ stärkste Umverteilung stattfindet. Das durchschnittliche Nettoeinkommen ist niedriger als das durchschnittliche Markteinkommen, weil die staatlichen Einnahmen nicht nur für Transferzahlungen, sondern auch für andere staatliche Aufgaben verwendet werden.
405. Für das frühere Bundesgebiet zeigt sich sowohl bei den Markteinkommen als auch bei den Nettoeinkommen eine Abnahme der Ungleichverteilung im Zeitraum von 1984 bis 1988. Zwischen den Jahren 1988 und 1994 differenzieren sich die Einkommen wieder aus. Für den Übergang vom Jahre 1994 zum Jahre 1996 ergibt sich ein uneinheitliches Bild: Während das im unteren Bereich sensitive erste Theil-Maß für die Markteinkommen eine Zunahme der Disparität ausweist, stellen das zweite Theil-Maß und der Gini-Koeffizient faktisch keine Veränderung fest. Dies deutet auf eine Zunahme der Ungleichheit im unteren Einkommensbereich hin und spiegelt möglicherweise den Anstieg der Arbeitslosigkeit in diesem Zeitraum wider.

Tabelle 58

**Ungleichheitsmaße der Einkommensverteilung<sup>1)</sup>**

	Markteinkommen <sup>2)</sup>			Nettoeinkommen <sup>3)</sup>		
	früheres Bundesgebiet	neue Bundesländer	Deutschland	früheres Bundesgebiet	neue Bundesländer	Deutschland
Gini-Koeffizient						
1984	0,4371	-	-	0,2794	-	-
1988	0,4190	-	-	0,2665	-	-
1991	0,4234	0,3928	0,4385	0,2775	0,2183	0,2947
1994 <sup>4)</sup>	0,4443	0,4485	0,4493	0,2973	0,2341	0,2926
1996 <sup>4)</sup>	0,4443	0,4754	0,4537	0,2936	0,2441	0,2896
Theil 1-Koeffizient						
1984	1,0483	-	-	0,1385	-	-
1988	0,9180	-	-	0,1238	-	-
1991	0,9517	0,8069	0,9499	0,1382	0,0849	0,1517
1994 <sup>4)</sup>	1,0054	1,0578	1,0227	0,1647	0,0998	0,1571
1996 <sup>4)</sup>	1,0525	1,1904	1,0866	0,1651	0,1157	0,1594
Theil 2-Koeffizient						
1984	0,3683	-	-	0,1422	-	-
1988	0,3230	-	-	0,1208	-	-
1991	0,3318	0,2905	0,3501	0,1315	0,0792	0,1464
1994 <sup>4)</sup>	0,3608	0,3698	0,3690	0,1530	0,0958	0,1486
1996 <sup>4)</sup>	0,3587	0,4179	0,3747	0,1468	0,1087	0,1442
Nachrichtlich: Durchschnittliches äquivalenzgewichtetes Einkommen pro Monat (real) <sup>5)</sup>						
1984	3 348	-	-	2 715	-	-
1988	3 562	-	-	2 890	-	-
1991	3 921	2 488	3 640	3 196	2 091	2 978
1994 <sup>4)</sup>	3 781	2 758	3 588	3 044	2 377	2 918
1996 <sup>4)</sup>	3 915	2 774	3 700	3 051	2 440	2 936

1) Äquivalenzgewichtet.

2) Einschließlich Arbeitgeberbeiträge zur Sozialversicherung, vor Übertragungen vom Staat (zum Beispiel Renten) und an den Staat (zum Beispiel direkte Steuern).

3) Das Einkommen der Haushalte des ersten Perzentils wurde auf die jeweilige Perzentilsgrenze gesetzt (Bottom Coding).

4) Unter Berücksichtigung der Zuwanderer Stichprobe D.

5) Durchschnittliches nominales äquivalenzgewichtetes Einkommen pro Monat deflationiert mit dem jeweiligen Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte (1995 = 100).

Quelle: SOEP nach Berechnungen des DIW

Bei den Nettoeinkommen diagnostizieren sowohl der Gini-Koeffizient als auch der zweite Theil-Koeffizient eine Abnahme der Ungleichverteilung im Zeitraum von 1994 bis 1996, während das erste Theil-Maß keine Veränderung anzeigt. Obwohl die Abnahme der Beschäftigung in diesem Zeitraum etwa die gleiche Größenordnung wie zwischen den Jahren 1991 und 1994 hat, wieder-

holt sich also die vergleichsweise starke Zunahme der Ungleichheit nicht. Dies mag seine Erklärung in der deutlichen Anhebung des Kindergelds und des Grundfreibetrags in der Einkommensteuer finden. Beide Maßnahmen wirken besonders im unteren Bereich der Lohneinkommen, jedoch weniger bei Beziehern von Transfereinkommen. Daraus erklärt sich die Erhöhung des Dezilanteils des zweiten und vor allem des dritten Dezils (Tabelle 59).

Führt man die Analyse unter Herauslassung der Zuwanderer Stichprobe der Jahre 1994 und 1996 durch, so zeigt sich ein ähnliches Verlaufsbild auf einem etwas niedrigeren Niveau der Disparitätsmaße. Die Zunahme der Ungleichverteilung der Markteinkommen im Zeitraum von 1994 bis 1996 fällt mit Zuwanderern allerdings schwächer aus, was als Indiz für eine zunehmende Arbeitsmarktpartizipation und -integration der hier betrachteten Zuwanderer interpretiert werden kann.

406. In den neuen Bundesländern hat die Disparität in der Einkommensverteilung zwischen den Jahren 1991 und 1996 deutlich zugenommen; parallel dazu sind im gleichen Zeitraum sowohl das durchschnittliche äquivalenzgewichtete Markteinkommen als auch das durchschnittliche äquivalenzgewichtete Nettoeinkommen vergleichsweise kräftig angestiegen. Die Differenz

Tabelle 59

**Dezilanteile und Dezilverhältnisse für die äquivalenzgewichteten Nettoeinkommen<sup>1)</sup>**

	Früheres Bundesgebiet					Neue Bundesländer			Deutschland		
	1984	1988	1991	1994 <sup>2)</sup>	1996 <sup>2)</sup>	1991	1994 <sup>2)</sup>	1996 <sup>2)</sup>	1991	1994 <sup>2)</sup>	1996 <sup>2)</sup>
Dezilanteile (vH) <sup>3)</sup>											
1. Dezil	3,4	3,5	3,1	2,7	2,7	4,1	3,8	3,4	3,1	2,9	2,8
2. Dezil	5,3	5,5	5,3	5,0	5,1	6,3	6,1	5,9	5,0	5,1	5,2
3. Dezil	6,5	6,6	6,5	6,2	6,4	7,4	7,1	7,0	6,1	6,3	6,5
4. Dezil	7,5	7,6	7,4	7,3	7,4	8,2	8,2	8,1	7,2	7,3	7,5
5. Dezil	8,4	8,6	8,5	8,4	8,4	9,0	9,0	8,9	8,2	8,3	8,4
6. Dezil	9,6	9,6	9,6	9,5	9,5	9,8	9,7	9,8	9,4	9,5	9,4
7. Dezil	10,7	10,8	10,8	10,8	10,8	10,9	10,7	10,9	10,8	10,7	10,7
8. Dezil	12,1	12,3	12,4	12,6	12,6	12,1	12,1	12,2	12,6	12,5	12,4
9. Dezil	14,2	14,5	14,9	15,2	15,2	13,7	13,9	13,9	15,2	15,0	14,9
10. Dezil	22,4	21,1	21,4	22,3	22,1	18,5	19,5	19,8	22,3	22,4	22,2
Dezilverhältnisse <sup>4)</sup>											
90 / 10	3,37	3,36	3,54	4,03	4,15	2,69	2,93	3,00	4,01	3,88	3,99
90 / 50	1,74	1,79	1,83	1,89	1,92	1,57	1,64	1,62	1,97	1,90	1,91
50 / 10	1,94	1,88	1,94	2,13	2,16	1,71	1,79	1,86	2,04	2,04	2,09

1) Das Einkommen der Haushalte des ersten Perzentils wurde auf die jeweilige Perzentilsgrenze gesetzt (Bottom Coding).

2) Unter Berücksichtigung der Zuwanderer Stichprobe D.

3) Anteil des auf die Haushalte des jeweiligen Dezils entfallenden äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens an der Summe über alle Dezile. Abweichungen in den Summen durch Runden der Zahlen.

4) Das Dezilverhältnis gibt die Relation von der höheren zur niedrigeren Einkommenschwelle an.

zwischen den durchschnittlichen Markteinkommen und Nettoeinkommen ist erheblich geringer als im früheren Bundesgebiet, was im Wesentlichen auf die umfangreichen Sozialtransfers zurückzuführen ist, die ihre Begründung in dem niedrigeren Durchschnittseinkommen finden.

Im Jahre 1991 war die Verteilung der Markteinkommen noch erheblich gleichmäßiger als im Westen - allerdings auf einem deutlich niedrigeren Niveau. Diese Merkmale der noch aus dem System der DDR entspringenden Einkommensverteilung haben sich im Zuge des Transformationsprozesses deutlich geändert. Zum einen sind die durchschnittlichen Einkommen gestiegen, zum anderen ist insbesondere durch den starken Abbau der Beschäftigung die Verteilung der Markteinkommen mittlerweile sogar etwas ungleichmäßiger als im früheren Bundesgebiet geworden, wobei die Zunahme der Ungleichheit bei den Nettoeinkommen durch die Umverteilungsmaßnahmen des Staates erheblich abgemildert wurde: Auch im Jahre 1996 sind die Nettoeinkommen in den neuen Bundesländern erheblich gleichmäßiger verteilt, als sie es in den alten je waren.

407. Für Deutschland insgesamt gibt es zwei gegenläufige Effekte: Zum einen nimmt insbesondere in Ostdeutschland die Ungleichheit in der Einkommensverteilung zu, zum anderen führt der Einkommensanstieg in den neuen Ländern zu einer Verringerung der Differenz zwischen den durchschnittlichen äquivalenzgewichteten Einkommen der beiden Gebietsstände, was für sich genommen einen Rückgang der Ungleichheit der Einkommensverteilung in Deutschland impliziert. Bei den Markteinkommen hat im Zeitraum von 1991 bis 1996 der erste Effekt überwogen. Die abnehmende Differenz zwischen den durchschnittlichen äquivalenzgewichteten Markteinkommen in den alten und neuen Bundesländern konnte die Auswirkungen der abnehmenden Beschäftigung nicht kompensieren, so dass die Ungleichheitsmaße angestiegen sind. Bei den Nettoeinkommen hingegen zeigen sich keine eindeutigen Änderungen. Die Aussagekraft dieser Verteilungsmaße ist allerdings erheblich dadurch eingeschränkt, dass es sich hierbei um nominale Einkommensdaten handelt, die nicht kaufkraftbereinigt wurden. Somit dürfte insbesondere für das Jahr 1991 eine Überzeichnung der Ungleichheit vorliegen. Diese wird in dem Maße abgebaut, wie sich die Preisniveaus in den beiden Gebietsständen annähern.
408. Fazit: Sowohl in den neuen als auch in den alten Bundesländern ist im Zeitraum von 1991 bis 1996 die Verteilung der Markteinkommen und der Nettoeinkommen ungleichmäßiger geworden. Die staatlichen Umverteilungsmaßnahmen reduzieren die Ungleichheit der Einkommensverteilung im gesamten Zeitraum erheblich. In den neuen Ländern hat die Disparität stärker zugenommen, trotzdem ist die Verteilung der Nettoeinkommen dort nach wie vor gleichmäßiger als in den alten Bundesländern. Zu beachten ist dabei, dass die durchschnittlichen realen äquivalenzgewichteten Nettoeinkommen im früheren Bundesgebiet in den neunziger Jahren schwach rückläufig waren, in den neuen Ländern aber deutlich zugenommen haben.