

## ANALYSEN ZU AUSGEWÄHLTEN THEMEN

### I. Einflussfaktoren des wirtschaftlichen Wachstums in Industrieländern: Eine Analyse mit Paneldaten

**594.** Vor dem Hintergrund der in den vergangenen Jahren beobachtbaren Wachstumsunterschiede zwischen den Industrieländern hat das öffentliche Interesse an den Determinanten des Wachstums zugenommen. Insbesondere die Frage, welche Bedeutung hierbei wirtschaftspolitischen Maßnahmen zukommt, wurde nicht zuletzt unter dem Eindruck der Wachstumsschwäche Deutschlands verstärkt diskutiert. Die vorliegende Analyse untersucht mittels eines Panel-Ansatzes eine Reihe von potentiellen Einflussfaktoren auf das Wirtschaftswachstum in OECD-Ländern, wobei ein besonderes Gewicht auf wirtschaftspolitische Variablen gelegt wird. Der länderübergreifende Ansatz erlaubt es, eine Reihe gemeinsamer Wachstumsfaktoren in Industrieländern zu identifizieren. Dieser Vorteil einer Panelanalyse hat jedoch seinen Preis: Die Fokussierung auf gemeinsame Wachstumsdeterminanten bedingt notwendigerweise einen Verlust an länderspezifischer Information. Mit Blick auf die im Kontext der „Schlusslichtdebatte“ in Deutschland aufgeworfenen Fragen ist die vorliegende Untersuchung demzufolge nur ein Element, das eine ausführliche länderspezifische Betrachtung ergänzen, aber keineswegs ersetzen kann (Ziffern 333 ff.).

Die Ergebnisse zeigen, dass eine Reihe politikrelevanter Variablen einen durchaus signifikanten Einfluss auf das Wirtschaftswachstum ausübt.<sup>1)</sup> Nicht klar beantworten lässt sich hingegen die Frage, ob diese Einflüsse im Ergebnis zu einem langfristig steileren Wachstumspfad führen oder lediglich das langfristige Produktionsniveau erhöhen und damit das Niveau des bisherigen Wachstumspfades nach oben verschieben. Letzteres bedeutet zwar für den Übergangszeitraum ebenfalls eine höhere Wachstumsrate, bei Erreichen des neuen langfristigen Gleichgewichtspfades wächst die Volkswirtschaft allerdings mit einer gegenüber dem Ausgangspfad unveränderten Rate. Angesichts der Tatsache, dass diese Anpassung eine geraume Zeit beanspruchen dürfte, ist die Unterscheidung zwischen beiden Arten von Wachstumsmodellen allerdings aus wirtschaftspolitischer Sicht nicht von herausragender Bedeutung. Mit anderen Worten: Jede Maßnahme, die auch nur zu einem geringfügig höheren Wachstumspfad führt, zählt

<sup>1)</sup> Es gilt allerdings zu beachten, dass das jeder Wachstumsregression inhärente Problem der Endogenität der betrachteten Variablen, das zwar empirisch mit entsprechenden Schätztechniken entschärft, aber nicht mit absoluter Sicherheit ausgeschlossen werden kann, eine gewisse Vorsicht in der Bewertung der empirischen Ergebnisse nahe legt.

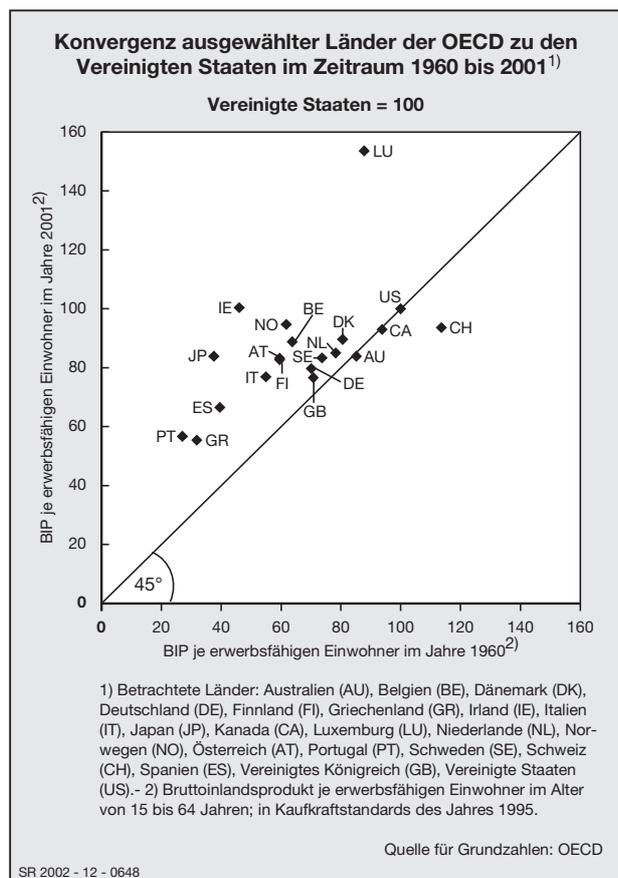
sich aufgrund der damit verbundenen Wohlfahrtsgewinne wirtschaftspolitisch in hohem Maße aus.

Nicht zuletzt angesichts der Tatsache, dass in einer empirischen Analyse nicht zwischen den langfristigen Effekten wirtschaftspolitischer Einflussgrößen auf die Wachstumsrate und den Auswirkungen auf das langfristige Gleichgewichtsniveau des Outputs unterschieden werden kann, wurde für die Untersuchung das neoklassische Wachstumsmodell als analytische Grundlage gewählt (Solow, 1956). In diesem Modellrahmen ist die Rolle der erklärenden Variablen darauf beschränkt, das langfristige Gleichgewichtsniveau des Pro-Kopf-Outputs und damit indirekt die Anpassungsdynamik hieran zu beeinflussen; sie können jedoch nicht die langfristige Wachstumsrate einer Volkswirtschaft verändern. Dies impliziert eine eher zurückhaltende Interpretation der langfristigen Auswirkungen wirtschaftspolitischer Maßnahmen. Wir beschränken uns hier auf eine vorsichtige Bewertung der möglichen Effekte. Dies bedeutet jedoch nicht, dass wir Ansätze, in denen auch die Wachstumsrate modellendogen erklärt wird – in der jüngeren Wachstumstheorie firmieren diese unter dem Oberbegriff der endogenen Wachstumstheorie –, als irrelevant ansehen: Sollte eine Variable über das Gleichgewichtsniveau hinaus auch die langfristige Wachstumsrate beeinflussen, käme ihr vielmehr aus wirtschaftspolitischer Sicht eine wichtigere Rolle zu, als mit den Mitteln der vorliegenden empirischen Analyse sichtbar gemacht werden kann.

#### *Konvergenz als Erklärung transitorischer Wachstumsunterschiede*

**595.** Eine nahe liegende Erklärung für Unterschiede im Wirtschaftswachstum liegt in Aufholprozessen weniger entwickelter Volkswirtschaften an das Niveau der weiter fortgeschrittenen Ökonomien. Die **Hypothese der unbedingten Konvergenz** impliziert für die betrachteten Länder ein identisches Wachstumsgleichgewicht (*steady state*). Sie lässt sich jedoch in empirischen Studien für eine größere heterogene Gruppe von Ländern vielfach nicht belegen (Barro und Sala-i-Martin, 1995; Durlauf und Quah, 1999). Innerhalb einzelner homogener Ländergruppen sowie zwischen Regionen eines einheitlichen politischen Gemeinwesens lassen sich hingegen oftmals derartige Angleichungsphänomene beobachten, so auch für viele der OECD-Länder (Schaubild 65). Volkswirtschaften, deren Bruttoinlandsprodukt je erwerbsfähigen Einwohner im Jahre 1960 geringer war als das der Vereinigten Staaten, die hier als Referenzmaßstab gewählt wurden, haben in den nachfolgenden Jahren in der überwiegenden Mehrzahl den Entwicklungsrückstand verkürzen können. Im Schaubild wird diese Verkleinerung des Rückstands gegenüber den Vereinigten Staaten daran erkennbar, dass die

Schaubild 65

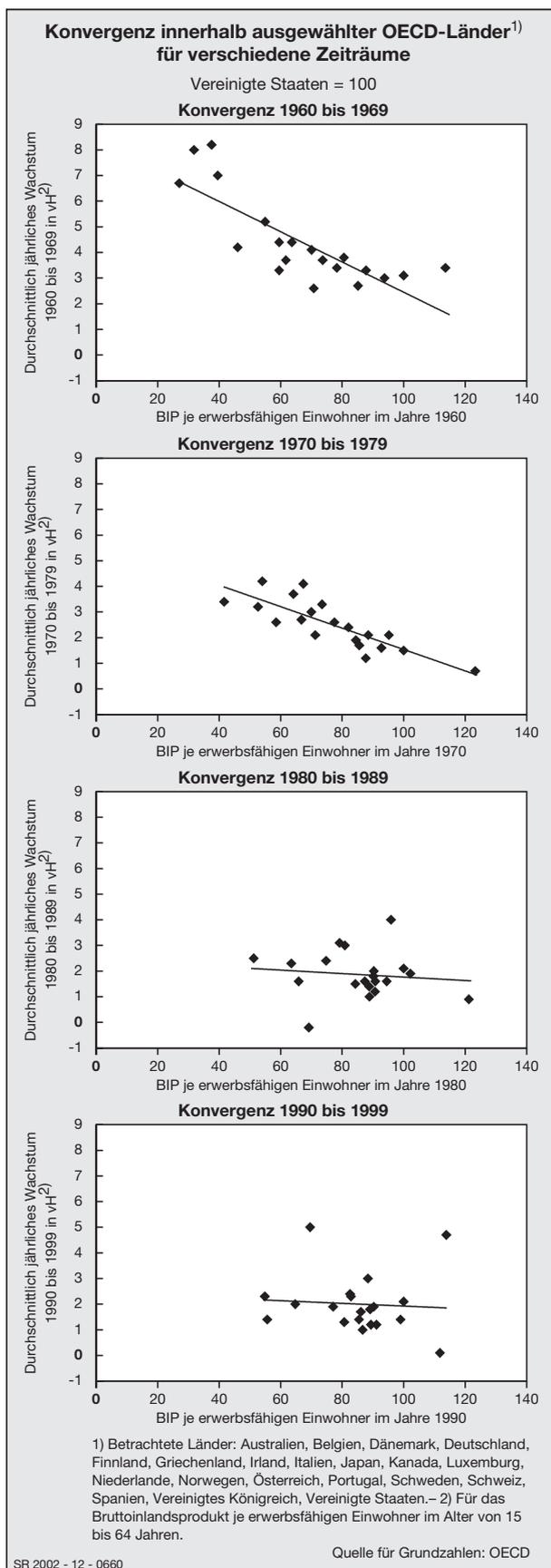


Länder mit einem anfänglichen Rückstand über der 45°-Linie liegen.

Eine Erklärung der Wachstumsunterschiede zwischen den wichtigsten Industrieländern ausschließlich mittels der unbedingten Konvergenz greift allerdings zu kurz. Zum einen lässt diese Erklärung nahezu keinen Spielraum für wirtschaftspolitische Einflüsse auf das langfristige Wachstum, zum anderen sind auch innerhalb der Industrieländer die Tendenzen zu einer unbedingten Konvergenz im Zeitablauf schwächer geworden (Schaubild 66). Insbesondere seit dem Jahre 1980 hat hierbei die enge Beziehung zwischen dem relativen Ausgangsniveau – in der Wachstumstheorie üblicherweise am Bruttoinlandsprodukt je erwerbsfähigen Einwohner gemessen – und der darauf folgenden Wachstumsdynamik abgenommen. Vor diesem Hintergrund ist zu vermuten, dass der Einfluss anderer Faktoren an Gewicht gewonnen hat. Von besonderem Interesse dürfte sein, welche Rolle diesbezüglich wirtschaftspolitische Maßnahmen spielen.

**596.** Politikvariablen können – wie bereits erwähnt – den langfristigen Wachstumsprozess prinzipiell auf zwei unterschiedliche Arten beeinflussen: zum einen als **Niveaueffekt**, indem sie Unterschiede in den langfristigen Wachstumsgleichgewichten der einzelnen Volkswirtschaften bewirken, zum anderen als **Wachstumsraten-**

Schaubild 66



**effekt**, sofern sie einen solchen direkten Einfluss auf die langfristige gleichgewichtige Wachstumsrate haben. Für Unterschiede in den Niveaus der langfristigen Endzustände im Wachstumsprozess lassen sich eine ganze Reihe möglicher Gründe anführen, angefangen von Unterschieden in Bildungsstandards und Investitionsquoten über die Stabilität des ordnungspolitischen Rahmens bis hin zu Diskrepanzen in den wirtschaftspolitischen Rahmenbedingungen. Diese Einflüsse überlagern den Konvergenzprozess; berücksichtigt man sie, dann ist jedoch wiederum ein Aufholprozess impliziert. Anstelle unbedingter Konvergenz spricht man in diesem Fall von **bedingter Konvergenz**. Die damit verbundene Vorstellung ist, dass jedes Land zu seinem langfristigen Gleichgewicht konvergiert, die erwähnten Faktoren jedoch das Niveau dieses Gleichgewichts beeinflussen.

Beide Konvergenzkonzepte lassen sich in geeigneter Weise anhand des neoklassischen Wachstumsmodells veranschaulichen.

*Das Grundmodell der neoklassischen Wachstumstheorie*

**597.** Im Zentrum des **neoklassischen Wachstumsmodells** (Solow-Modell) stehen die Annahmen bezüglich der Produktionsstruktur. Die folgende Ableitung bedient sich der vereinfachenden Annahme einer Cobb-Douglas-Produktionsfunktion, die Aussagen sind jedoch für jede linear-homogene Produktionsfunktion gültig. Die Produktion ( $Y$ ) erfolgt mittels des Einsatzes von Arbeit ( $L$ ) und Kapital ( $K$ ); der technische Fortschritt ( $A$ ) wird als exogen angenommen und wirkt arbeitsvermehrend. Er wächst mit der Rate  $g$ . Der Arbeitseinsatz wächst zudem mit einer exogenen Rate  $n$ ;  $t$  ist der Zeitindex.<sup>2)</sup>

$$Y_t = K_t^\alpha (A_t L_t)^{1-\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1, \quad (1)$$

$$L_t = L_0 e^{nt}, \quad (2)$$

$$A_t = A_0 e^{gt}. \quad (3)$$

<sup>2)</sup>In der vorliegenden Untersuchung wird dem in der Literatur verbreiteten Vorgehen gefolgt, die Pro-Kopf-Größen über die erwerbsfähige Bevölkerung zu definieren. Implizit wird damit angenommen, Arbeitsvolumen und erwerbsfähige Bevölkerung entwickeln sich parallel. Veränderungen in der Arbeitszeit sowie Veränderungen in den Erwerbsquoten führen hingegen dazu, dass sich in der Entwicklung des Arbeitseinsatzes und der erwerbsfähigen Bevölkerung Unterschiede ergeben. Die Auswirkungen unterschiedlicher Erwerbsquoten werden in der empirischen Analyse durch die Hinzunahme verschiedener Erwerbsquoten als zusätzliche Regressoren berücksichtigt. Daten zur effektiv geleisteten Arbeitszeit liegen für den betrachteten Länderkreis hingegen nicht vor. Alternativ ließe sich die empirische Analyse auch je Erwerbstätigen durchführen. Der Wachstumsprozess hängt dann stark von Schwankungen in der Erwerbsbeteiligung ab, so dass der Informationsgehalt zusätzlicher Einflussvariablen auf das langfristige Wachstum weniger klar hervortritt als in der Operationalisierung über die Größe erwerbsfähige Bevölkerung (Bassanini, Scarpetta und Hemmings, 2001).

Gleichung (1) lässt sich auch in intensiver Form, das heißt in Produktion je Einheit effektiven Arbeitseinsatzes (Effizienzeinheiten) schreiben:

$$\begin{aligned} \tilde{y}_t = \tilde{k}_t^\alpha, \quad \text{mit} \quad \tilde{y}_t &= \frac{Y_t}{A_t L_t} \\ \text{und} \quad \tilde{k}_t &= \frac{K_t}{A_t L_t}. \end{aligned} \quad (4)$$

Eine weitere zentrale Annahme neben der Produktionsfunktion ist die einer konstanten und exogenen Sparquote, mit der ein Teil  $s$  der Produktion in zusätzliches Kapital investiert wird. Die zeitliche Veränderung des Kapitalstocks pro Einheit effektiver Arbeit, von dem periodisch ein Anteil  $\delta$  abgeschrieben wird, ergibt sich demzufolge als:

$$\dot{\tilde{k}} = s \tilde{k}_t^\alpha - (n + g + \delta) \tilde{k}_t. \quad (5)$$

Der Punkt über der Variablen definiert deren zeitliche Veränderung. Ein Wachstumsgleichgewicht ist definiert als ein Zustand, in dem die Größen in Effizienzeinheiten konstant sind. Für den gleichgewichtigen Kapitalstock ( $k^*$ ) ergibt sich damit:

$$\tilde{k}^* = \left[ \frac{s}{n + g + \delta} \right]^{\frac{1}{1-\alpha}}. \quad (6)$$

Und für die Produktion im langfristigen Gleichgewicht folgt:

$$\tilde{y}^* = \left[ \frac{s}{n + g + \delta} \right]^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}. \quad (7)$$

Empirisch sind Größen in Effizienzeinheiten nicht beobachtbar. Gleichung (7) lässt sich jedoch mittels Gleichung (3) in einen Ausdruck der Produktion je erwerbsfähigen Einwohner ( $y$ ) umformen. In logarithmierter Darstellung erhält man damit:

$$\begin{aligned} \ln(y^*) &= \ln(A_0) + gt + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s) \\ &\quad - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n + g + \delta). \end{aligned} \quad (8)$$

Gleichung (8) gibt die Produktion je erwerbsfähigen Einwohner im langfristigen Gleichgewicht an. Diese hängt demnach positiv von der Sparquote beziehungsweise der Investitionsquote ab, wohingegen das Wachstum der erwerbsfähigen Bevölkerung negativ eingeht. Der Grund ist intuitiv einleuchtend: Je rascher die erwerbsfähige Bevölkerung zunimmt, desto niedriger ist bei gegebener Investitionsquote die Kapitalintensität der Arbeitsplätze und desto niedriger die Produktion je Arbeitsplatz. Gleichung (8) macht deutlich, dass bei

der unterstellten Exogenität der Sparquote beziehungsweise der Investitionsquote und des Wachstums des Arbeitseinsatzes sowie des technischen Fortschritts und der Abschreibungen, die Produktion je erwerbsfähigen Einwohner langfristig mit der Rate des technischen Fortschritts wächst. Das Bruttoinlandsprodukt insgesamt wächst folglich mit der Summe der Zuwachsraten des technischen Fortschritts und der Zuwachsraten der erwerbsfähigen Bevölkerung. Das neoklassische Wachstumsmodell in seiner einfachsten Form beinhaltet demnach mit den Größen Investitionsquote, Bevölkerungswachstum sowie exogenem technischen Fortschritt einige zentrale, den langfristigen Wachstumspfad bestimmende Faktoren. Gleichung (8) beinhaltet als Gleichgewichtsbeziehung noch keine Aussage über Konvergenz. Hierzu ist anzunehmen, dass sich eine Ökonomie außerhalb ihres Gleichgewichtszustands befindet, was in der Realität regelmäßig der Fall sein dürfte. Dann lässt sich über eine lineare Approximation der Gleichung (8) das dynamische Verhalten einer Volkswirtschaft beschreiben als:<sup>3)</sup>

$$\ln(y_t) = e^{-\lambda t} \ln(y_0) + (1 - e^{-\lambda t}) \ln(A_0) + gt + (1 - e^{-\lambda t}) \left[ \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(s) - \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(n + g + \delta) \right]. \quad (9)$$

Der Parameter  $\lambda$  gibt die **Konvergenzgeschwindigkeit** an, das heißt die Geschwindigkeit, mit der eine Annäherung an das langfristige Wachstumsgleichgewicht erfolgt. Das Wachstum innerhalb eines gegebenen Zeitraums lässt sich demnach sowohl durch Konvergenztendenzen als auch durch die das langfristige Gleichgewicht determinierenden Variablen erklären. Die Hypothese der unbedingten Konvergenz impliziert ein identisches Wachstumsgleichgewicht für die betrachteten Länder. Gleichung (9) verdeutlicht, dass dies dann der Fall ist, wenn der einzige Unterschied zwischen den Ländern im Anfangseinkommen ( $\ln(y_0)$ ) besteht. Unterscheiden sich die Volkswirtschaften mit Blick auf Sparquote, technischen Fortschritt oder andere Parameter, dann resultieren auch unterschiedliche langfristige Gleichgewichte, das heißt es liegt lediglich bedingte Konvergenz vor.

Die das Wachstumsgleichgewicht bestimmenden Variablen im Solow-Modell lassen sich über diejenigen der Gleichung (9) hinaus erweitern. Insbesondere die **Rolle des Humankapitals** ist dabei verstärkt betont worden (Mankiw, Romer und Weil, 1992). Integriert man eine Variable, die den Humankapitalbestand je erwerbsfähigen Einwohner in der Volkswirtschaft erfasst ( $h$ ), ergibt sich das Wachstumsgleichgewicht des erweiterten Modells (*Augmented-Solow-Model*) mit  $\psi$

als der Produktionselastizität des Humankapitals analog als:

$$\ln(y^*) = \ln(A_0) + gt + \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(s) - \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(n + g + \delta) + \frac{\psi}{1 - \alpha} \ln(h^*). \quad (10)$$

Über das Humankapital hinaus lässt sich jedoch vermuten, dass auch andere wirtschaftspolitisch zu beeinflussende Variablen eine Auswirkung auf die langfristige Wachstumsbilanz haben. Eine Reihe der möglichen Einflussgrößen wird im Folgenden empirisch untersucht.

#### Empirische Methodik

**598.** Die Gleichung (9) ist in der Standardform beziehungsweise in der um Humankapital erweiterten Variante (10) in empirischen Arbeiten vielfach in Form einer Querschnittsregression mit  $\varepsilon$  als Fehlerterm getestet worden (Mankiw, Romer und Weil, 1992):

$$\ln(y_t) = b + \phi \ln(y_0) + \beta \ln(s) + \omega \ln(n + g + \delta) + \varepsilon_t. \quad (11)$$

Diese Gleichung lässt sich durch Subtraktion des Einkommens im Ausgangszustand in eine Gleichung in Wachstumsratenform überführen:

$$\ln(y_t) - \ln(y_0) = b + (\phi - 1) \ln(y_0) + \beta \ln(s) + \omega \ln(n + g + \delta) + \varepsilon_t. \quad (12)$$

Die Konvergenzgeschwindigkeit  $\lambda$  aus Gleichung (9) kann betragsmäßig aus den geschätzten Parametern in Gleichung (11) hergeleitet werden:

$$\lambda = \frac{\ln(\phi)}{t}. \quad (13)$$

Eine derartige **Querschnittsanalyse** ist jedoch aus ökonometrischer Sicht problematisch. Die Gleichungen (9) und (11) verdeutlichen, dass in dieser Spezifikation der Term  $A_0$  aus Gleichung (9) in die Konstante  $b$  der Gleichung (11) eingeht.  $A_0$  drückt aber das technologische Anfangsniveau als unbeobachtete Variable aus. Hierunter lassen sich nicht nur technologische Einflüsse subsumieren, sondern auch zahlreiche die Leistungsfähigkeit einer Ökonomie beeinflussende Parameter wie Ressourcenausstattung, Klima und institutionelle Rahmenbedingungen (Mankiw, Romer und Weil, 1992). In einer Querschnittsregression werden diese Unterschiede entweder unterdrückt, indem sie in der Konstante als länderübergreifend homogen angenommen werden, oder in den Fehlerterm subsumiert. Letzteres setzt für eine herkömmliche Kleinste-Quadrate-Regression implizit voraus, dass die Unterschiede zwischen den Ländern von den übrigen erklärenden Variablen unabhängig sind. Angesichts des

<sup>3)</sup> Zur Herleitung siehe beispielsweise auch Barro und Sala-i-Martin (1995).

breiten Spektrums möglicher Einflussfaktoren auf die  $A_0$ -Variable ist aber zu vermuten, dass solche Unterschiede mit den übrigen Regressoren korreliert sind (Islam, 1995). Damit liefert eine Schätzung mittels der Methode der Kleinsten Quadrate verzerrte und inkonsistente Ergebnisse. Eine Möglichkeit, diese Probleme zu umgehen, besteht in einer Instrumenten-Variablen-schätzung. Angesichts der vielfältigen ökonomischen Charakteristika, die in den  $A_0$ -Term eingehen, dürfte es jedoch in einer reinen Querschnittsbetrachtung kaum möglich sein, Instrumente zu finden, die mit den übrigen Regressoren korreliert sind, zugleich aber unabhängig vom Fehlerterm und damit von  $A_0$  sind.

**599.** Eine Lösung für dieses schätztechnische Problem besteht im Übergang von einer reinen Querschnittsbetrachtung hin zu einer **Panelanalyse** (Islam, 1995). Darüber hinaus verbessert die höhere Beobachtungszahl, die durch die Paneldimension gegenüber der reinen Querschnittsanalyse gewonnen wird, die Güte der Parameterschätzungen und der jeweiligen Testprozeduren. Gemäß Gleichung (9) und Gleichung (11) kann das neoklassische Wachstumsmodell als ein dynamisches Panelmodell mit einer Anzahl  $m$  exogener Variablen  $x$  formuliert werden:

$$\ln(y_{i,t}) = b_i + \eta_t + \phi \ln(y_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^m \rho_j \ln(x_{i,t}^j) + \varepsilon_{i,t}. \quad (14)$$

Der Ausdruck  $\eta_t$  steht für den Term  $gt$  in Gleichung (9) und drückt damit in der Panelmodellierung einen gemeinsamen zeitspezifischen Effekt aus, der im Kontext eines Wachstumsmodells als gemeinsamer technischer Fortschritt interpretiert werden kann. In einer reinen Querschnittsbetrachtung der Spezifikation von Gleichung (11) wird dieser Effekt in die Konstante  $b$  subsumiert. Die wahrscheinliche Korrelation zwischen dem länderspezifischen Term  $b_i$  und den exogenen Regressoren des Modells legt eine Spezifikation als Panel mit fixen Effekten nahe, da die Alternative zufälliger Effekte gerade diesen Aspekt nicht berücksichtigt. Gleichung (14) verdeutlicht zudem, dass das Modell mit einer beliebigen Anzahl exogener Variablen über die des Standardmodells hinaus erweiterbar ist. Allerdings verlässt man dann den engeren wachstumstheoretischen Modellkontext, denn es ist theoretisch nicht gewährleistet, dass die zusätzlichen exogenen Variablen mit der funktionalen Form der Gleichung (11) beziehungsweise der Gleichung (9) kompatibel sind. Ein Vorteil dieses empirischen Ad-hoc-Vorgehens besteht jedoch darin, dass eine Vielzahl zusätzlicher Variablen in ihrem Einfluss auf das Wachstum analysiert werden kann. Diese exogenen Einflüsse lassen sich vor dem Hintergrund der Diskussion um bedingte Konvergenz als konditionierende Variablen des langfristigen Wachstumsgleichgewichts interpretieren.

**600.** Die Schätzung eines dynamischen Panels mit fixen Effekten ist jedoch nicht ohne Probleme. So

führt die Schätzung mittels eines in statischen Modellen gebräuchlichen Kleinst-Quadrate-Dummy-Variablen-Verfahrens durch die Einbeziehung der zeitverzögerten endogenen Variablen unabhängig vom Umfang der Querschnittsdimension  $N$  (mit  $i = 1, \dots, N$ ) bei endlicher Zeitdimension  $T$  (mit  $t = 1, \dots, T$ ) zu inkonsistenten Parameterschätzungen (Hsiao, 1986). Letzteres ist gerade im Kontext von Wachstumsregressionen relevant, da hier regelmäßig ein nur relativ kurzer Zeitraum an Beobachtungen zur Verfügung steht.

Zur Lösung dieses Problems existieren eine Reihe alternativer Schätzansätze. Im Folgenden wird das Modell der Gleichung (14) mittels der Methode des zweistufigen Kleinst-Quadrate-(KQ-) Verfahrens geschätzt. Möglicher Heteroskedastizität in den Residuen wird über einen gewogenen zweistufigen Schätzansatz begegnet.

*Die in der Literatur diskutierten Ansätze zur Schätzung dynamischer Panelmodelle mit fixen Effekten schätzen das Modell entweder in der Struktur der Gleichung (14) oder in Form der ersten Differenz dieses Ausdrucks. Die Schätzer weisen in der Regel die gewünschten Konsistenzigenschaften auf; diese vorteilhaften Eigenschaften gelten allerdings regelmäßig nur asymptotisch, das heißt für eine unendliche Zeit- und/oder Querschnittsdimension. Damit ist für finite Stichproben, der für Wachstumsregressionen relevante Fall, noch nicht viel gewonnen. In einer Reihe von Studien wurden deshalb mittels Monte-Carlo-Simulationen die Eigenschaften diverser Verfahren für finite Stichproben getestet (Kiviet, 1995; Judson und Owen, 1996; Islam, 2000; Bond, Hoeffler und Temple, 2001). Ein Ergebnis dieser Studien ist, dass mit Blick auf Konsistenz und Effizienz kein Schätzverfahren für unterschiedliche Datensätze oder Annahmen über die Querschnitts- und Zeitdimension allen anderen eindeutig überlegen zu sein scheint. Die Unbestimmtheit der aus den Simulationsstudien für endliche Stichproben gewonnenen Ergebnisse legt in jedem Fall nahe, die mit den unterschiedlichen Verfahren gewonnenen Punktschätzungen mit einer gewissen Vorsicht zu bewerten. In einer Simulationsstudie mit dem in der empirischen Wachstumsforschung populären Datensatz von Summers und Heston zeigt sich, dass insbesondere einfachere Schätzverfahren ausgefeilteren Techniken nicht unbedingt unterlegen sind (Islam, 2000). So erweist sich auch das untersuchte zweistufige KQ-Verfahren oftmals als vorteilhafter als komplexere Methoden wie beispielsweise unterschiedliche Ansätze im Rahmen einer Verallgemeinerten-Momenten-Methode (GMM).*

Mit dem zweistufigen KQ-Verfahren wird Gleichung (14) in Differenzenform geschätzt. Hierdurch wird der länderspezifische Effekt eliminiert:

$$\Delta \ln(y_{i,t}) = \Delta \eta_t + \phi \Delta \ln(y_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^m \rho_j \Delta \ln(x_{i,t}^j) + \Delta \varepsilon_{i,t}. \quad (15)$$

Allerdings ist nun der Ausdruck für  $\Delta \ln(y_{i,t-1})$  mit der Differenz des Fehlerterms korreliert, so dass eine konsistente Schätzung der Parameter über geeignete Instrumente

erfolgen muss. Diese sollten die Eigenschaften haben, mit dem Fehlerterm unkorreliert zu sein, gleichzeitig jedoch einen engen Bezug zu den ursprünglichen Regressoren aufzuweisen. Die Verwendung von Instrumentenvariablen ist zudem geeignet, die Endogenitätsproblematik, die der Schätzung von Wachstumsregressionen inhärent ist, zu entschärfen. Als Instrumente werden für die Differenz des Bruttoinlandsprodukts je erwerbsfähigen Einwohner sowie für die Differenz derjenigen exogenen Regressoren, die in Relation zum Bruttoinlandsprodukt in die Schätzung eingehen, um zwei Perioden verzögerte Niveaus der jeweiligen Größen verwendet. Damit wird berücksichtigt, dass unter Umständen gegenwärtige und zukünftige Werte für die erklärenden Variablen mit dem Fehlerterm korreliert sind.

**601.** Die Einbeziehung zusätzlicher exogener Variablen  $x$  in die Wachstumsregression wird im Folgenden durch eine **Schätzung für die Investitionsquote** ergänzt, um zusätzlich zu dem direkten Effekt dieser Variablen auf das Wachstum mögliche indirekte Einflüsse, die über die Investitionsquote wirken, zu erfassen. Hat eine wirtschaftspolitische Variable – wie beispielsweise das staatliche Defizit – direkte Einflüsse auf das Investitionsverhalten, dann erfasst der Koeffizient für das Defizit in der Gleichung (14) beziehungsweise Gleichung (15) den tatsächlichen Wachstumseinfluss dieser Größe nicht korrekt: Je nach Vorzeichen und Signifikanz der Variablen in der Investitionsgleichung kommt es zu einer signifikanten Überschätzung beziehungsweise Unterschätzung des Effekts.

Die Gleichung für die Investitionsquote ergibt sich analog zur Wachstumsregression als:

$$\Delta \ln(s_{i,t}) = \Delta \eta_t + \pi \Delta \ln(s_{i,t-1}) + \nu \Delta \ln(x_{i,t}) + \xi_{i,t} . \quad (16)$$

Die Schätzung erfolgt ebenfalls über Instrumentenvariablen im Rahmen eines zweistufigen KQ-Ansatzes. In die Schätzung der privaten Investitionsquote gehen die zeitverzögerte Investitionsquote sowie die jeweiligen exogenen Regressoren ein. Damit wird vereinfachend implizit angenommen, dass das Bruttoinlandsprodukt nicht kontemporär die Investitionsquote beeinflusst. Ohne diese Annahme müssten die Wachstumsgleichung und die Gleichung für die Investitionsquote als simultanes Gleichungssystem geschätzt werden. Alternativ zu einer zusätzlichen Regression für die Investitionen wird in einigen empirischen Studien auch auf die Einbeziehung der Investitionsquote in die Wachstumsgleichung verzichtet und die zusätzlich erklärende Einflussvariable direkt auf das Wachstum regressiert (Barro, 1991). Eine derartige Kontrollregression wurde auch im Rahmen der vorliegenden Analyse durchgeführt. Die entsprechenden Resultate werden nicht ausgewiesen, da sie in den meisten Fällen lediglich das Bild der Wachstumsregression und der Investitionsregression bestätigen. Dort, wo der Einfluss ei-

ner Variable auf Wachstum und Investitionen nicht eindeutig ist, wird jedoch auf die Ergebnisse der bivariaten Schätzung verwiesen.

#### Datenbasis

**602.** Dem üblichen Vorgehen in der empirischen Literatur folgend werden zur Isolierung langfristiger Wachstumsprozesse Durchschnitte der Variablen über nicht überlappende fünfjährige Zeiträume für die Schätzung verwendet. Die Daten entstammen bis auf die Maße für das Humankapital und die Altenquotienten der OECD-Datenbank. Für das Humankapital wurde auf den Barro/Lee-Datensatz zurückgegriffen (Barro und Lee, 2000). Die Daten zur Altersstruktur der Bevölkerung stammen von Eurostat. Betrachtet wird der Zeitraum der Jahre 1960 bis 1999, wobei die verfügbare Datenbasis für einzelne Variablen lediglich Schätzungen für einen kürzeren Zeitraum zulässt. Neben den üblichen Variablen des neoklassischen Wachstumsmodells wird eine Reihe zusätzlicher Politikvariablen als exogene Bestimmungsgrößen in die Untersuchung einbezogen (Tabelle 54, Seite 322). Der verwendete Länderkreis beschränkt sich auf die Industrieländer, wobei – um die Vergleichbarkeit des Länderkreises innerhalb der einzelnen Schätzungen zu gewährleisten – angesichts mangelnder Datenverfügbarkeit in manchen Spezifikationen einige Länder nicht berücksichtigt wurden. Der gesamte Zeitraum der Jahre 1960 bis 1999 wird für die meisten Variablen nicht von sämtlichen Ländern abgedeckt, es handelt sich demnach um ein unbalanciertes Panel. Den Schätzgleichungen wird zusätzlich eine Dummy-Variablen hinzugefügt, die für Deutschland ab dem Jahre 1990 den Wert eins annimmt. Die durch die Vereinigung bedingte Niveauverschiebung in den Zeitreihen für das Bruttoinlandsprodukt sowie für die erwerbsfähige Bevölkerung Deutschlands wurde durch eine Verkettung der gesamtdeutschen Zahlen mit denjenigen des früheren Bundesgebiets für das Jahr 1991 berücksichtigt.

**603.** In einem ersten Schritt wird der Einfluss weiterer erklärender Variablen über die Wachstumsdeterminanten des einfachen Solow-Modells hinaus in Gestalt separater Regressoren analysiert. Als Test auf Robustheit der gefundenen Ergebnisse wird eine analoge Untersuchung für ein um die Humankapitaldimension erweitertes neoklassisches Wachstumsmodell durchgeführt. Da die Einbeziehung nur jeweils einer erklärenden Variablen unter Umständen ein verzerrtes Bild der Rolle dieser Größe für den Wachstumsprozess vermittelt, werden zusätzlich einige Spezifikationen getestet, die den simultanen Einfluss mehrerer zusätzlicher Regressoren erfassen. Dies ist insbesondere bei den finanzpolitischen Variablen der staatlichen Einnahmeseite und der Ausgabenseite ein sinnvolles Vorgehen. In einem abschließenden Schritt wird, basierend auf diesen Ergebnissen, eine um eine Vielzahl erklärender Variablen erweiterte Spezifikation geschätzt, mittels derer für eine Reihe ausgewählter Länder eine Dekomposition des Wachstums in der zweiten Hälfte der neunziger Jahre möglich ist.

Tabelle 54

**Beschreibung der in die Untersuchung einbezogenen Länder und Variablen<sup>1)</sup>**

<b>Länderkreis</b>	Australien, Belgien, Dänemark, Deutschland, Finnland, Frankreich, Irland, Italien, Japan, Kanada, Niederlande, Norwegen, Österreich, Schweden, Spanien, Vereinigtes Königreich, Vereinigte Staaten
<b>Gesamtzeitraum</b>	1960 bis 1999, wenn nicht anders vermerkt.
<b>Variable</b>	<b>Beschreibung</b>
Bruttoinlandsprodukt	Bruttoinlandsprodukt in Kaufkraftstandards von 1995 je erwerbsfähigen Einwohner (Alter von 15 Jahren bis 64 Jahren). Daten für das frühere Bundesgebiet wurden ab dem Jahre 1991 mit gesamtdeutschen Daten verkettet.
Bevölkerungswachstum	Wachstum der erwerbsfähigen Bevölkerung im Alter von 15 Jahren bis 64 Jahren, erweitert um einen gemeinsamen Faktor für das Wachstum des technischen Fortschritts und die Abschreibungen. Daten für das frühere Bundesgebiet wurden ab dem Jahre 1991 mit gesamtdeutschen Daten verkettet.
Unternehmensinvestitionen	Bruttoanlageinvestitionen des Unternehmenssektors in Relation zum Bruttoinlandsprodukt
Humankapital	Humankapital: Barro/Lee-Datensatz (aktualisiert 2000). Durchschnittliche Schuljahre in der Gesamtbevölkerung. Verwendet wurden die Anfangswerte der jeweiligen 5-Jahreszeiträume.
Staatliche Investitionen	Bruttoanlageinvestitionen des Staates in Relation zum Bruttoinlandsprodukt
Staatlicher Konsum, insgesamt	Konsumausgaben des Staates in Relation zum Bruttoinlandsprodukt
Staatlicher Konsum, ohne Arbeitnehmerentgelte	Konsumausgaben des Staates (ohne Arbeitnehmerentgelte) in Relation zum Bruttoinlandsprodukt
Arbeitnehmerentgelte des Staates	Arbeitnehmerentgelte des Staates in Relation zum Bruttoinlandsprodukt
Schuldenstand	Staatsschuld in Relation zum Bruttoinlandsprodukt
Defizit	Finanzierungssaldo des Staates in Relation zum Bruttoinlandsprodukt
Primärdefizit	Finanzierungssaldo des Staates ohne Zinszahlungen in Relation zum Bruttoinlandsprodukt
Steuern	Direkte und indirekte Steuern von Unternehmen und privaten Haushalten in Relation zum Bruttoinlandsprodukt
Sozialabgaben	Sozialbeiträge in Relation zum Bruttoinlandsprodukt
Abgaben, insgesamt	Direkte Steuern, indirekte Steuern sowie Sozialbeiträge von Unternehmen und privaten Haushalten in Relation zum Bruttoinlandsprodukt
Direkte Steuern	Direkte Steuern von Unternehmen und privaten Haushalten in Relation zum Bruttoinlandsprodukt
Indirekte Steuern	Indirekte Steuern in Relation zum Bruttoinlandsprodukt
Verhältnis indirekter zu direkten Steuern	Quotient aus indirekten Steuern und direkten Steuern von Unternehmen und privaten Haushalten
Inflation: Deflator	Veränderung des Deflators des Bruttoinlandsprodukts
Inflation: Verbraucherpreise	Veränderung des Verbraucherpreisindex
Offenheitsgrad	Summe von Exporten und Importen in Relation zum Bruttoinlandsprodukt
Terms of Trade	Deflator der Exporte dividiert durch den Deflator der Importe

noch: Beschreibung der in die Untersuchung einbezogenen Länder und Variablen<sup>1)</sup>

noch Variable	noch Beschreibung
NAWRU	Maß für die strukturelle Arbeitslosigkeit ( <i>non accelerating wage rate of unemployment</i> )
Erwerbstätige, insgesamt	Erwerbstätige insgesamt in Relation zur Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter
Erwerbstätige, Staat	Erwerbstätige beim Staat in Relation zur Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter
Erwerbstätige, Unternehmen	Erwerbstätige im Unternehmensbereich in Relation zur Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter
Erwerbstätige, Selbständige	Selbständige in Relation zur Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter
Standardisierte Arbeitslosenquote	Standardisierte Arbeitslosenquote (ILO-Definition)
Altenquotient	Personen 65 Jahre und älter in Relation zur Gesamtbevölkerung (Datenquelle: Eurostat)
FuE, Unternehmen 1980 bis 1999	Ausgaben für Forschung und Entwicklung im Unternehmensbereich in Relation zum Bruttoinlandsprodukt
FuE, Staat 1980 bis 1999	Ausgaben für Forschung und Entwicklung im öffentlichen Bereich in Relation zum Bruttoinlandsprodukt
FuE, Bildung 1980 bis 1999	Ausgaben für Forschung und Entwicklung im Bereich der Hochschulen ( <i>higher education</i> ) in Relation zum Bruttoinlandsprodukt
FuE, insgesamt 1980 bis 1999	Ausgaben für Forschung und Entwicklung insgesamt in Relation zum Bruttoinlandsprodukt

<sup>1)</sup> Bruttoinlandsprodukt in jeweiligen Preisen, wenn nicht anders vermerkt. Zu weiteren Einzelheiten siehe auch Ziffer 602.

#### Wachstumsdeterminanten im neoklassischen Grundmodell

**604.** Die geschätzten Koeffizienten des **neoklassischen Grundmodells** weisen die erwarteten Vorzeichen auf (Tabelle 55, Seite 324). Der Konvergenzparameter impliziert eine jährliche Konvergenzgeschwindigkeit von 6,7 vH; die Halbwertszeit, das heißt der Zeitraum, innerhalb dessen eine bestehende Differenz zum Wachstumsgleichgewicht zur Hälfte abgebaut ist, beträgt demzufolge rund zehn Jahre. Die Schätzungen sind angesichts der geringen Zeitdimension des zugrundeliegenden Panels mit einiger Vorsicht zu interpretieren, liegen allerdings im Rahmen der Ergebnisse einer Reihe bisheriger Panelstudien (Islam, 1995; Caselli, Esquivel und Lefort, 1996). Sie bestätigen den Befund, dass Wachstumsregressionen im Rahmen von Panelmodellen regelmäßig eine größere Konvergenzgeschwindigkeit ermitteln als reine Querschnittsregressionen, bei denen als Faustregel lediglich 2 vH eines bestehenden Rückstands pro Jahr abgebaut werden.

Die Tatsache, dass Panelstudien regelmäßig eine höhere Konvergenzgeschwindigkeit als Querschnittsanalysen ausweisen, liegt zum Teil daran, dass in Querschnittstudien aufgrund der Einordnung der Unterschiede zwischen den unbeobachtbaren technologischen Ausgangsniveaus in den Fehlerterm ein schätztechnisches Problem resultiert. Insofern diese Unterschiede mit dem Ausgangsniveau der Produktion korreliert sind, wofür gute Gründe sprechen, ist in einer Querschnittsschätzung der Konvergenzkoeffizient verzerrt. Aufgrund der zu vermutenden positiven Korrelation lässt sich zudem die Richtung der Verzerrung bestimmen: Der Konvergenzkoeffizient wird in Querschnittsanalysen überschätzt, die Konvergenzgeschwindigkeit damit zu niedrig ausgewiesen. Indem mit der Panel-schätzung die unbeobachtbare Variable als länderspezifischer Effekt in das Modell eingeht, wird diese Verzerrung beseitigt (Islam, 1995). Mit anderen Worten: Die Modellierung eines Panels mit fixen Effekten berücksichtigt mit dem unbeobachteten Ausgangsniveau der Technologie eine zusätzliche Dimension, das Wachstumsgleichgewicht bestimmende Dimension. Durch diese zusätzliche länderspezifische Heterogenität wird

Tabelle 55

Neoklassisches Grundmodell<sup>1)</sup>

Variable	Standard-Solow-Modell		Erweiterung mit Humankapital	
	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
Bruttoinlandsprodukt – verzögert .	0,72**	12,76	0,68**	12,15
Unternehmensinvestitionen.....	0,29**	6,97	0,27**	7,64
Bevölkerungswachstum .....	- 0,11	- 1,48	- 0,11	- 1,61
Humankapital .....			0,11(*)	1,71
Konvergenzgeschwindigkeit <sup>2)</sup> .....	7		8	
Halbwertszeit <sup>3)</sup> .....	10,33		9,11	

<sup>1)</sup> Untersuchungszeitraum: 1960 bis 1999. Weitere Einzelheiten zu den Variablen siehe Tabelle 54, zur Datengrundlage siehe Ziffer 602. Zugrunde gelegte Schätzgleichung siehe Gleichung (15), Ziffer 600.

<sup>2)</sup> Konvergenzgeschwindigkeit in vH pro Jahr: Geschwindigkeit einer Annäherung an das langfristige Wachstumsgleichgewicht.

<sup>3)</sup> Entspricht dem Zeitraum (in Jahren), innerhalb dessen eine bestehende Einkommensdifferenz zur Hälfte abgebaut ist.

(\*), \*, \*\* zeigen Signifikanz auf dem 10%-, 5%- beziehungsweise 1%-Niveau an.

eine weitere konditionierende Variable einbezogen, die verantwortlich ist für unterschiedliche langfristige Wachstumsgleichgewichte und damit auch für Unterschiede in der Konvergenz zu diesen Endzuständen.<sup>4)</sup>

Eine höhere Investitionsquote im Unternehmenssektor erhöht das langfristige Outputniveau mit einer Elastizität von gut einem Viertel. Eine Erhöhung der Investitionsquote um einen Prozentpunkt ausgehend vom Stichprobenmittelwert von annähernd 12 vH bedeutet in dieser Spezifikation eine Erhöhung des gleichgewichtigen Outputniveaus um fast 2 1/2 vH.

**605.** Bei der Erweiterung des Modells um einen **Indikator für den Humankapitalbestand** gilt es zu beachten, dass eine notorische Schwäche der Verfahren, den Einfluss dieser Größe auf den Wachstumsprozess zu erfassen, in der unzureichenden Qualität liegt, mit der der Bestand an produktionswirksamer Bildung gemessen werden kann. Die allgemein verwendete Approximation über die durchschnittlichen Schuljahre in der Bevölkerung berücksichtigt ausschließlich einen quantitativen Aspekt, Unterschiede in der Qualität des Bildungssystems bleiben unerfasst.

Eine Einbeziehung des so operationalisierten Humankapitals als weitere erklärende Variable in das neoklas-

sische Grundmodell liefert einen signifikant positiven Koeffizientenschätzwert. Darüber hinaus erhöht sich die Konvergenzgeschwindigkeit auf 7,6 vH. Eine Erhöhung der durchschnittlichen Jahre an Erziehung in der Bevölkerung um ein Jahr ausgehend vom Stichprobenmittel von gut 7 1/2 Jahren erhöht die Produktion je erwerbsfähigen Einwohner um 1,3 vH.

**606.** Bezieht man **finanzpolitische Variablen** jeweils als separate erklärende Faktoren in das Grundmodell ein, zeigt sich, dass diese vielfach einen signifikanten Einfluss auf das Wirtschaftswachstum ausüben (Tabelle 56). Zudem erhöht sich im Regelfall die Konvergenzgeschwindigkeit. Ausnahmen bilden der Staatskonsum sowie die Sozialabgabenquote.

*Die Variabilität der geschätzten Konvergenzparameter je nach betrachteter zusätzlicher finanzpolitischer Einflussgröße ist allerdings zum Teil beträchtlich. Dies legt eine vorsichtige Interpretation der Schätzergebnisse mit Blick auf exakt quantifizierbare Angaben zur Konvergenzgeschwindigkeit nahe. Die Unterschiede in den Schätzwerten für das zeitverzögerte Bruttoinlandsprodukt je erwerbsfähigen Einwohner und damit auch für die Konvergenzgeschwindigkeit und die Halbwertszeit erklären sich allerdings auch durch die je nach Datenverfügbarkeit der jeweiligen Indikatoren unterschiedlichen Schätzzeiträume. Da die beobachtbare Konvergenz im Zeitablauf nachgelassen hat, ist bei denjenigen Spezifikationen, in denen für die zusätzliche erklärende Variable Daten in der Mehrzahl für den Beginn des Schätzzeitraums nicht vorhanden sind, der Schätzwert für die Konvergenzgeschwindigkeit tendenziell geringer.*

<sup>4)</sup> Unterschiede in den Konvergenzraten ergeben sich zum Teil auch durch die Verwendung unterschiedlicher Panelschätzmethoden (Bond, Hoeffler und Temple, 2001). Das Ergebnis einer erhöhten Konvergenzgeschwindigkeit in Panelschätzungen bleibt hiervon jedoch im Regelfall unberührt.

Neoklassisches Grundmodell ohne Humankapital erweitert um finanzpolitische Variablen<sup>1)</sup>

Variable		Exo- gene Variable	Brutto- inlands- produkt – verzö- gert	Unter- neh- mens- investi- tionen	Be- völke- rungs- wachs- tum	Konver- genzge- schwin- digkeit <sup>2)</sup>	Halb- werts- zeit <sup>3)</sup>
Staatliche Investitionen	Koeffizient	0,08 **	0,69 **	0,29 **	-0,12 *	7	9,28
	t-Wert	3,94	13,89	8,82	-2,00		
Staatlicher Konsum, insgesamt	Koeffizient	-0,21 **	0,77 **	0,20 **	-0,12	5	12,95
	t-Wert	-3,26	10,74	4,44	-1,62		
Staatlicher Konsum, ohne Arbeitnehmerentgelte	Koeffizient	-0,08 (*)	0,67 **	0,24 **	-0,12 (*)	8	8,81
	t-Wert	-1,81	11,03	5,95	-1,69		
Arbeitnehmerentgelte des Staates	Koeffizient	-0,13 *	0,73 **	0,24 *	-0,10	6	10,98
	t-Wert	-2,22	10,19	5,33	-1,38		
Defizit <sup>4)</sup>	Koeffizient	-0,004 **	0,65 **	0,18 **	-0,14 *	9	8,05
	t-Wert	-2,66	10,67	4,27	-1,99		
Primärdefizit <sup>4)</sup>	Koeffizient	-0,003	0,62 **	0,20 **	-0,20 **	9	7,37
	t-Wert	-1,60	8,80	4,00	-2,73		
Schuldenstand	Koeffizient	-0,06 **	0,57 **	0,19 **	-0,12 (*)	11	6,21
	t-Wert	-2,89	6,53	5,08	-1,68		
Steuern	Koeffizient	0,00	0,63 **	0,24 **	-0,13 (*)	9	7,54
	t-Wert	-0,08	10,28	5,98	-1,83		
Abgaben, insgesamt	Koeffizient	-0,12	0,67 **	0,25 **	-0,17 *	8	8,60
	t-Wert	-1,48	10,15	5,78	-2,03		
Direkte Steuern	Koeffizient	0,03	0,61 **	0,24 **	-0,16 *	10	7,09
	t-Wert	0,76	9,85	6,18	-2,13		
Indirekte Steuern	Koeffizient	-0,08 (*)	0,64 **	0,24 **	-0,12	9	7,73
	t-Wert	-1,77	9,70	5,86	-1,58		
Sozialabgaben	Koeffizient	-0,21 **	0,83 **	0,28 **	-0,19 *	4	18,98
	t-Wert	-4,44	12,84	7,60	-2,40		

<sup>1)</sup> Untersuchungszeitraum: 1960 bis 1999. Weitere Einzelheiten zu den Variablen siehe Tabelle 54, zur Datengrundlage siehe Ziffer 602. Zugrunde gelegte Schätzgleichung siehe Gleichung (15) Ziffer 600.

<sup>2)</sup> Konvergenzgeschwindigkeit in vH pro Jahr: Geschwindigkeit einer Annäherung an das langfristige Wachstumsgleichgewicht.

<sup>3)</sup> Entspricht dem Zeitraum (in Jahren), innerhalb dessen eine bestehende Einkommensdifferenz zur Hälfte abgebaut ist.

<sup>4)</sup> Defizite gehen in nicht logarithmierter Form in die Schätzung ein.

(\*), \*, \*\* zeigen Signifikanz auf dem 10%-, 5%- beziehungsweise 1%-Niveau an.

Nachfolgend werden zunächst die isolierten Effekte der jeweiligen Variablen beschrieben. In einem zusätzlichen Schritt werden in einer erweiterten Spezifikation simultan die staatliche Einnahmeseite und Ausgabenseite einbezogen, da dies eine realistischere Betrachtung der finanzpolitischen Alternativen vermittelt.<sup>5)6)</sup>

**Staatliche Investitionen** weisen einen signifikanten Produktivitätseffekt auf. Dieser liegt jedoch beträchtlich unter demjenigen der privaten Unternehmensinvestitionen. Die **staatliche Konsumquote** übt demgegenüber einen signifikant negativen Einfluss aus. Diese Größe spiegelt nicht nur eine spezifische staatliche Ausgabenkomponente wider, sondern wird in einer Spezifikation ohne Berücksichtigung der staatlichen Einnahmeseite vielfach auch als Indikator für die Größe des öffentlichen Sektors interpretiert (Bassanini, Scarpetta und Hemmings, 2001; Fölster und Henrekson, 2001). Eine Aufspaltung der staatlichen Konsumausgaben in Lohnbestandteile und Nichtlohnbestandteile zeigt für beide Größen einen signifikant negativen Effekt, der für die Lohnkomponente etwas deutlicher ausgeprägt ist. Ebenfalls signifikant negative Einflüsse finden sich für das staatliche **Defizit**, das in nicht logarithmierter Form in die Schätzung eingeht.

Als weitere Variable zur Untersuchung des Einflusses defizitfinanzierter staatlicher Aktivität lässt sich die **Schuldenstandsquote** der öffentlichen Haushalte heranziehen. Auch hier lässt sich ein signifikant negativer Einfluss der Verschuldung der öffentlichen Haushalte feststellen: Eine Erhöhung der Schuldenstandsquote – der Stichprobenmittelwert liegt bei rund 50 vH – um einen Prozentpunkt ist mit einem um 0,12 vH niedrigeren langfristigen Produktionsniveau verbunden.

Betrachtet man die Einnahmeseite der öffentlichen Haushalte für sich, zeigt sich, dass die Steuern und auch die Abgabenbelastung insgesamt, das heißt die Summe aus Steuern und Sozialabgaben, keine signifikanten Effekte haben. In einer weiteren Aufgliederung der Steuern lässt sich für die **indirekten Steuern** ein auf dem 10 %-Niveau signifikant negativer Einfluss ausmachen. Der Koeffizient für die direkten Steuern ist hingegen nicht signifikant. Dieses auf den ersten Blick erstaunliche Ergebnis erklärt sich durch den Umstand, dass die wachstumsschädlichen Wirkungen der direkten Steuern primär über ihren Einfluss auf die Unternehmensinvestitionen wirken. So weist die Schätzung der Investitionsquote der Unternehmen einen signifikant negativen Einfluss der direkten Steuern aus. Darüber hinaus zeigt eine Regression, in der die exogenen Variablen ohne die übrigen Einflussgrößen des neoklassischen Modells, also vor allem ohne die Investitionsquote, in die Wachstumsleichung eingehen, dass die direkten

Steuern einen signifikant negativen Einfluss ausüben und zusätzlich eine stärkere Gewichtung der indirekten im Vergleich zu den direkten Steuern wachstumsfördernd wirkt.<sup>7)</sup>

Die **Sozialabgabenquote** – wiederum für sich genommen – bildet ein signifikantes Wachstumshemmnis. Ausgehend vom Stichprobenmittelwert von rund 10 vH für diese Größe bedeutet eine Reduzierung um einen Prozentpunkt eine Steigerung des Outputniveaus um annähernd 2 vH.

**607.** Zur genaueren Erfassung des Einflusses finanzpolitischer Variablen ist es sinnvoll, die geschätzte Spezifikation zu erweitern, so dass die Komponenten der Einnahmeseite und der Ausgabenseite jeweils zusammen sowie des Weiteren beide Budgetseiten simultan in ihren Wachstumswirkungen identifiziert werden können (Tabelle 57). In Spezifikation (1), in der die Ausgabenkomponenten zusammen erfasst sind, erweisen sich die öffentlichen Investitionen weiterhin als signifikant positiv. Innerhalb der staatlichen Konsumausgaben zeigt sich der nicht lohnbezogene Anteil als signifikant negativ. Spezifikation (2) bildet die einzelnen Einnahmekomponenten zusammen ab. Es ergibt sich ebenfalls ein gegenüber den separaten Regressionen weitgehend unverändertes Bild: Die indirekten Steuern und Sozialabgaben wirken signifikant negativ. Hier ist allerdings nochmals darauf hinzuweisen, dass der Effekt der direkten Steuern über die Investitionen nicht abgebildet wird.

Betrachtet man anschließend die beiden Budgetseiten simultan, verliert der Staatskonsum an Signifikanz. Auf der Einnahmeseite ändert sich qualitativ nichts. Die Insignifikanz des staatlichen Konsums stützt die Hypothese, dass der in isolierter Betrachtung – hierbei geht jede wirtschaftspolitische Variable als separater exogener Regressor in die Standard-Wachstumsleichung ein – signifikant negative Effekt dieser Variablen eher den Staatsanteil approximiert als die Wachstumswirkungen dieser spezifischen Ausgabenkomponente beschreibt. Die Defizitfinanzierung erweist sich als signifikantes Wachstumshemmnis; umgekehrt sind staatliche Investitionen wachstumsfördernd, dies allerdings weiterhin mit einer geringeren Elastizität als die privaten Investitionen.

**608.** Der potentielle Einfluss wirtschaftspolitischer Maßnahmen auf das Wachstum umfasst nicht lediglich den engen Kreis finanzpolitischer Maßnahmen. So ist insbesondere in Deutschland die inflexible Struktur des Arbeitsmarkts als Erklärungsfaktor für die relative Wachstumsschwäche in den vergangenen Jahren angeführt worden. Eine Bewertung dieses Arguments im Rahmen einer Panelanalyse steht allerdings vor der Schwierigkeit, dass keine Daten zur Verfügung stehen, die länderübergreifend konsistent für einen hinreichend

<sup>5)</sup> Zu beachten ist, dass für die Schätzungen, die den staatlichen Konsum sowie die Steuern enthalten, sich aufgrund von Datenrestriktionen der Länderkreis um Dänemark und das Vereinigte Königreich verringert. Die Schätzungen mit der Größe Sozialabgaben können darüber hinaus nicht für Australien durchgeführt werden.

<sup>6)</sup> So ist beispielsweise eine Reduzierung der Defizitquote mit höheren Steuern und/oder geringeren Staatsausgaben verbunden.

<sup>7)</sup> Die Ergebnisse dieser bivariaten Regressionen sind als zusätzliche Kontrollregression durchgeführt worden, jedoch nicht im Text ausgewiesen.

Neoklassisches Grundmodell ohne Humankapital: Spezifikation mit finanzpolitischen Variablen<sup>1)</sup>

Variable	Ausgabenkomponenten (1)		Einnahmekomponenten (2)		Ausgaben- und Einnahmekomponenten (3)	
	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
Bruttoinlandsprodukt – verzögert .	0,73 **	10,82	0,74 **	11,02	0,64 **	9,90
Unternehmensinvestitionen.....	0,24 **	6,10	0,23 **	5,42	0,22 **	6,15
Bevölkerungswachstum .....	-0,08	-1,04	-0,24 **	-3,24	-0,14 *	-2,38
Staatliche Investitionen .....	0,10 **	4,80			0,12 **	5,10
Staatlicher Konsum, insgesamt .....						
Arbeitnehmerentgelte des Staates .	-0,10	-1,37			0,04	0,54
Staatlicher Konsum, ohne Arbeitnehmerentgelte.....	-0,14 *	-2,41			-0,05	-0,80
Abgaben, insgesamt .....						
Steuern .....						
Direkte Steuern .....			0,03	1,17	0,02	0,69
Indirekte Steuern .....			-0,12 *	-2,05	-0,20 **	-3,81
Sozialabgaben .....			-0,19 **	-4,05	-0,13 *	-2,52
Defizit <sup>2)</sup> .....			-0,002	-1,29	-0,005 **	-2,71
Konvergenzgeschwindigkeit <sup>3)</sup> .....	6		6		9	
Halbwertszeit <sup>4)</sup> .....	11,22		11,47		7,81	

<sup>1)</sup> Untersuchungszeitraum: 1960 bis 1999. Weitere Einzelheiten zu den Variablen siehe Tabelle 54, zur Datengrundlage siehe Ziffer 602. Zugrunde gelegte Schätzgleichung siehe Gleichung (15) Ziffer 600.

<sup>2)</sup> Defizite gehen in nicht logarithmierter Form in die Schätzung ein.

<sup>3)</sup> Konvergenzgeschwindigkeit in vH pro Jahr: Geschwindigkeit einer Annäherung an das langfristige Wachstumsgleichgewicht.

<sup>4)</sup> Entspricht dem Zeitraum (in Jahren), innerhalb dessen eine bestehende Einkommensdifferenz zur Hälfte abgebaut ist.

(\*), \*, \*\* zeigen Signifikanz auf dem 10%-, 5%- beziehungsweise 1%-Niveau an.

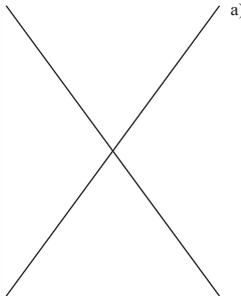
langen Zeitraum institutionelle Entwicklungen auf den jeweiligen Arbeitsmärkten abbilden können. Als Ausweg bleibt vor diesem Hintergrund einzig die Verwendung von Proxy-Indikatoren.

Institutionelle Rigiditäten spiegeln sich im Umfang der **strukturellen Arbeitslosigkeit**. Letztere wird empirisch jedoch nicht über eine explizite Analyse bestehender struktureller Hemmnisse ermittelt, sondern indirekt über einen Phillipskurven-Zusammenhang abgeleitet. Dies gilt auch für das im Rahmen dieser Studie verwendete Konzept der strukturellen Arbeitslosigkeit als derjenigen Arbeitslosenquote, bei der die Lohnentwicklung keine Beschleunigung erfährt (*Non Accelerating Wage Rate of Unemployment*, NAWRU). Die Einbeziehung dieser Arbeitsmarktvariablen als isolierter exogener Regressor in die Schätzung des neoklassischen Grundmodells zeigt ei-

nen signifikant negativen Einfluss dieser Größe auf den Wachstumsprozess (Tabelle 58, Seite 328). Zusätzlich gilt es zu beachten, dass ein wesentlicher Effekt der strukturellen Rigiditäten über die Investitionsnachfrage der Unternehmen wirken dürfte: Eine entsprechende Regression für die Investitionen der Unternehmen liefert in der Tat einen signifikant negativen Zusammenhang zwischen der strukturellen Arbeitslosigkeit und der Investitionsquote der Unternehmen. Dieser Befund wird gestützt durch eine einfache bivariate Kontrollregression, bei der neben dem Konvergenzterm lediglich die NAWRU als weitere erklärende Variable in die Schätzung eingeht, das heißt die übrigen Einflussgrößen des neoklassischen Grundmodells – Wachstum der erwerbsfähigen Bevölkerung, technischer Fortschritt und Abschreibungen – ausgeblendet werden. Auch hier erweist sich die strukturelle Arbeitslosigkeit als signifikant negativ.

Tabelle 58

**Neoklassisches Grundmodell ohne Humankapital erweitert um Arbeitsmarktvariablen, Indikatoren für FuE-Tätigkeit, Offenheitsgrad und Inflation<sup>1)</sup>**

Variable		Exo- gene Variable	Brutto- inlands- produkt – verzö- gert	Unter- nehmens- investi- tionen	Bevöl- kerungs- wachs- tum	Konver- genzge- schwin- digkeit <sup>2)</sup>	Halb- werts- zeit <sup>3)</sup>	
Inflation: Verbraucherpreise	Koeffizient	-0,02 *	0,89 **	0,24 **	-0,13 (*)	2	29,72	
	t-Wert	-2,41	9,34	6,01	-1,77			
Offenheitsgrad	Koeffizient	0,10 (*)	0,68 **	0,25 **	-0,12 (*)	8	8,96	
	t-Wert	1,72	11,23	6,05	-1,66			
FuE, Unternehmen	Koeffizient	0,06 *	-0,11	0,24 **	0,15 *			
	t-Wert	2,24	-0,70	4,71	2,04			
FuE, Staat	Koeffizient	-0,07 (*)	-0,17	0,16 **	0,24 **			
	t-Wert	-1,76	-1,18	3,35	2,67			
FuE, Bildung	Koeffizient	0,09 *	-0,03	0,19 **	0,22 *			
	t-Wert	2,54	-0,21	3,50	2,55			
FuE, insgesamt	Koeffizient	0,08 **	-0,11	0,23 **	0,16 *			
	t-Wert	2,68	-0,74	4,67	2,25			
NAWRU	Koeffizient	-0,03 (*)	0,66 **	0,26 **	-0,12		8	8,40
	t-Wert	-1,77	10,55	7,32	-1,64			
Erwerbstätige, insgesamt	Koeffizient	0,51 **	0,64 **	0,18 **	-0,08		9	7,68
	t-Wert	4,65	9,87	3,93	-1,01			
Erwerbstätige, Staat	Koeffizient	0,06	0,67 **	0,25 **	-0,15 (*)		8	8,73
	t-Wert	1,00	9,26	5,87	-1,88			
Erwerbstätige, Unternehmen	Koeffizient	0,38 **	0,68 **	0,18 **	-0,10	8	9,00	
	t-Wert	3,80	10,32	3,96	-1,24			
Erwerbstätige, Selbständige	Koeffizient	-0,04	0,68 **	0,27 **	-0,08	8	8,93	
	t-Wert	-0,82	10,55	6,24	-1,01			
Standardisierte Arbeitslosenquote	Koeffizient	-0,09 **	0,69 **	0,08	-0,05	8	9,23	
	t-Wert	-5,99	10,96	1,63	-0,70			

<sup>1)</sup> Untersuchungszeitraum: 1960 bis 1999, für FuE-Ausgaben 1980 bis 1999. Weitere Einzelheiten zu den Variablen siehe Tabelle 54, zur Datengrundlage siehe Ziffer 602. Zugrunde gelegte Schätzgleichung siehe Gleichung (15) Ziffer 600.

<sup>2)</sup> Konvergenzgeschwindigkeit in vH pro Jahr: Geschwindigkeit einer Annäherung an das langfristige Wachstumsgleichgewicht.

<sup>3)</sup> Entspricht dem Zeitraum (in Jahren), innerhalb dessen eine bestehende Einkommensdifferenz zur Hälfte abgebaut ist.

<sup>a)</sup> Aussage nicht sinnvoll, da Koeffizienten nicht signifikant.

(\*), \*, \*\* zeigen Signifikanz auf dem 10%-, 5%- beziehungsweise 1%-Niveau an.

Betrachtet man zusätzlich zu einem Indikator der strukturellen Arbeitslosigkeit die Entwicklung der gesamten Arbeitslosigkeit in Gestalt der standardisierten Arbeitslosenquote, ergeben sich ebenfalls signifikant negative Effekte auch für die Schätzung im Rahmen des neoklassischen Grundmodells. Allerdings ist die tatsächliche Arbeitslosigkeit vermutlich ein weniger brauchbarer Indikator für die strukturellen Hemmnisse als die NAWRU. Zwar wird durch die mehrjährige Durchschnittsbildung der konjunkturelle Einfluss reduziert, dennoch dürfte die standardisierte Arbeitslosenquote eher ein Maß für die Faktorauslastung darstellen.

Bezieht man darüber hinaus verschiedene Definitionen der Erwerbsquoten als alternative Indikatoren der Auslastung des Faktors Arbeit ein, zeigt sich – mit umgekehrtem Vorzeichen – ein entsprechendes Bild: Eine höhere Erwerbsbeteiligung geht mit höherem Wachstum einher, wobei die Erwerbsbeteiligung im öffentlichen Sektor und die Selbständigenquote keinen signifikanten Einfluss ausüben. Es lässt sich argumentieren, dass Unterschiede in der Erwerbsbeteiligung mit strukturellen Rigiditäten am Arbeitsmarkt korreliert seien, allerdings spiegeln sich in der Erwerbsquote auch Unterschiede in den Präferenzen der erwerbsfähigen Bevölkerung.

Zudem gilt es, die potentielle Endogenität der Erwerbsbeteiligung zu beachten. Dieses Problem wird durch den Instrumentenvariablen-Ansatz zwar entschärft, jedoch möglicherweise nicht vollständig beseitigt.

**609.** Die **Inflationsrate**, gemessen anhand der Verbraucherpreisentwicklung, weist ein signifikant negatives Vorzeichen auf. Negative, jedoch nicht signifikante Effekte lassen sich auch für die – nicht ausgewiesene – Veränderungsrate des Deflators des Bruttoinlandsprodukts als Inflationsmaß sowie für die Volatilität der Inflation feststellen.

Der **Offenheitsgrad**, gemessen anhand der Summe von Exporten und Importen in Relation zum Bruttoinlandsprodukt, hat einen signifikant positiven Einfluss auf das langfristige Wachstumsgleichgewicht. Es ist allerdings fraglich, ob für die generell offenen Volkswirtschaften innerhalb der OECD dieser Indikator einen direkten wirtschaftspolitischen Bezug hat.

**610.** Die Bedeutung des Wissenskapitals einer Volkswirtschaft drückt sich neben den üblichen Humankapitalindikatoren auch in den Aufwendungen einer Volkswirtschaft in den Bereichen **Forschung und Entwicklung** (FuE) aus. Die Regressionsergebnisse belegen einen positiven Einfluss der gesamten FuE-Ausgaben auf das Wachstum. Eine detailliertere Aufgliederung macht ersichtlich, dass hierfür die FuE-Aktivitäten im Unternehmensbereich und im Bildungsbereich (*R&D in higher education* in der OECD-Abgrenzung) verantwortlich sind, wohingegen die übrigen staatlichen FuE-Ausgaben einen negativen Effekt ausüben. Eine Erklärung hierfür könnte in Verdrängungseffekten staatlicher FuE-Ausgaben bestehen. Darüber hinaus dürfte ein Großteil der staatlichen FuE-Ausgaben außerhalb des Bildungsbereichs im Verteidigungsbereich anfallen. Hier sind die direkten Produktivitätseffekte und mögliche „Spill-overs“ in den privaten Bereich vermutlich gering. Allerdings stellen staatliche FuE-Ausgaben auch oftmals Grundlagenforschung dar, die unter Umständen eine geraume Zeit benötigt, ehe sie im Unternehmensbereich produktionssteigernd wirkt. Insofern ist bei der negativen Bewertung der Rolle staatlicher FuE-Ausgaben außerhalb des Bildungsbereichs eine gewisse Vorsicht geboten. Mit Blick auf die Rolle der FuE-Ausgaben auf die Investitionstätigkeit der Unternehmen zeigt sich der negative Effekt der staatlichen Ausgaben für FuE ebenfalls. Die übrigen Komponenten der Forschungsausgaben üben keinen signifikanten Einfluss auf die Investitionsquote aus.

Generell gilt es allerdings zu beachten, dass die Datenbasis im Bereich FuE deutlich geringer ist als bei den übrigen Indikatoren: Die Zeitreihen beginnen frühestens im Jahre 1980 und weisen zahlreiche Lücken auf. Insofern ist eine quantitative Bewertung ihrer Auswirkungen mit noch größeren Vorbehalten zu versehen, als dies bei den übrigen Variablen der Fall ist. Ein Beleg hierfür ist die Tatsache, dass in sämtlichen Schätzungen mit FuE-Variablen die Konvergenzkoeffizienten nega-

tiv und insignifikant sind.<sup>8)</sup> Der Befund einer für den kürzeren Schätzzeitraum nicht mehr vorhandenen Konvergenz wird allerdings gestützt durch die Tatsache, dass auch unbedingte Konvergenz zwischen den betrachteten OECD-Ländern ab dem Jahre 1980 faktisch nicht mehr feststellbar ist (Schaubild 66, Seite 317).

#### *Wachstumseinflüsse auf die Investitionen der Unternehmen*

**611.** Die Ergebnisse deuten auf einen signifikanten Einfluss einer Reihe von politikrelevanten Makrovariablen auf das langfristige Wirtschaftswachstum hin. Die aus der Schätzung des Modells in der Struktur der Gleichung (15) abgeleiteten Effekte bilden die direkten Auswirkungen dieser Einflussgrößen ab. Die Annahme, dass politische und institutionelle Faktoren auch indirekte Einflüsse ausüben, erscheint plausibel. Insbesondere die **Investitionstätigkeit der Unternehmen** dürfte auf zahlreiche Politikeinflüsse reagieren. Eine entsprechende Analyse der Investitionsquote der Unternehmen bestätigt diesen Befund (Tabelle 59, Seite 330).

Die öffentlichen Investitionen beeinflussen die private Kapitalbildung positiv. Die Konsumtätigkeit des Staates hat hingegen einen erkennbar negativen Effekt. Besonders ausgeprägt ist der Verdrängungseffekt der Kapitalbildung im Unternehmensbereich bei der Lohnkomponente des Staatskonsums. Interessant sind darüber hinaus die Ergebnisse für die Einnahmeseite des Staates. Die Gesamtbelastung mit Steuern und Sozialabgaben hat einen erkennbar negativen Einfluss. Eine disaggregierte Betrachtung zeigt, dass dieser signifikant ist für die direkten Steuern und Sozialabgaben, wohingegen die indirekten Steuern keine Auswirkung auf das Investitionsverhalten belegen. Die Belastung mit Sozialabgaben übt einen ähnlich negativen Einfluss aus wie die mit direkten Steuern. Darüber hinaus wirkt eine Steuerstruktur, die stärker auf indirekte Steuern setzt, investitionsfördernd. Diese Befunde ergänzen damit – wie bereits erwähnt – vor allem mit Blick auf die Rolle der direkten Steuern und der Steuerstruktur die Ergebnisse der Schätzung des neoklassischen Wachstumsmodells und verdeutlichen, dass eine Bewertung des Einflusses wirtschaftspolitischer Maßnahmen lediglich auf Basis ihres direkten Wachstumseffekts Gefahr läuft, eine verkürzte Sicht der Dinge wiederzugeben.

Auch für die übrigen Variablen lassen sich häufig indirekte Einflüsse über das Investitionsverhalten feststellen. Der Offenheitsgrad sowie eine Verbesserung der Terms of Trade wirken positiv, der Indikator der strukturellen Arbeitslosigkeit erweist sich als signifikant negativ. Gleiches gilt jedoch nicht für den Bereich FuE: Mit Ausnahme des Verdrängungseffekts öffentlicher

<sup>8)</sup>Dieser Befund einer merklich erhöhten Konvergenzgeschwindigkeit in den Regressionen mit FuE-Variablen erklärt sich in der Hauptsache durch den deutlich verkürzten Schätzzeitraum. Ein ähnliches Ergebnis finden beispielsweise Bassanini, Scarpetta und Hemmings, 2001.

Tabelle 59

Ergebnisse der Schätzung für die Investitionsquote der Unternehmen<sup>1)</sup>

Variable	Investitionsquote der Vorperiode		Exogene Variable	
	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
Staatliche Investitionen.....	0,03	0,45	0,08 *	1,99
Staatlicher Konsum, insgesamt.....	0,36 **	2,71	- 0,48 *	- 2,47
Staatlicher Konsum, ohne Arbeit- nehmerentgelte.....	0,32 **	2,62	- 0,34 *	- 1,99
Arbeitnehmerentgelte des Staates..	0,29 *	2,56	- 0,45 **	- 3,05
Defizit <sup>2)</sup> .....	0,000	0,00	- 0,005	- 1,58
Schuldenstand.....	- 0,12 **	- 2,60	- 0,12 **	- 3,98
Steuern.....	0,17	1,52	- 0,36 *	- 2,09
Abgaben, insgesamt.....	0,24 *	2,27	- 0,73 **	- 3,25
Direkte Steuern.....	0,18 (*)	1,66	- 0,28 **	- 2,60
Indirekte Steuern.....	0,21	1,64	0,02	0,09
Verhältnis indirekter zu direkten Steuern.....	0,18	1,58	0,21 *	2,22
Sozialabgaben.....	0,25 *	2,26	- 0,28 *	- 2,31
Offenheitsgrad.....	0,02	0,23	0,20 (*)	1,86
Terms of Trade.....	- 0,10	- 0,46	0,46 *	2,51
FuE, Unternehmen.....	- 0,13 (*)	- 1,90	0,05	0,79
FuE, Staat.....	- 0,11 (*)	- 1,76	- 0,15 *	- 2,29
FuE, Bildung.....	- 0,16 *	- 2,36	0,08	1,13
FuE, insgesamt.....	- 0,14 *	- 2,06	0,06	0,76
Altenquotient.....	0,22	1,56	- 0,65 (*)	- 1,67
NAWRU.....	- 0,19	- 0,82	- 0,19 **	- 2,71
Erwerbstätige, insgesamt.....	- 0,29	- 1,61	0,95 **	3,24
Erwerbstätige, Staat.....	- 0,37	- 1,63	0,03	0,14
Erwerbstätige, Unternehmen.....	- 0,23	- 1,23	1,01 **	4,03
Erwerbstätige, Selbständige.....	- 0,19	- 0,81	0,19	1,23
Standardisierte Arbeitslosenquote..	- 0,16	- 0,93	- 0,18 **	- 5,08

<sup>1)</sup> Untersuchungszeitraum: 1960 bis 1999, für FuE-Ausgaben 1980 bis 1999. Weitere Einzelheiten zu den Variablen siehe Tabelle 54, zur Datengrundlage siehe Ziffer 602. Zugrunde gelegte Schätzgleichung siehe Gleichung (16) Ziffer 601.

<sup>2)</sup> Defizite gehen in nicht logarithmierter Form in die Schätzung ein.

(\*), \*, \*\* zeigen Signifikanz auf dem 10 %-, 5 %- beziehungsweise 1 %-Niveau an.

FuE-Ausgaben lässt sich kein signifikanter Einfluss auf die Investitionen erkennen.<sup>9)</sup>

Der Altenquotient, hier der Anteil der Personen 65 Jahre und älter an der Gesamtbevölkerung, der in der Wachstumsregression nicht signifikant ist, wirkt hingegen signifikant negativ auf die Kapitalbildung.

<sup>9)</sup> Sämtliche andere Variablen, die in die Wachstumsregression Eingang fanden und nicht in Tabelle 59 ausgewiesen sind, haben keinen signifikanten Einfluss auf die Investitionstätigkeit.

Dieser Befund ist konsistent mit den Auswirkungen der zunehmenden Alterung im Rahmen von Generationenmodellen, in denen der Wachstumseffekt der demographischen Entwicklung über ein geändertes Sparverhalten verursacht wird.

*Wachstumseinflüsse in einem um Humankapital erweiterten neoklassischen Modell*

**612.** Zur Überprüfung der Robustheit der Resultate im neoklassischen Grundmodell wird im Folgenden das um Humankapital erweiterte Solow-Modell geschätzt.

Es zeigt sich, dass die Einflüsse zusätzlicher Politikvariablen in qualitativer und quantitativer Hinsicht denjenigen des Modells ohne Humankapital sehr ähnlich sind. Deshalb mag eine kurze Darstellung der wesentlichen Modifikationen genügen. Bezieht man zusätzliche erklärende Variablen ein, zeigt sich in allen Fällen ein signifikant positiver Koeffizient für die Humankapital-

variable. Für die finanzpolitischen Variablen ändert sich auf der Ausgabenseite wenig, auf der Einnahmenseite übt die Gesamtabgabenquote einen signifikant negativen Effekt aus. Letzterer wird verursacht durch die Belastung mit Sozialabgaben; sowohl die direkten als auch die indirekten Steuern erweisen sich als nicht signifikant (Tabelle 60).

Tabelle 60

**Neoklassisches Grundmodell mit Humankapital erweitert um finanzpolitische Variablen<sup>1)</sup>**

Variable		Exogene Variable	Bruttoinlandsprodukt – verzögert	Unternehmensinvestitionen	Bevölkerungswachstum	Humankapital	Konvergenzgeschwindigkeit <sup>2)</sup>	Halbwertszeit <sup>3)</sup>
Neoklassisches Grundmodell mit Humankapital	Koeffizient <i>t</i> -Wert		0,68 ** 12,15	0,27 ** 7,64	-0,11 -1,61	0,11(*) 1,71	8	9,11
<b>Erweiterung</b>								
Staatliche Investitionen	Koeffizient <i>t</i> -Wert	0,08 ** 3,78	0,64 ** 12,10	0,27 ** 8,84	-0,07 -1,18	0,11 * 1,97	9	7,82
Staatlicher Konsum, insgesamt	Koeffizient <i>t</i> -Wert	-0,18 ** -2,93	0,75 ** 11,26	0,22 ** 5,81	-0,09 -1,34	0,12 * 2,05	6	12,02
Staatlicher Konsum, ohne Arbeitnehmerentgelte	Koeffizient <i>t</i> -Wert	-0,08 (*) -1,96	0,66 ** 10,79	0,20 ** 6,11	-0,07 -0,97	0,22 ** 3,71	8	8,31
Arbeitnehmerentgelte des Staates	Koeffizient <i>t</i> -Wert	-0,11 * -2,02	0,72 ** 9,66	0,20 ** 5,30	-0,07 -1,05	0,20 ** 3,15	7	10,55
Defizit <sup>4)</sup>	Koeffizient <i>t</i> -Wert	-0,005** -3,19	0,65 ** 10,86	0,18 ** 4,49	-0,11 (*) -1,70	0,11 * 1,98	9	8,00
Primärdefizit <sup>4)</sup>	Koeffizient <i>t</i> -Wert	-0,004* -2,47	0,62 ** 8,63	0,15 ** 3,21	-0,14 (*) -1,87	0,14 * 2,14	9	7,32
Schuldenstand	Koeffizient <i>t</i> -Wert	-0,07 ** -4,04	0,44 ** 5,42	0,12 ** 4,11	-0,03 -0,39	0,22 ** 4,57	16	4,25
Steuern	Koeffizient <i>t</i> -Wert	0,02 0,33	0,64 ** 10,21	0,21 ** 6,21	-0,12 (*) -1,70	0,18 ** 3,10	9	7,64
Abgaben, insgesamt	Koeffizient <i>t</i> -Wert	-0,15 (*) -1,93	0,69 ** 9,87	0,18 ** 5,16	-0,16 * -2,02	0,24 ** 4,18	8	9,18
Direkte Steuern	Koeffizient <i>t</i> -Wert	0,03 0,93	0,62 ** 9,93	0,22 ** 6,40	-0,13 (*) -1,84	0,18 ** 3,01	9	7,34
Indirekte Steuern	Koeffizient <i>t</i> -Wert	-0,06 -1,33	0,65 ** 10,77	0,23 ** 7,11	-0,07 -1,01	0,21 ** 3,50	9	8,08
Sozialabgaben	Koeffizient <i>t</i> -Wert	-0,18 ** -4,54	0,80 ** 12,45	0,22 ** 6,89	-0,21 ** -2,77	0,20 ** 3,54	4	15,47

<sup>1)</sup> Untersuchungszeitraum: 1960 bis 1999. Weitere Einzelheiten zu den Variablen siehe Tabelle 54, zur Datengrundlage siehe Ziffer 602. Zugrunde gelegte Schätzgleichung siehe Gleichung (15) Ziffer 600.

<sup>2)</sup> Konvergenzgeschwindigkeit in vH pro Jahr: Geschwindigkeit einer Annäherung an das langfristige Wachstumsgleichgewicht.

<sup>3)</sup> Entspricht dem Zeitraum (in Jahren), innerhalb dessen eine bestehende Einkommensdifferenz zur Hälfte abgebaut ist.

<sup>4)</sup> Defizite gehen in nicht logarithmierter Form in die Schätzung ein.

(\*), \*, \*\* zeigen Signifikanz auf dem 10%-, 5%- beziehungsweise 1%-Niveau an.

Erweitert man auch hier die Spezifikationen mit finanzpolitischen Variablen, so dass die jeweils zusammengefassten Einnahmen und Ausgaben getrennt oder simultan eingehen, zeigt sich gegenüber dem Modell ohne Humankapital ein weitgehend unverändertes Bild (Tabelle 61). In der simultanen Erfassung beider Budgetseiten ist der staatliche Konsum insignifikant, die Abgabenbelastung ist signifikant negativ. Hierfür sind wie im Solow-Grundmodell die Sozialabgaben und indirekten Steuern verantwortlich. Es sei aber nochmals erwähnt, dass der Koeffizient der direkten Steuern deren Einfluss auf die privaten Investitionen nicht berücksichtigt.

Mit Blick auf die übrigen Variablen ergeben sich ebenfalls kaum Veränderungen (Tabelle 62). Der Koeffizient der Inflationsrate ist weiterhin signifikant negativ. Der Einfluss des Humankapitals ist in allen Fällen sig-

nifikant positiv. Insbesondere in den Spezifikationen, die FuE-Ausgaben enthalten, zeigt sich ein stärkerer Einfluss des Humankapitals. Da diese Schätzungen erst mit dem Jahre 1980 beginnen, ist dies ein Indiz für eine in den vergangenen Jahren möglicherweise gestiegene Bedeutung des Wissens für das Wachstum. Auch mit Blick auf die Arbeitsmarktvariablen ergibt sich ein qualitativ weitgehend unverändertes Bild.

*Wachstumseinflüsse und Wachstumsdeterminanten in ausgewählten Ländern*

**613.** Die isolierte Betrachtung einzelner Variablen erlaubt einen systematischen Vergleich unterschiedlicher Wachstumseinflüsse. Bereits die Analyse der finanzpolitischen Variablen hat jedoch gezeigt, dass dadurch unter Umständen ein verzerrtes Bild vermittelt wird. Dem-

Tabelle 61

**Neoklassisches Grundmodell mit Humankapital: Spezifikation mit finanzpolitischen Variablen<sup>1)</sup>**

Variable	Ausgabenkomponenten (1)		Einnahmekomponenten (2)		Ausgaben- und Einnahmekomponenten (3)	
	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
Bruttoinlandsprodukt – verzögert .	0,73 **	10,20	0,74 **	11,01	0,65 **	9,35
Unternehmensinvestitionen.....	0,20 **	5,31	0,19 **	4,67	0,20 **	5,25
Bevölkerungswachstum .....	-0,07	-0,96	-0,24 **	-3,23	-0,16 *	-2,34
Humankapital .....	0,15 *	2,53	0,17 **	2,67	0,10 (*)	1,82
Staatliche Investitionen .....	0,09 **	3,85			0,11 **	4,15
Staatlicher Konsum, insgesamt .....						
Arbeitnehmerentgelte des Staates .	-0,09	-1,36			0,04	0,57
Staatlicher Konsum, ohne Arbeitnehmerentgelte .....	-0,13 *	-2,18			-0,02	-0,27
Abgaben, insgesamt .....						
Steuern .....						
Direkte Steuern .....			0,03	0,85	0,01	0,42
Indirekte Steuern .....			-0,12 *	-2,06	-0,19 **	-3,42
Sozialabgaben .....			-0,17 **	-3,95	-0,14 **	-2,90
Defizit <sup>2)</sup> .....			-0,002	-1,40	-0,005 **	-2,75
Konvergenzgeschwindigkeit <sup>3)</sup> .....	6		6		9	
Halbwertszeit <sup>4)</sup> .....	11,00		11,57		8,10	

<sup>1)</sup> Untersuchungszeitraum: 1960 bis 1999. Weitere Einzelheiten zu den Variablen siehe Tabelle 54, zur Datengrundlage siehe Ziffer 602. Zugrunde gelegte Schätzgleichung siehe Gleichung (15) Ziffer 600.

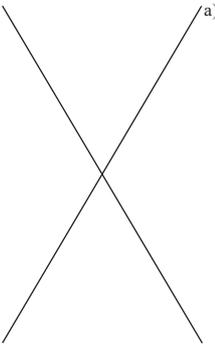
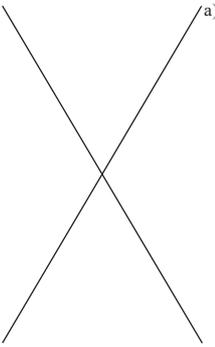
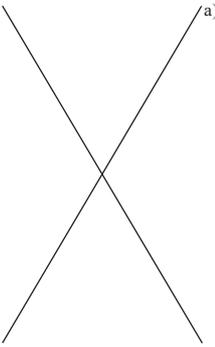
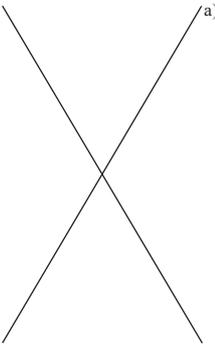
<sup>2)</sup> Defizite gehen in nicht logarithmierter Form in die Schätzung ein.

<sup>3)</sup> Konvergenzgeschwindigkeit in vH pro Jahr: Geschwindigkeit einer Annäherung an das langfristige Wachstumsgleichgewicht.

<sup>4)</sup> Entspricht dem Zeitraum (in Jahren), innerhalb dessen eine bestehende Einkommensdifferenz zur Hälfte abgebaut ist.

(\*), \*, \*\* zeigen Signifikanz auf dem 10%-, 5%- beziehungsweise 1%-Niveau an.

**Neoklassisches Grundmodell mit Humankapital erweitert um Arbeitsmarktvariablen,  
Indikatoren für FuE-Tätigkeit, Offenheitsgrad und Inflation<sup>1)</sup>**

Variable		Exogene Variable	Bruttoinlandsprodukt – verzögert	Unternehmensinvestitionen	Bevölkerungswachstum	Humankapital	Konvergenzgeschwindigkeit <sup>2)</sup>	Halbwertszeit <sup>3)</sup>
Neoklassisches Grundmodell mit Humankapital	Koeffizient		0,68 **	0,27 **	-0,11	0,11 (*)	8	9,11
	t-Wert		12,15	7,64	-1,61	1,71		
<b>Erweiterung</b>								
Inflation: Verbraucherpreise	Koeffizient	-0,02 *	0,80 **	0,22 **	-0,05	0,15 **	5	15,13
	t-Wert	-2,38	8,73	6,15	-0,65	2,59		
Offenheitsgrad	Koeffizient	0,12 *	0,65 **	0,24 **	-0,08	0,16 **	9	7,99
	t-Wert	2,14	11,03	6,66	-1,30	2,61		
FuE, Unternehmen	Koeffizient	0,07 **	0,04	0,22 **	0,13*	0,19 *		
	t-Wert	3,06	0,28	5,62	2,27	2,13		
FuE, Staat	Koeffizient	-0,03	-0,03	0,16 **	0,16	0,22 (*)		
	t-Wert	-0,59	-0,16	4,44	1,57	1,78		
FuE, Bildung	Koeffizient	0,13 **	0,14	0,19 **	0,29**	0,22 **		
	t-Wert	7,42	1,07	5,40	5,24	3,03		
FuE, insgesamt	Koeffizient	0,10 **		0,22 **	0,15**	0,18 *		
	t-Wert	5,22		6,02	3,19	2,34		
NAWRU	Koeffizient	-0,01	0,63 **	0,23 **	-0,08	0,16 **	9	7,56
	t-Wert	-0,58	10,03	7,13	-1,21	2,82		
Erwerbstätige, insgesamt	Koeffizient	0,44 **	0,63 **	0,17 **	-0,09	0,13 *	9	7,44
	t-Wert	4,34	10,17	4,68	-1,26	2,39		
Erwerbstätige, Staat	Koeffizient	0,06	0,66 **	0,25 **	-0,10	0,16 *	8	8,33
	t-Wert	1,03	9,30	6,60	-1,43	2,56		
Erwerbstätige, Unternehmen	Koeffizient	0,36 **	0,66 **	0,18 **	-0,09	0,12 *	8	8,32
	t-Wert	3,82	10,48	4,60	-1,33	2,07		
Erwerbstätige, Selbständige	Koeffizient	-0,05	0,67 **	0,24 **	-0,11	0,18 **	8	8,67
	t-Wert	-1,13	10,48	6,43	-1,47	2,88		
Standardisierte Arbeitslosenquote	Koeffizient	-0,09 **	0,65 **	0,07 (*)	-0,01	0,13 *	9	8,12
	t-Wert	-6,85	11,00	1,68	-0,08	2,47		

<sup>1)</sup> Untersuchungszeitraum: 1960 bis 1999, für FuE-Ausgaben 1980 bis 1999. Weitere Einzelheiten zu den Variablen siehe Tabelle 54, zur Datengrundlage siehe Ziffer 602. Zugrunde gelegte Schätzgleichung siehe Gleichung (15) Ziffer 600.

<sup>2)</sup> Konvergenzgeschwindigkeit in vH pro Jahr: Geschwindigkeit einer Annäherung an das langfristige Wachstumsgleichgewicht.

<sup>3)</sup> Entspricht dem Zeitraum (in Jahren), innerhalb dessen eine bestehende Einkommensdifferenz zur Hälfte abgebaut ist.

<sup>a)</sup> Aussage nicht sinnvoll, da Koeffizienten nicht signifikant.

(\*), \*, \*\* zeigen Signifikanz auf dem 10%-, 5%- beziehungsweise 1%-Niveau an.

gegenüber ist es angesichts der Vielzahl an Variablen jedoch nicht unbedingt ersichtlich, welche der Größen in eine erweiterte Spezifikation der Wachstumsregression aufgenommen werden sollten. Allerdings ist es aufgrund des empirisch feststellbaren Einflusses zahlreicher Politikvariablen auf Wachstum und Investitionsverhalten von besonderem Interesse, die Effekte für einzelne Länder zu quantifizieren. Diese Frage wird üblicherweise im Rahmen des *Growth Accounting* analysiert. Die Anwendung dieser Methode im Rahmen der vorliegenden Untersuchung setzt jedoch eine einzelne spezifizierte Wachstumsgleichung voraus. Im Folgenden soll deshalb für eine erweiterte Spezifikation, die basierend auf den ermittelten Effekten einzelner Einflussgrößen eine Dekomposition der einbezogenen Wachstumsdeterminanten erlaubt, das Wachstum ausgewählter Länder in der zweiten Hälfte der neunziger Jahre betrachtet werden. Als exogene Regressoren werden im Rahmen eines um Humankapital erweiterten neoklassischen Modells aus der Reihe der finanzpolitischen Variablen die staatlichen Investitionen, die Gesamtabgabenbelastung und die Defizite einbezogen. Aus dem Bereich des Arbeitsmarkts findet die standardisierte Arbeitslosenquote Verwendung. Auf die Einbeziehung des Staatskonsums wurde angesichts der Ergebnisse der Schätzungen, die Ausgaben und Einnahmen gleichzeitig berücksichtigen, verzichtet. Ebenso wenig finden die FuE-Ausgaben Eingang in die Spezifikation, da diese den Schätzzeitraum merklich verkürzen würden. Die Ergebnisse der Regression zeigen, dass die Variablen bis auf das Defizit und das Wachstum der erwerbsfähigen Bevölkerung auf den herkömmlichen Niveaus signifikant sind und das erwartete Vorzeichen aufweisen (Tabelle 63).

Die erweiterte Spezifikation wird in einem abschließenden Schritt zur Analyse des Wachstums in ausgewählten Industrieländern verwendet. Die Zerlegung der Wachstumsbeiträge der einzelnen Variablen erfolgt mittels der Koeffizienten der obigen Regression, die multipliziert mit der jeweiligen Veränderung der erklärenden Variable den Effekt auf die Wachstumsrate des betreffenden Landes ergeben. Setzt man diesen Wert in Relation zum tatsächlichen Wachstum, ergeben sich die Anteile der einzelnen Variablen am tatsächlichen Wachstum. Der unerklärte Teil des Wachstums ist dann ein länderspezifischer Effekt, der nicht durch das Modell erfasst wird. Die betrachteten Einflussfaktoren erklären in den meisten der betrachteten Länder das Wachstum in diesem Teilzeitraum einigermaßen befriedigend. Für Japan lässt sich hingegen eine deutliche Abweichung zwischen der tatsächlichen und der durch die Variablen des Modells erklärten Wachstumsrate feststellen (Tabelle 64). Dies dürfte im Wesentlichen durch die strukturellen Probleme der japanischen Volkswirtschaft, hier vor allem im Finanzmarktbereich, erklärt sein, die sich einer Analyse im Rahmen eines herkömmlichen Wachstumsmodells insoweit entziehen, als sie sich nicht in den in das Modell eingehenden Variablen niederschlagen (Ziffern 70 ff.). Auch für Deutschland wird das tatsächliche Wachstum über-

Tabelle 63

**Neoklassisches Grundmodell mit Humankapital:  
Erweiterte Spezifikation<sup>1)</sup>**

Variable	Koeffizient	t-Wert
Bruttoinlandsprodukt – verzögert .....	0,66 **	11,27
Unternehmensinvestitionen .....	0,12 **	2,96
Bevölkerungswachstum .....	- 0,06	- 0,85
Humankapital .....	0,10 (*)	1,89
Staatliche Investitionen .....	0,08 **	3,65
Abgaben, insgesamt ..	- 0,13 *	- 2,02
Defizit <sup>2)</sup> .....	- 0,002	- 1,48
Standardisierte Arbeitslosenquote .....	0,062 **	- 4,36
Konvergenzgeschwindigkeit <sup>3)</sup> .....		8
Halbwertszeit <sup>4)</sup> .....		8,28

<sup>1)</sup> Untersuchungszeitraum: 1960 bis 1999. Weitere Einzelheiten zu den Variablen siehe Tabelle 54, zur Datengrundlage siehe Ziffer 602. Zugrunde gelegte Schätzgleichung siehe Gleichung (15) Ziffer 600.

<sup>2)</sup> Defizite gehen in nicht logarithmierter Form in die Schätzung ein.

<sup>3)</sup> Konvergenzgeschwindigkeit in vH pro Jahr: Geschwindigkeit einer Annäherung an das langfristige Wachstumsgleichgewicht.

<sup>4)</sup> Entspricht dem Zeitraum (in Jahren), innerhalb dessen eine bestehende Einkommensdifferenz zur Hälfte abgebaut ist.

(\*), \*, \*\* zeigen Signifikanz auf dem 10%-, 5%- beziehungsweise 1%-Niveau an.

schätzt. Eine Ursache hierfür mögen die langfristigen Auswirkungen der deutschen Vereinigung sein. Angesichts der Tatsache, dass quantitativ ähnliche Abweichungen jedoch auch für andere Länder zu beobachten sind, muss dies eine Vermutung bleiben.

*Mit Blick auf die Zerlegung der Wachstumsraten für einzelne Länder und Teilzeiträume sollte zudem beachtet werden, dass Abweichungen zwischen den durch das Modell prognostizierten und den tatsächlichen Wachstumsraten nicht ungewöhnlich sind, da es sich um eine Panelschätzung handelt, bei der die Koeffizienten der einzelnen Variablen für die jeweiligen Länder identisch sind. Ziel einer derartigen Analyse ist die Identifikation gemeinsamer Einflüsse auf den langfristigen Wachstumsprozess, nicht die möglichst genaue Prognose des Wachstums in einzelnen Ländern für einzelne Zeiträume.*

Es zeigt sich, dass das Wachstum der Vorperiode einen hohen Erklärungsgehalt für das Wachstum in der Fol-

Tabelle 64

**Dekomposition des Wachstums für ausgewählte Länder in der zweiten Hälfte der neunziger Jahre**

	Deutschland	Belgien	Frankreich	Irland	Italien	Niederlande	Österreich	Japan	Vereinigte Staaten
Zeitraum 1995 bis 1999 gegenüber 1990 bis 1994 <sup>1)</sup>									
tatsächliches Wachstum (in vH)...	5,34	9,08	6,18	26,96	7,42	11,56	7,68	6,75	11,30
erklärtes Wachstum (in vH).....	6,77	10,73	8,32	22,10	8,92	14,62	8,30	11,11	13,06
Abweichung (Prozentpunkte) .....	1,43	1,65	2,14	-4,86	1,50	3,06	0,62	4,36	1,76
Wachstumsbeitrag in Prozentpunkten									
Bruttoinlandsprodukt – verzögert	6,57	7,83	6,22	12,97	5,45	7,27	7,85	10,31	4,38
Unternehmensinvestitionen.....	-0,64	0,26	-0,52	1,52	0,56	0,63	0,06	-1,31	3,08
Bevölkerungswachstum .....	0,44	0,02	0,15	-1,05	0,27	0,25	0,32	0,62	0,09
Humankapital .....	0,55	0,14	0,50	0,33	0,68	0,39	0,26	0,23	0,15
Staatliche Investitionen .....	-1,85	-0,61	-0,82	0,25	-1,54	0,17	-2,84	0,77	-0,44
Abgaben, insgesamt .....	-0,61	-0,61	-0,56	0,83	-0,45	0,50	-0,33	0,68	-0,68
Defizit.....	-0,01	1,03	0,15	0,75	1,41	0,62	0,02	-1,11	0,84
Standardisierte Arbeitslosenquote	-1,52	-1,17	-0,63	2,67	-1,29	0,96	-0,87	-2,90	1,81
Zeiteffekt.....	3,83	3,83	3,83	3,83	3,83	3,83	3,83	3,83	3,83

<sup>1)</sup> Veränderung des Bruttoinlandsprodukts je erwerbsfähigen Einwohner im Zeitraum 1995 bis 1999 gegenüber dem Zeitraum 1990 bis 1994.

geperiode hat. In Deutschland haben vor allem die geringen Investitionen einen merklich dämpfenden Effekt ausgeübt, und zwar nicht nur im Bereich der Kapitalbildung der Unternehmen, sondern noch mehr bei den öffentlichen Haushalten. Ein analoger Befund für die Unternehmensinvestitionen ergibt sich für Japan und weniger ausgeprägt auch für Frankreich. Im Gegensatz dazu hat die rege private Investitionstätigkeit in den Vereinigten Staaten – die Unternehmensinvestitionsquote stieg dort im Durchschnitt der zweiten Hälfte der neunziger Jahre um annähernd drei Prozentpunkte – und etwas weniger ausgeprägt in Irland das Wachstum kräftig unterstützt. Mit Blick auf Deutschland hat neben der gedämpften Investitionstätigkeit der Unternehmen und des Staates insbesondere auch die steigende Abgabenbelastung sowie die zunehmende Arbeitslosigkeit das Wachstum gebremst. Die Verringerung des staatlichen Defizits trug in Italien, den Vereinigten Staaten, Belgien und den Niederlanden merklich positiv zum Wachstum bei, in Japan wirkte die Verschlechterung der Haushaltslage gegenteilig. Insoweit die Schätzung die Endogenität finanzpolitischer Größen nicht vollständig beseitigt, drückt sich in der Entwicklung der japanischen Finanzen jedoch auch das fortwährend rezessive makroökonomische Umfeld in der zweiten Hälfte der neunziger Jahre aus.

*Fazit*

Die empirische Analyse des Wirtschaftswachstums und seiner potentiellen Einflussfaktoren in den Ländern der OECD hat gezeigt, dass sich eine Reihe signifikanter politikrelevanter Bezüge ergibt. Wirtschaftspolitische Maßnahmen wirken hierbei nicht nur direkt auf das Wachstumsgeschehen; vielfach lässt sich auch ein indirekter Wirkungskanal über die Investitionstätigkeit identifizieren. Ob diese Einflüsse lediglich das Niveau des langfristigen Outputs je erwerbsfähigen Einwohner beeinflussen oder die langfristige Wachstumsrate ver-

ändern, lässt sich empirisch nicht ermitteln. Da transitorische Anpassungen auch über einen langen Horizont ihre Wirkungen entfalten – so beträgt die Halbwertszeit regelmäßig rund sieben bis zehn Jahre – ist diese Unterscheidung für die praktische Wirtschaftspolitik jedoch nicht von unbedingt vordringlicher Bedeutung.

Insbesondere die Finanzpolitik beeinflusst sowohl über die Ausgabenseite als auch über die Einnahmenseite das Wirtschaftswachstum. Während die Defizitfinanzierung sowohl direkte als auch mittelbare Effekte induziert, treten die Wirkungen der Steuern vielfach klarer hervor, wenn der zusätzliche Einfluss auf die Investitionen des Unternehmenssektors berücksichtigt wird. Die öffentlichen Investitionen weisen einen robusten positiven Bezug zum Wachstum auf. Ein steigendes Verhältnis der indirekten Steuern zu den direkten Steuern ist unter Berücksichtigung der Effekte der direkten Steuern auf das Investitionsverhalten der Unternehmen unter Wachstumsgesichtspunkten vorteilhaft.

Die Bedeutung des produktionswirksamen Wissens, operationalisiert über die durchschnittlichen Jahre an Bildung und über die FuE-Ausgaben, lässt sich über sämtliche Spezifikationen hinweg nachweisen.

Eine Zerlegung der beobachtbaren Wachstumsraten für die zweite Hälfte der neunziger Jahre zeigt, dass wirtschaftspolitische Faktoren durchaus einen Erklärungsgehalt für die Wachstumsunterschiede haben. Für Deutschland hat neben einer schwachen Investitionstätigkeit der Unternehmen die Verringerung der staatlichen Investitionsquote sowie der Anstieg der Arbeitslosen und Abgaben besonders bremsend auf das Wachstum in der zweiten Hälfte der vorangegangenen Dekade gewirkt. Einen nennenswert positiven Wachstumsbeitrag lieferte das Humankapital.

Eine empirisch orientierte Wachstumspolitik muss an den hier identifizierten Wachstumsfaktoren ansetzen.

Die Ergebnisse legen eine Reihe direkter Wachstumsprioritäten nahe: Zunächst ist Wachstum primär durch eine nachhaltige Stärkung der privaten Investitionstätigkeit sicherzustellen. Die Förderung eines positiven Investitionsklimas muss daher ein wichtiger Pfeiler einer wachstumsorientierten Politik sein. Positive Wachstumsimpulse ergeben sich auch aus Humankapitalinvestitionen.

#### Literaturverzeichnis

Barro, R. J. (1991) *Economic Growth in a Cross Section of Countries*, Quarterly Journal of Economics, 106, 407 – 433.

Barro, R. J. und J. W. Lee (2000) *International Data on Educational Attainment: Updates and Implications*, Working Paper no. 42, Center for International Development, Harvard University.

Barro, R. J. und X. Sala-i-Martin (1995) *Economic Growth*, McGraw-Hill, Inc.

Bassanini, A.; S. Scarpetta und P. Hemmings (2001) *Economic Growth: The Role of Policies and Institutions. Panel Data Evidence from OECD Countries*, Working Paper Nr. 283, OECD.

Bond, S.; A. Hoeffler und J. Temple (2001) *GMM Estimation of Empirical Growth Models*, Working Paper 21, Oxford University.

Caselli, F.; G. Esquivel und F. Lefort (1996) *Re-Opening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics*, Journal of Economic Growth, 1, 363 – 389.

Durlauf, S. N. und D. T. Quah (1999) *The New Empirics of Economic Growth*, in: Taylor, J. und M. Woodford „Handbook of Macroeconomics“, Volume 1A, North Holland, 235 – 308.

Fölster, S. und M. Henrekson (2001) *Growth Effects of Government Expenditure and Taxation in Rich Countries*, European Economic Review, 45, 1501 – 1520.

Hsiao, C. (1986) *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press.

Islam, N. (1995) *Growth Empirics: A Panel Data Approach*, Quarterly Journal of Economics, 110, 1127 – 1170.

Islam, N. (2000) *Small Sample Performance of Dynamic Panel Data Estimators in Estimating the Growth-Convergence Equation: A Monte Carlo Study*, Advances in Econometrics, 15, 317 – 339.

Judson, R. A. und A. L. Owen (1996) *Estimating Dynamic Panel Data Models: A Practical Guide for Macroeconomists*, Working Paper, Federal Reserve Board of Governors.

Kiviet, J. F. (1995) *On Bias, Inconsistency, and Efficiency of Various Estimators in Dynamic Panel Data Models*, Journal of Econometrics, 68, 53 – 78.

Mankiw, G. N.; D. Romer und D. N. Weil (1992) *A Contribution to the Empirics of Economic Growth*, Quarterly Journal of Economics, 107, 407 – 437.

Solow, R. (1956) *A Contribution to the Theory of Economic Growth*, Quarterly Journal of Economics, 70, 65 – 94.

## II. Zusammenhang zwischen der Schwere von Rezessionen und der Stärke nachfolgender Aufschwünge

**614.** Angesichts der – bezogen auf den geringen Rückgang des Bruttoinlandsprodukts – relativ milden Rezession in den Vereinigten Staaten im Jahre 2001 wurde vielfach behauptet, dass diese auch nur einen schwachen Aufschwung nach sich ziehen würde. Dahinter steht die Hypothese, dass sich die wirtschaftliche Aktivität um so langsamer wieder ihrem Trend annähert, je weniger weit sie von diesem entfernt ist. Zunächst schien die bereits im vierten Quartal 2001 deutlich an Fahrt gewinnende wirtschaftliche Dynamik in den Vereinigten Staaten dieser These zu widersprechen. Insgesamt war das Jahr 2001 jedoch mehr von einem Auf und Ab als von einer kräftigen Aufwärtsentwicklung gekennzeichnet; das Bruttoinlandsprodukt nahm im Vorjahresvergleich um 2,4 vH zu. Allein aus dieser Beobachtung kann die Hypothese also weder abgelehnt noch belegt werden. Zudem zeigte sich mit der Revision der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen, dass der Rückgang des Bruttoinlandsprodukts stärker war als zunächst angenommen; außerdem ließ insbesondere der starke Rückgang der Industrieproduktion Zweifel an der Behauptung einer milden Rezession aufkommen.

Um zu einer fundierten Aussage über den Zusammenhang zwischen der Schwere von Rezessionen und der Stärke nachfolgender Aufschwünge zu gelangen, wird zunächst das Ausmaß der jüngsten Rezession in den Vereinigten Staaten anhand der Entwicklung relevanter ökonomischer Indikatoren mit derjenigen in früheren Rezessionen verglichen. Sodann wird die Hypothese eines Zusammenhangs zwischen dem Ausmaß von Rezessionen und nachfolgenden Aufschwüngen im Rahmen einer länderübergreifenden Panelanalyse sowohl für die Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts als auch für die Veränderungen der Industrieproduktion untersucht. Die Analyse geht über den Ansatz des Internationalen Währungsfonds (2002), der diese Fragestellung ebenfalls untersucht, in mehrfacher Hinsicht hinaus. So werden verschiedene Maße für Rezessionschwere und Aufschwungsstärke verwendet. Ferner wird in isolierten Schätzungen für die Vereinigten Staaten und Deutschland der Zusammenhang auch für die beiden Länder im Einzelnen untersucht.

**615.** Nachdem es zunächst so aussah, als hätte sich der Rückgang der wirtschaftlichen Aktivität auf das dritte Quartal 2001 beschränkt, stand nach den umfangreichen Revisionen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen im Juli dieses Jahres fest, dass das Bruttoinlandsprodukt in den ersten drei Vierteljahren des Jahres 2001 geschrumpft war. Ein solch früher Rezessionsbeginn war vom National Bureau of Economic Research (NBER), Boston, bereits im November letzten Jahres diagnostiziert worden, als es für März 2001 das Ende der mit zehn Jahren Dauer längsten Expansionsphase seit Beginn der offiziellen Registrierung der Konjunkturschwankungen in den Vereinigten Staa-

ten Mitte des 19. Jahrhunderts und damit den Beginn einer Rezession feststellte. Als Rezession definiert das NBER eine signifikante, mehrere Monate andauernde Reduktion der Aktivität in vielen Bereichen der Wirtschaft, die in der Beschäftigung, in der Industrieproduktion, im Einkommen der privaten Haushalte und in den Umsätzen des Verarbeitenden Gewerbes sowie des Groß- und Einzelhandels sichtbar wird.

**616.** Bestimmt man das Ausmaß einer Rezession anhand des kumulierten Rückgangs des Bruttoinlandsprodukts, so war dieser mit 0,6 vH im Vergleich zu vorangegangenen Rezessionsphasen im Zeitraum der Jahre 1953 bis 1991 gering; zudem setzte die wirtschaftliche Erholung früher und stärker ein (Schaubild 67, Seite 338).

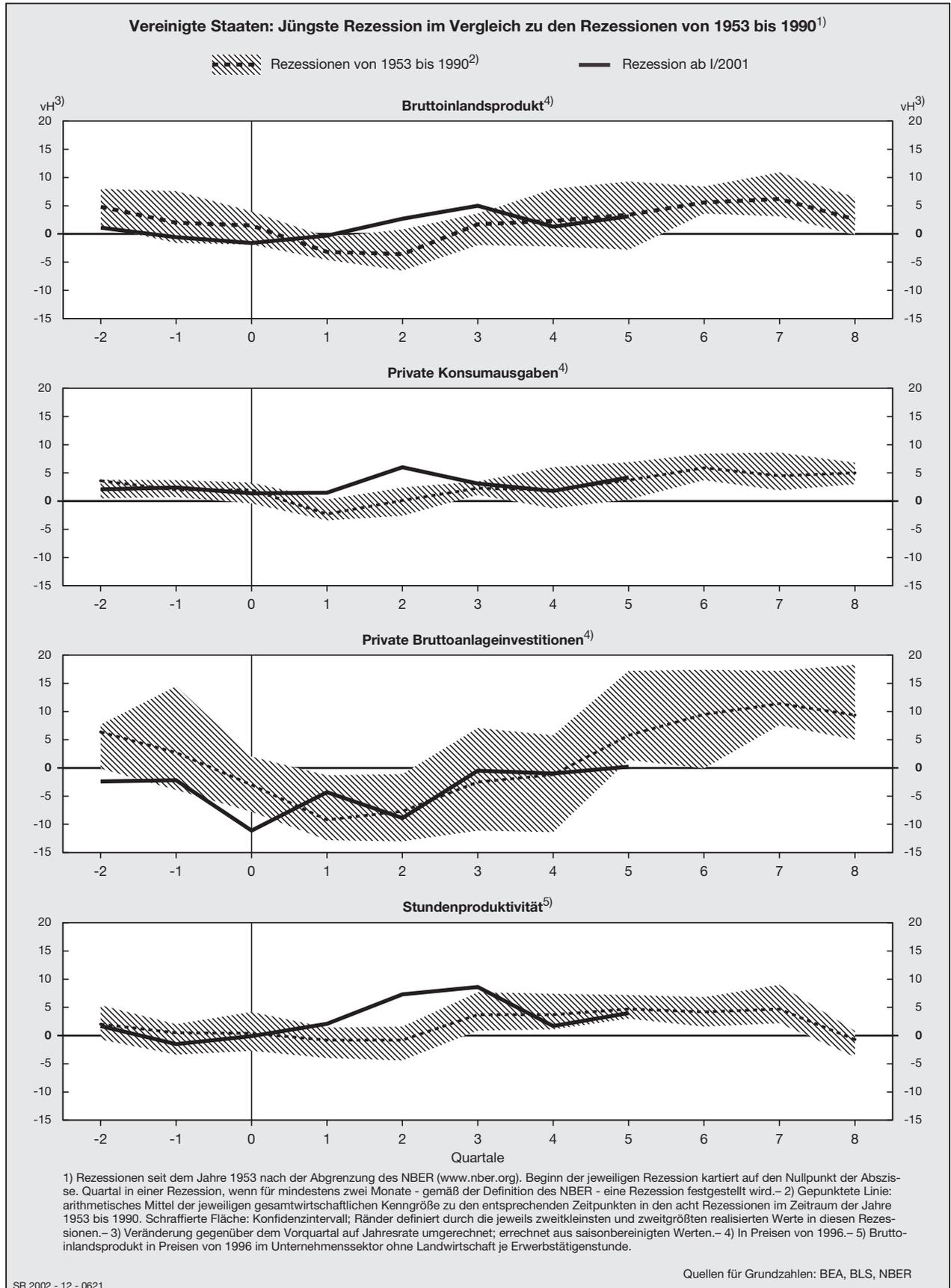
Vergleicht man die Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts in verschiedenen Rezessionen anhand der Rezessionsdefinition des NBER, die nicht an die Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts, sondern an die der genannten Faktoren knüpft, so ist zu beachten, dass eine erstmals negative Zuwachsrate des Bruttoinlandsprodukts nicht mit dem Beginn einer Rezession gemäß der NBER-Definition einhergehen muss. Auffallend ist, dass der Rückgang der wirtschaftlichen Dynamik bis zum Eintritt in die jüngste Rezession zwar unterhalb des Mittels, aber noch in der Bandbreite der Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts vergangener Rezessionen liegt. Während der Tiefpunkt im Mittel vergangener Rezessionen jedoch erst zwei Quartale nach Eintreten der Rezession erreicht war, zog die Zuwachsrate des Bruttoinlandsprodukts in der jüngsten Rezession bereits ein Quartal später signifikant stärker an. Diese Bewegung setzte sich in den beiden Folgequartalen fort. Die deutliche Abschwächung der Belegung im zweiten Quartal 2002, ein Jahr nach Rezessionsbeginn, sowie die Veränderung im dritten Quartal 2002 entsprachen dann wieder nahezu der Entwicklung im Mittel vergangener Rezessionen.<sup>1)</sup>

**617.** Für eine im Vergleich zur Vergangenheit bessere Anpassungsfähigkeit der Wirtschaft auf Schocks werden Deregulierungen auf den Finanzmärkten, ein durch die neuen Technologien verbessertes Lagermanagement, die gestiegene Bedeutung des verhältnismäßig wenig volatilen Dienstleistungsbereichs und eine an der Output- und Inflationsstabilisierung orientierte zieladäquatere Geldpolitik verantwortlich gemacht. Im Besonderen lassen sich drei Gründe für die Milde der Rezession anführen:

- Die Ausgaben der privaten Haushalte entwickelten sich trotz der negativen Entwicklung auf den Aktienmärkten stabil im Vergleich zu vorangegangenen Rezessionsphasen; in den zwei dem Rezessionsbeginn folgenden Quartalen nahmen sie sogar

<sup>1)</sup> Auch Bullard (2002) kommt beim Vergleich von Ausmaß und Dauer der Abweichungen der Veränderungen des Bruttoinlandsprodukts von dessen Trendzuwachsrate während Rezessionen seit dem Jahre 1960 zu dem Ergebnis, dass es sich bei der jüngsten Rezession gemessen an diesem Maß um eine wesentlich mildere Rezession im Vergleich zu vorangegangenen Rezessionen handelte.

Schaubild 67



signifikant stärker zu als in der Vergangenheit. Dies wurde durch mehrere Faktoren begünstigt. So stiegen die Immobilienpreise weiter an und führten zu einem positiven Vermögenseffekt, der den negativen Vermögenseffekt aufgrund der gefallen Aktienpreise etwas kompensieren konnte. Des Weiteren blieben das Verbrauchervertrauen im Vergleich zu vorangegangenen Rezessionsphasen hoch und der Arbeitsmarkt robust. Mit den Produktivitätssteigerungen gingen zudem Erhöhungen der realen Löhne und Gehälter einher. Die Einkommenssituation der privaten Haushalte verbesserte sich zusätzlich durch die im vergangenen Jahr beschlossenen und rückwirkend seit Beginn des letzten Jahres geltenden Steuersenkungen, die insofern zu einem günstigen Zeitpunkt umgesetzt wurden, als sie bei den üblichen Wirkungsverzögerungen antizyklisch gewirkt haben dürften. Schließlich entwickelte sich im Vergleich zu vorangegangenen Rezessionen die Inflation – nicht zuletzt aufgrund der zunächst wieder sinkenden Ölpreise – mit historisch niedrigen Raten, was der Notenbank massive Zinssenkungen zur konjunkturellen Stützung erlaubte. All diese Faktoren sorgten für den vergleichsweise stabilen Verlauf der Privaten Konsumausgaben.

- Der konjunkturelle Abschwung wurde dieses Mal vor allem im Hochtechnologiebereich eingeleitet. Dieser verhältnismäßig junge, deregulierte Bereich, dessen Anteil an der gesamtwirtschaftlichen Produktion insbesondere in den letzten Jahren zugenommen hat, dürfte sich durch die Fähigkeit auszeichnen, auf Schocks schneller zu reagieren als traditionelle Wirtschaftsbereiche. So war schon seit Oktober des Jahres 2001 wieder eine Aufwärtsbewegung der Produktion in den Hochtechnologiebereichen auszumachen. Seit Januar des Jahres 2002 kam es ebenfalls in den traditionellen Wirtschaftsbereichen zu einer – wenn auch sehr viel flacheren – Aufwärtsbewegung.
- Die robuste, im Wesentlichen technologiegetriebene Produktivitätsentwicklung dürfte dazu beigetragen haben, dass inflationäre Spannungen zu Beginn des Abschwungs nicht bestanden; sie erlaubte somit eine expansive Geldpolitik. Auch hier zeigte sich in den drei dem Rezessionsbeginn folgenden Quartalen ein im Vergleich zu vergangenen Rezessionen signifikant höherer Produktivitätszuwachs. Zudem dürfte die Produktivitätssteigerung geholfen haben, den hohen Kapitalzufluss in die Vereinigten Staaten aufrechtzuerhalten und so eine abrupte Abwertung und damit eine plötzliche Verringerung des Leistungsbilanzdefizits zu verhindern. All dies dürfte einen stärkeren Rückgang der Investitionen vermieden haben, der jedoch – gemessen an den privaten Bruttoanlageinvestitionen – vor und zum Beginn der Rezession signifikant stärker ausfiel als während vergangener Rezessionen. Im Gegensatz zu dem im Mittel früherer Rezessionen beobachteten deutlichen Anstieg im fünften Quartal nach Rezessionsbeginn stagnierte die Entwicklung der Investitionen dieses Mal jedoch nahezu.

**618.** Der Befund einer besonders milden Rezession wird allerdings nicht einstimmig geteilt. Dies liegt an den der Beurteilung zugrunde liegenden Indikatoren. Werden hierzu die prozentualen Veränderungen der vier Variablen aus der NBER-Definition einer Rezession jeweils vom Hochpunkt bis zum Tiefpunkt des Abschwungs herangezogen und mit den Rezessionen seit dem Jahre 1960 verglichen, so lässt sich die Rezessionsmilde nur für die Entwicklung der persönlichen Einkommen der privaten Haushalte und der Umsätze feststellen. Dagegen wurden Beschäftigung und Industrieproduktion in der jüngsten Rezession ähnlich stark reduziert wie in der Vergangenheit, jedoch erstreckten sich die dort verzeichneten Rückgänge über eine längere Zeit als im Durchschnitt der vergangenen Rezessionen (Ministère de l'Économie, des Finances et de l'Industrie, 2002; Piger, 2002).

**619.** Hinter dem von vielen Konjunkturbeobachtern behaupteten Zusammenhang zwischen der Schwere von Rezessionen und der Stärke nachfolgender Aufschwünge steht die Hypothese, dass sich die wirtschaftliche Aktivität umso langsamer ihrem Trend annähert, je weniger weit sie von diesem entfernt ist, was ökonomisch dem Zeitreihenverhalten in einem Fehlerkorrekturmodell entspricht.

Um diese Hypothese länderübergreifend zu testen, werden drei Rezessionsmaße herangezogen: der Rückgang der wirtschaftlichen Aktivität während der Rezession (R1), der Rückgang der Output-Lücke während der Rezession (R2) sowie der Tiefpunkt der Output-Lücke während der Rezession (R3). Die Stärke des Aufschwungs wird durch die Veränderung der wirtschaftlichen Aktivität ein Jahr nach dem Ende der Rezession (A1) und durch die Veränderung der Output-Lücke ein Jahr nach dem Ende der Rezession (A2) gemessen.<sup>2)</sup> Die wirtschaftliche Aktivität ihrerseits wird alternativ durch die Industrieproduktion oder durch das Bruttoinlandsprodukt approximiert. Für die Verwendung der Industrieproduktion spricht, dass für die meisten Länder weiter zurückreichende Zeitreihen vorliegen als für das Bruttoinlandsprodukt; demgegenüber bildet das Bruttoinlandsprodukt im Vergleich zur Industrieproduktion eher die Gesamtwirtschaft ab. Die Schätzungen auf Grundlage der Industrieproduktion werden für 17 ausgewählte Industrieländer für den Zeitraum ab dem Jahre 1960 durchgeführt. Aus Gründen der Datenverfügbarkeit werden die Schätzungen bei Verwendung des Bruttoinlandsprodukts für eine leicht veränderte Länderstichprobe vorgenommen; der Untersuchungszeitraum beginnt hier mit dem Jahre 1980. Zur Ermittlung der Output-Lücke des Bruttoinlandsprodukts beziehungsweise der Industrieproduktion, definiert als die Differenz zwischen tatsächlicher und Trendzuwachsrate,

<sup>2)</sup> Kliesen und Thornton (2002) führen eine Korrelationsanalyse nur für die Vereinigten Staaten anhand der Rezessionen im Nachkriegszeitraum mit den Maßen R1 und A1 durch. Sie können weder für die Industrieproduktion noch für das Bruttoinlandsprodukt eine signifikante Korrelation feststellen, wenngleich der Zusammenhang für die Industrieproduktion etwas stärker ist.

wird die wirtschaftliche Aktivität mit Hilfe des Hodrick- Prescott-Filters um ihren Trend bereinigt (JG 2001 Ziffer 459).

**620.** Zunächst werden für jede Rezession ihre Schwere und die Stärke des nachfolgenden Aufschwungs bestimmt. Anschließend werden in einem unbalancierten Panel die verschiedenen Maße für die Schwere einer Rezession auf diejenigen für die Stärke des nachfolgenden Aufschwungs unter Verwendung der Kleinst-Quadrat-Methode regressiert, wobei der Tiefpunkt der Output-Lücke während der Rezession (R3) negativ eingeht. Außerdem werden für Deutschland und die Vereinigten Staaten isoliert entsprechende Schätzungen jeweils für den Zeitraum ab dem Jahre 1960 durchgeführt. Gilt das Fehlerkorrekturmodell, so ist der Anstieg der wirtschaftlichen Aktivität beziehungsweise der Output-Lücke im ersten Jahr des Aufschwungs umso größer, je stärker diese während der vorangegangenen Rezessionsphase zurückgegangen sind. Daher wird jeweils die Nullhypothese eines Regressionskoeffizienten kleiner oder gleich null getestet.

Hierbei handelt es sich um Regressionen des jeweiligen Maßes für die Schwere einer Rezession auf die Stärke des nachfolgenden Aufschwungs unter Einbeziehung einer Konstanten. Eine Rezession wird dann unterstellt, wenn die Industrieproduktion zwei Quartale in Folge schrumpft (technische Rezession). Die Ergebnisse verändern sich jedoch auch nicht, wenn man andere Rezessionsdefinitionen zugrunde legt, beispielsweise wenn die wirtschaftliche Aktivität zwei Quartale in Folge sinkt und gleichzeitig die Output-Lücke negativ ist oder wenn Letzteres gilt und sich zugleich die Output-Lücke zwei Vierteljahre hintereinander zurückbildet. Zusätzlich wurden die Maße R1, R2 und R3 auf die Anzahl der Quartale regressiert, die nach dem Ende der Rezession vergingen, bis die wirtschaftliche Aktivität ihren vorangegangenen Hochpunkt erreicht oder überschritten hatte beziehungsweise bis die Output-Lücke wieder geschlossen war. Auf Signifikanz von Fixed Effects wird getestet; diese werden dann gegebenenfalls berücksichtigt. Möglicher Heteroskedastizität in den Residuen wird Rechnung getragen, indem ein heteroskedastizitätsrobuster Schätzer für die Kovarianzen der Residuen verwendet wird.

**621.** Im Ergebnis wird die Nullhypothese stets klar abgelehnt, wenn die wirtschaftliche Aktivität durch die Industrieproduktion angenähert wird; dies bedeutet eine empirische Bestätigung des Fehlerkorrekturmodells, das heißt, in diesem Fall besteht ein signifikant positiver Zusammenhang zwischen der Schwere von Rezessionen und der Stärke der nachfolgenden Aufschwünge (Tabelle 65). Legt man hingegen das Bruttoinlandsprodukt zugrunde, sind die Regressionskoeffizienten in keinem Fall signifikant positiv, so dass das Fehlerkorrekturmodell nicht bestätigt werden kann. Die Unterschiede in den Befunden können sich aus den im Vergleich zur Industrieproduktion geringeren Amplituden der Schwankungen des Bruttoinlandsprodukts erklären. Letzteres ist unter anderem bedingt durch den relativ großen Anteil konjunkturresistenter Branchen im Dienstleistungsbereich, wie Gesundheit und Bildung, und durch das Fehlen vor- und nachgelagerter Wertschöpfungsstufen bei personennahen Dienstleistungen, durch die konjunkturelle Impulse in der Regel weitergegeben werden. Eine zusätzliche Begründung für die verschiedenen Befunde hinsichtlich der Beziehung zwischen der Schwere von Rezessionen und der Stärke der nachfolgenden Aufschwünge findet sich in den unterschiedlichen Zeiträumen, die den Regressionen mit der Industrieproduktion und denjenigen mit dem Bruttoinlandsprodukt zugrunde liegen. So haben sich konjunkturelle Schwankungen mit der Zeit abgeflacht, nicht zuletzt aufgrund eines höheren Tertiärisierungsgrads und einer – gemessen an ihren Zielen einer Inflations- und einer Outputstabilisierung – besseren Geldpolitik.

**622.** Der signifikant positive Zusammenhang zwischen der Schwere von Rezessionen und der Veränderung der Industrieproduktion im ersten Jahr der anschließenden Aufschwungsphasen fällt bei den isolierten Schätzungen für die Vereinigten Staaten und für Deutschland tendenziell schwächer aus als für die Gesamtheit der Länder. Dies gilt jedoch nicht, wenn das Bruttoinlandsprodukt zur Abbildung der wirtschaftlichen Aktivität zugrunde liegt: Die Korrelation ist dann, wenn man auf technische Rezessionen abstellt, zumeist nicht signifikant größer als null, mit Ausnahme der Regressionen der Maße R2 und R3 auf A1. Ob die entsprechende Beziehung in Deutschland enger ist als in den

Tabelle 65

**Koeffizienten der Rezessionsschwere in den Panelmodellen<sup>1)</sup>**

Variable	R1A1	R1A2	R2A1	R2A2	R3A1	R3A2
Industrieproduktion <sup>2)</sup> .....	0,39 **	0,46 **	0,51 **	0,49 **	0,94 **	0,84 **
Bruttoinlandsprodukt <sup>3)</sup> .....	-0,30	-0,18	-0,28	-0,18	-0,42	-0,30

<sup>1)</sup> Zur Beschreibung der Rezessionsmaße (R1 bis R3) und Aufschwungsmaße (A1 und A2) siehe Ziffer 619.

<sup>2)</sup> Panelschätzung für den Zeitraum 1960 bis 2001 für Australien, Deutschland, Finnland, Frankreich, Italien, Japan, Kanada, Luxemburg, die Niederlande, Norwegen, Österreich, Portugal, Schweden, die Schweiz, Spanien, Vereinigtes Königreich und die Vereinigten Staaten.

<sup>3)</sup> Panelschätzung für den Zeitraum 1980 bis 2001 für Australien, Belgien, Deutschland, Finnland, Frankreich, Italien, Japan, Mexiko, die Niederlande, Norwegen, die Schweiz, Spanien, Süd-Korea, Vereinigtes Königreich und die Vereinigten Staaten.

(\*), \*, \*\* zeigen Signifikanz auf dem 10 %, 5 % beziehungsweise 1 %-Niveau.

Vereinigten Staaten, lässt sich aus den Ergebnissen nicht eindeutig ableiten. Allerdings sind die Ergebnisse mit Vorsicht zu interpretieren, denn die Anzahl der Beobachtungen ist für die einzelnen Länder sehr gering.

Unstrittig ist, dass sowohl die jüngste Rezession in den Vereinigten Staaten als auch diejenige hierzulande gemessen an der Veränderung des Bruttoinlandsprodukts ausgesprochen milde war. Das US-amerikanische Bruttoinlandsprodukt schrumpfte mit 0,6 vH während der jüngsten Rezession deutlich weniger als im Durchschnitt der vergangenen Rezessionen ab dem Jahre 1960 (2,1 vH). Dies gilt ebenso für Deutschland, wo die entsprechenden Werte 0,5 vH und 2,4 vH betragen. Da für das Bruttoinlandsprodukt kein signifikanter Zusammenhang zwischen der Schwere von Rezessionen und der Stärke der nachfolgenden Aufschwünge feststellbar ist, kann daraus aber nicht gefolgert werden, dass nur ein moderater Aufschwung folgt.

Gemessen am Rückgang der Industrieproduktion sind die jüngsten Rezessionen in den Vereinigten Staaten und in Deutschland allerdings nicht als milde zu bezeichnen. In den Vereinigten Staaten sank die Industrieproduktion während der jüngsten Rezession um insgesamt 6,9 vH, in Deutschland nahm sie um insgesamt 5,8 vH ab. Die durchschnittlichen Veränderungsraten der vergangenen Rezessionen liegen für die Vereinigten Staaten bei – 6,3 vH und für Deutschland bei – 4,3 vH. Da für diese Größe eine Bestätigung des Fehlerkorrekturmodells gefunden wurde, würde dies einen eher kräftigen Aufschwung im industriellen Bereich nahe legen.

**623.** Allerdings spricht einiges dafür, dass in den Vereinigten Staaten und hierzulande weniger starke Expansionen im industriellen Bereich zu erwarten sind, als es das Grundmodell für die Gesamtheit der Länder suggeriert. So scheint der Zusammenhang zwischen der Schwere von Rezessionen und der Stärke nachfolgender Aufschwünge in beiden Ländern tendenziell schwächer zu sein als im Panel. Zudem sollte berücksichtigt werden, dass der Zusammenhang von der Art und der Persistenz der Schocks abhängt: Er dürfte bei Angebotsschocks schwächer sein als bei Nachfrageschocks. Diese Hypothese beruht beispielsweise darauf, dass Angebotsschocks in der Regel persistenter

als Nachfrageschocks sind und wegen der dadurch induzierten strukturellen Anpassungen häufig auch den Wachstumspfad des Produktionspotentials beeinträchtigen (Blanchard und Quah, 1989). Außerdem sieht sich die Geldpolitik bei negativen Angebotsschock, anders als bei adversen Nachfrageschocks, einem Zielkonflikt zwischen der Inflationsstabilisierung und der Konjunkturstimulierung ausgesetzt. Des Weiteren dürfte die Beziehung zwischen der Schwere von Rezessionen und der Stärke nachfolgender Aufschwünge bei globalen Schocks schwächer ausgeprägt sein als bei länderspezifischen Schocks, denn bei Ersteren ist die angestrebte Konsumglättung über die Zahlungsbilanz nicht gewährleistet. Bei der jüngsten Rezession in den Vereinigten Staaten und in Deutschland dürften Angebotsschocks, wie die Aktienkursrückgänge, die Kontraktion im Bereich der IuK-Technologien und der Ölpreisanstieg, eine wichtige, wenn auch nicht gleichstarke Rolle gespielt haben. Insbesondere beim Einbruch im IuK-Bereich und beim Ölpreisanstieg handelte es sich um globale Phänomene.

#### Literaturverzeichnis

Blanchard, O. J. und D. Quah (1989), *The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances*, *American Economic Review*, 79, 655 – 673.

Bullard, J. (2002), *Measuring the Recession Severity*, *Monetary Trends* (September), Federal Reserve Bank of St. Louis.

Internationaler Währungsfonds (2002), *World Economic Outlook* (April).

Kliesen, K. L. und D. L. Thornton (2002), *Does a Mild Recession Imply a Weak Recovery?*, *National Economic Trends* (April), Federal Reserve Bank of St. Louis.

Ministère de l'Économie, des Finances et de l'Industrie (2002), *La Récession Américaine de 2001 est-elle une Récession Atypique?*, *Note de Conjoncture Internationale* (Octobre), 22 – 25.

Piger, J. (2002), *Was the Recent Economic Downturn a Recession?*, *National Economic Trends* (August), Federal Reserve Bank of St. Louis.

### III. Lohnabstand und Sozialhilfebezug

#### Problemstellung und Zielsetzung

**624.** Sowohl die öffentliche als auch die wissenschaftliche Diskussion der Gründe für den Sozialhilfebezug vieler Personen in Deutschland wird häufig von dem Argument geprägt, das gegenwärtige Transfersystem setze Fehlanreize im Hinblick auf die Erwerbsbereitschaft arbeitsfähiger Empfänger von laufender Hilfe zum Lebensunterhalt: Der Lohnabstand, also der Abstand zwischen dem potentiellen Nettoeinkommen bei Erwerbstätigkeit und dem Anspruch auf laufende Hilfe zum Lebensunterhalt, sei für viele Sozialhilfeempfänger zu gering, als dass sich eine Arbeitsaufnahme für sie lohne. Hierdurch werden insbesondere Geringqualifizierte vom Arbeitsmarkt ausgeschlossen, da das Sozialhilfeniveau in Form laufender Hilfe zum Lebensunterhalt in diesem Segment den Charakter eines effektiven Mindestlohns hat, welcher in vielen Fällen über dem durch die individuelle Produktivität gerechtfertigten Marktlohn liegt.

Verschiedene Untersuchungen beschäftigen sich in diesem Zusammenhang mit der Frage der Verletzung des Lohnabstandsgebots<sup>1)</sup> und den daraus abgeleiteten Folgen. Die Armutforschung verneint die Verletzung dieses Gebots und damit einen zu geringen Arbeitsanreiz für Empfänger von laufender Hilfe zum Lebensunterhalt. Engels (2001) begründet dies unter anderem mit deskriptiven Kennziffern wie den unterdurchschnittlichen Erwerbstätigkeitsquoten von Alleinlebenden und kinderlosen Paaren (die beide einen überdurchschnittlichen Lohnabstand aufweisen) in der Gruppe der Empfänger laufender Hilfe zum Lebensunterhalt.

Zu einem anderen Ergebnis kommt Boss (2002), der in einer Untersuchung zum Lohnabstand nicht ausschließen kann, dass „durch die Sozialhilferegulungen nicht nur der Anreiz für die Begünstigten geschwächt wird, für sich selbst zu sorgen, sondern auch bewirkt wird, dass die private Einkommenserzielung durch die Inanspruchnahme staatlicher Transfers ersetzt wird“. Boss begründet sein Ergebnis, indem er zum einen den zeitlichen Verlauf des Sozialhilfeanspruchs in Relation zum potentiellen Nettoeinkommen mit dem der Empfängerquote laufender Hilfe zum Lebensunterhalt (für den Zeitraum der Jahre von 1962 bis 2000) vergleicht und für beide einen gleichgerichteten steigenden Verlauf ausmacht, und indem er zum anderen für verschiedene Haushaltstypen im Jahre 1999 den aggregierten

<sup>1)</sup> Das Lohnabstandsgebot ist folgendermaßen im § 22 Absatz 4 Bundessozialhilfegesetz (BSHG) definiert: „Die Regelsatzbemessung hat zu gewährleisten, dass bei Haushaltsgemeinschaften von Ehepaaren mit drei Kindern die Regelsätze zusammen mit Durchschnittsbeträgen für Kosten von Unterkunft und Heizung sowie für einmalige Leistungen und unter Berücksichtigung des abzusetzenden Betrages nach § 76 Absatz 2a Nummer 1 unter den erzielten monatlichen durchschnittlichen Nettoarbeitsentgelten unterer Lohn- und Gehaltsgruppen einschließlich anteiliger einmaliger Zahlungen zuzüglich Kindergeld und Wohngeld in einer entsprechenden Haushaltsgemeinschaft mit einem alleinverdienenden Vollzeitbeschäftigten bleiben.“

Lohnabstand und die Empfängerquote laufender Hilfe zum Lebensunterhalt betrachtet und zeigt, dass für fast alle Haushaltstypen gilt, dass die Empfängerquote mit sinkendem Lohnabstand steigt.

Gegen die obigen Argumentationslinien kann eingewandt werden, dass eine alleinige Fixierung auf das Lohnabstandsgebot den offensichtlich vorhandenen übrigen personen- und haushaltsspezifischen Einflussfaktoren nicht Rechnung trägt und eine Betrachtung einzelner deskriptiver Kennziffern die mutmaßlichen multiplen Zusammenhänge zwischen den verschiedenen möglichen Einflussfaktoren vernachlässigt. So könnte die höhere Empfängerquote in Haushalten mit mehreren Kindern möglicherweise weniger auf den geringeren Lohnabstand, sondern eher auf die Notwendigkeit der Kinderbetreuung oder auf andere gemeinsame Merkmale dieses Haushaltstyps zurückgehen. Ein wesentliches Ziel der vorliegenden Untersuchung ist deshalb, den Einfluss des Lohnabstands<sup>2)</sup> und der übrigen personen- und haushaltsspezifischen Einflussgrößen auf die Wahrscheinlichkeit des Sozialhilfebezugs eines Haushalts simultan in einem Modell zu untersuchen. Die empirische Analyse der Determinanten des Bezugs von laufender Hilfe zum Lebensunterhalt geschieht mit Hilfe eines dynamischen nichtlinearen<sup>3)</sup> Panelmodells anhand der Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP).

#### Dynamische nichtlineare Panelmodelle

**625.** Eine empirische Analyse der Einflussgrößen des Sozialhilfebezugs legt nahe, dass das zugrunde liegende nichtlineare Panelmodell als erklärende Variable auch die verzögert endogene Variable enthalten sollte, so dass ein dynamisches nichtlineares Panelmodell zu verwenden ist. Eine derartige Dynamisierung erscheint vor allem deshalb erforderlich, weil ein bestehender Bezug von laufender Hilfe zum Lebensunterhalt und damit einhergehende Arbeitslosigkeit bei der betrachteten Person zu einem Abbau von Humankapital führt und damit deren Wahrscheinlichkeit, weiterhin arbeitslos zu bleiben und Sozialhilfe zu beziehen, erhöhen kann.

In der einfachsten Spezifikation dieses Modells werden nicht autokorrelierte Störgrößen unterstellt. Da diese Annahme jedoch häufig realitätsfern ist (sie geht von vollkommener Unabhängigkeit der Entscheidungen eines Haushalts beziehungsweise des zugehörigen Haushaltsvorstands über die Zeit aus), wird in einem weiteren Schritt ein dynamisches Panelmodell analysiert, welches von der weniger restriktiven Annahme einer Äquikorrelation der Störgrößen für einen bestimmten Haushalt über die Zeit ausgeht. Diese Struktur der Störgrößen

<sup>2)</sup> Im Folgenden wird in jeder Welle des Paneldatensatzes eine haushaltsspezifische Lohnabstandsvariable erzeugt, die dann als Einflussgröße der Wahrscheinlichkeit des Sozialhilfebezugs in ein empirisches Modell eingeht.

<sup>3)</sup> Die Nichtlinearität des Modells ergibt sich aus der Tatsache, dass die abhängige Variable im hier betrachteten Fall eine binäre Zufallsvariable ist.

ergibt sich bei Einbeziehung stochastischer, haushalts-spezifischer Effekte in ein Schwellenwertmodell.

**626.** Die Parameterschätzung in diesem Modell wird mit Hilfe der Maximum Likelihood-Methode (ML-Methode) durchgeführt. Im Folgenden wird die Spezifikation dieses nichtlinearen Panelmodells für  $N$  Haushalte über  $T$  (aufeinanderfolgende) jährliche (Befragungs-) Wellen dargestellt. Für die endogene Variable  $y_{it}$ ,  $i = 1, \dots, N$ ;  $t = 1, \dots, T$  gelte bei der betrachteten Fragestellung Folgendes:

$$y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{falls der Haushalt } i \text{ zum Zeitpunkt } t \text{ Sozialhilfe bezieht} \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \quad (1)$$

Die Faktoren, die einen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit besitzen, laufende Hilfe zum Lebensunterhalt (HLU) zu beziehen, sind in einem Vektor exogener Variablen  $\mathbf{x}_{it}$ ,  $i = 1, \dots, N$ ;  $t = 1, \dots, T$  zusammengefasst. Man interessiert sich in einem ersten Schritt der empirischen Analyse also dafür, welchen Einfluss eine Änderung bestimmter exogener Variablen auf die Wahrscheinlichkeit des Sozialhilfebezugs besitzt. In einem zweiten Schritt wird dieses nichtlineare Panelmodell dann dynamisiert. Dies geschieht durch die Hereinnahme der um eine Periode (ein Jahr) verzögerten endogenen Variable  $y_{i, t-1}$  als erklärende Variable in das entsprechende Panelmodell. In diesem dynamischen Panelmodell kann dann auf Zustandsabhängigkeit getestet werden, das heißt, es kann geprüft werden, ob ein Sozialhilfebezug in der Vorperiode die Wahrscheinlichkeit, laufende Hilfe zum Lebensunterhalt in der gegenwärtigen Periode zu beziehen, signifikant erhöht.

Die theoretische Basis des dynamischen nichtlinearen Panelmodells ist ein Schwellenwertmodell, dem folgender Gedanke zugrunde liegt: Überschreitet eine latente (nicht beobachtbare) Zufallsvariable  $y_{it}^*$  einen Schwellenwert (im Allgemeinen den Wert null), so nimmt die beobachtbare endogene Variable  $y_{it}$  den Wert eins an; unterschreitet  $y_{it}^*$  den Schwellenwert, so nimmt  $y_{it}$  den Wert null an. Im hier betrachteten Fall entspricht die latente Zufallsvariable der Disposition eines Haushalts beziehungsweise des zugehörigen Haushaltsvorstands, laufende Hilfe zum Lebensunterhalt zu beziehen; sie kann in diesem Zusammenhang als stochastische Nutzendifferenz des Haushaltsvorstands zwischen zwei Alternativen (Sozialhilfebezug: Ja/Nein) interpretiert werden. Das dynamische nichtlineare Panelmodell beruht damit auf folgendem Schwellenwertmodell

$$y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{falls } y_{it}^* > 0 \\ 0 & \text{sonst,} \end{cases} \quad (2)$$

wobei

$$y_{it}^* = \mathbf{x}_{it}'\beta + \gamma y_{i, t-1} + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T. \quad (3)$$

Dabei bezeichnen  $y_{it}^*$  die latente Zufallsvariable für den  $i$ -ten Haushalt zum Zeitpunkt  $t$ ,  $\mathbf{x}_{it}$  einen entsprechenden  $K$ -elementigen Vektor exogener Variablen,  $\beta$  den  $K$ -elementigen Vektor der Strukturparameter und  $u_{it}$  die zugehörige Störgröße.  $\gamma$  ist der Parameter der um eine Periode verzögerten endogenen Variablen  $y_{i, t-1}$ .

Im einfachsten Fall wird unterstellt, dass die  $u_{it}$  stochastisch unabhängig und identisch verteilt über alle  $i$  und  $t$  sind, was einer vollkommenen Unabhängigkeit der Entscheidungen eines Haushalts beziehungsweise eines Haushaltsvorstands über die Zeit entspricht. Da Paneldaten aber durch komplexe Strukturen der Störterme charakterisiert sein können, gilt es, bei der Analyse von Paneldaten zusätzliche Annahmen über die Abhängigkeitsstruktur der  $u_{it}$  zu treffen. Der Hauptvorteil der Verwendung von Paneldaten besteht gerade darin, dass einige der restriktiven Annahmen, die für die Analyse von Querschnittsdaten erforderlich sind, aufgehoben beziehungsweise abgeschwächt werden können. So ist es beispielsweise möglich, nicht beobachtbare haushalts- beziehungsweise zeitspezifische Effekte, also unbeobachtete Heterogenität in Panelmodellen explizit zu modellieren (Hamerle und Ronning, 1994). Für die Mehrzahl der zu betrachtenden Panelmodelle ist dies ein Mittel, um konsistente Schätzungen für den systematischen Teil des Modells, das heißt, für den Strukturparametervektor  $\beta$  zu erhalten. Man modelliert die zeitspezifischen Effekte dabei als feste Effekte, indem man sie in den Strukturparametervektor  $\beta$  aufnimmt und den Vektor der Regressoren in geeigneter Weise um Dummy-Variablen erweitert. Die haushaltsspezifischen Effekte  $\alpha_i$  modelliert man hingegen als stochastische Effekte, so dass

$$u_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it}. \quad (4)$$

Für die Störgröße  $u_{it}$  beziehungsweise für  $\alpha_i$  und  $\varepsilon_{it}$  werden folgende Annahmen getroffen:  $\alpha_i$  und  $\varepsilon_{it}$  seien normalverteilt, und für  $i, j = 1, \dots, N$ ;  $t = 1, \dots, T$  gelte

$$E(\alpha_i) = 0, E(\varepsilon_{it}) = 0; E(\alpha_i \varepsilon_{jt}) = 0 \quad \forall i, j, t; \quad (5)$$

$$E(\alpha_i \mathbf{x}_{it}') = \mathbf{0}, E(\varepsilon_{it} \mathbf{x}_{it}') = \mathbf{0},$$

sowie

$$E(\alpha_i \alpha_j) = \begin{cases} \sigma_\alpha^2 & \text{falls } i = j \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \quad \text{und} \quad (6)$$

$$E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{js}) = \begin{cases} \sigma_\varepsilon^2 & \text{falls } i = j \text{ und } t = s \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases}$$

Aus Identifikationsgründen wird zusätzlich für die Störgröße  $u_{it}$  eine Standardnormalverteilung unterstellt, so dass  $\sigma_u^2 = \sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2 = 1$ .

In diesem dynamischen nichtlinearen Panelmodell mit zufälligen Effekten gilt demzufolge  $E(u_{it}u_{is}) = E(\alpha_i^2) = \sigma_\alpha^2 \neq 0$  für  $t \neq s$ , mit anderen Worten, für einen bestimmten Haushalt wird eine konstante Korrelation der Störgrößen über die Zeit (Äquikorrelation) unterstellt; gleichzeitig wird angenommen, dass die Entscheidungen verschiedener Haushalte beziehungsweise Haushaltsvorstände unabhängig voneinander sind. Außerdem gilt  $E(u_{it}u_{is}) = \sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2$  für  $t = s$ . Damit ist der Störgrößenvektor  $\mathbf{u}_i = (u_{i1}, \dots, u_{iT})'$  multivariat normalverteilt mit Erwartungswert  $\boldsymbol{\theta}$  und Kovarianzmatrix

$$\Omega = E(\mathbf{u}_i \mathbf{u}_i') = \begin{pmatrix} \sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2 & \sigma_\alpha^2 & \dots & \sigma_\alpha^2 \\ \sigma_\alpha^2 & \sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2 & \dots & \sigma_\alpha^2 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_\alpha^2 & \sigma_\alpha^2 & \dots & \sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2 \end{pmatrix} \quad (7)$$

$$= \sigma_\varepsilon^2 \cdot \mathbf{I}_T + \sigma_\alpha^2 \cdot \mathbf{t}_T \mathbf{t}_T'$$

mit dem  $T$ -dimensionalen Einsenvektor  $\mathbf{t}_T = (1, \dots, 1)'$  und der Annahme  $\sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2 = 1$ .

Die obigen Annahmen, insbesondere die der Standardnormalverteilung der Störgröße  $u_{it}$ , führen zu einem dynamischen Probitmodell mit äquikorrelierten Störgrößen. Auf die Herleitung der zugehörigen logarithmierten Likelihoodfunktion wird hier verzichtet (Hammerle und Ronning, 1994, S. 418 f.).

#### Datengrundlage

**627.** Die Daten für die empirische Analyse des Bezugs laufender Hilfe zum Lebensunterhalt stammen aus dem Datensatz für die Wellen B bis P (1985 bis 1999) des SOEP. In der Welle A wird keine Information für die Variable Sozialhilfebezug bereitgestellt; für die Welle Q (das Jahr 2000) liegt noch keine Information für diese Variable vor, da erst in der Folgeperiode der Sozialhilfebezug der gegenwärtigen Periode erfasst wird. Die Zielpopulation dieses Panels sind alle Haushalte im früheren Bundesgebiet.

Betrachtet werden hier alle Haushalte, deren Haushaltsvorstand im Basisjahr 1985 zwischen 18 und 49 Jahren alt war<sup>4)</sup> – Auszubildende und Rentner werden definitionsgemäß ausgeschlossen – und für die die benötigten Daten aller 15 Wellen vorliegen. Damit ergibt sich ein balanciertes Panel, welches insgesamt 1 291 Haushalte umfasst.

<sup>4)</sup> Personen dieses Alters sind während des Beobachtungszeitraums durchgängig im erwerbsfähigen Alter, so dass vom Alter her die Möglichkeit der Arbeitsaufnahme in jedem Zeitpunkt eine Alternative zum Sozialhilfebezug darstellt.

#### Das empirische Modell

**628.** Die quantitative Analyse der Ursachen des Sozialhilfebezugs wird auf Haushaltsebene durchgeführt, da der Anspruch auf Bezug von laufender Hilfe zum Lebensunterhalt vom verfügbaren Einkommen eines Haushalts und nicht eines einzelnen Haushaltsmitglieds abhängig ist. Die Berücksichtigung mehrerer Mitglieder eines Haushalts (beispielsweise Haushaltsvorstand und (Ehe-)Partner) in der Panelstichprobe würde jedoch zu dem schätztechnischen Problem führen, dass die Disposition, Sozialhilfe zu beziehen, für diese Personen nicht unabhängig voneinander ist. Damit würde eine grundlegende Annahme der in dieser Untersuchung verwendeten Modellansätze verletzt und eine konsistente Parameterschätzung in diesen Modellen unmöglich gemacht. Als Einflussfaktoren des Bezugs von laufender Hilfe zum Lebensunterhalt werden deshalb in der vorliegenden Untersuchung lediglich allgemeine Haushaltscharakteristika sowie persönliche Charakteristika des Haushaltsvorstands einbezogen.

Ob ein Haushalt beziehungsweise ein Haushaltsvorstand Sozialhilfe bezieht oder nicht, kann theoretisch mit Hilfe des Konzepts der Maximierung des erwarteten Nutzens abgeleitet werden. Die betrachtete Person wird eine Erwerbstätigkeit aufnehmen, falls der am Markt erzielbare Lohn über ihrem Anspruchslohn liegt. Für die empirische Analyse der Determinanten des Sozialhilfebezugs werden deshalb Variablen ausgewählt, die einen Einfluss auf den Markt- beziehungsweise Anspruchslohn des Haushaltsvorstands besitzen beziehungsweise die den erwarteten Nutzen des Sozialhilfebezugs eines Haushalts beeinflussen.

Persönliche Charakteristika des Haushaltsvorstands, wie Alter, Geschlecht, Nationalität, Gesundheitszustand, Schulbildung und eine abgeschlossene Berufsausbildung sind sowohl Einflussgrößen seines erzielbaren Marktlohns als auch seines Anspruchslohns. Der Lohnabstand des Haushalts, definiert als die Differenz aus dem Nettoarbeitseinkommen (das immer Kindergeld enthält) des Haushaltsvorstands und dem Anspruch des zugehörigen Haushalts auf laufende Hilfe zum Lebensunterhalt, ist eine Einflussgröße des Verhältnisses aus Anspruchslohn und erzielbarem Marktlohn des Haushaltsvorstands. Haushaltscharakteristika, wie Familienstand, Anzahl der Kinder unter 16 Jahren im Haushalt Alleinerziehendenstatus, Existenz eines pflegebedürftigen Haushaltsmitglieds besitzen ebenfalls einen Einfluss auf den Anspruchslohn des Haushaltsvorstands. Die bundesländerspezifischen Arbeitslosenquoten schließlich haben Einfluss auf den erzielbaren Marktlohn der betrachteten Person.

Die im dynamischen Probitmodell berücksichtigten Variablen sind somit wie folgt definiert: Die endogene Variable HLU ist der Sozialhilfebezug des betrachteten Haushalts. An dieser Stelle sei darauf hingewiesen, dass die betrachtete Panelstichprobe sehr ungleich besetzt ist, da im Durchschnitt über die 15 Wellen nur etwa 1,5 vH der Haushalte laufende

Hilfe zum Lebensunterhalt beziehen.<sup>5)</sup> Dies führt jedoch zu keinen schätztechnischen Problemen, da die betrachtete Panelstichprobe aus insgesamt 18 074 Beobachtungen besteht. Die endogene Variable nimmt den Wert eins an, falls der Haushalt in der entsprechenden Welle laufende Hilfe zum Lebensunterhalt bezogen hat, andernfalls ist sie gleich null. Der Sozialhilfebezug des betrachteten Haushalts wird durch die folgenden exogenen Variablen erklärt:

ALTER	Lebensalter in Jahren
ALTERQ	definiert als $ALTER^2/100$
GESCHL	Geschlecht (1 = Frau)
NAT	Nationalität (1 = Ausländer)
ABA	Abgeschlossene Berufsausbildung (1 = Ja)
GESUND	Gesundheitszustand (1 = Schwerbehinderung nach § 2 Absatz 2 SGB IX)
KINDER	Anzahl der Kinder unter 16 Jahren im Haushalt
PFLEGE	Pflegebedürftige Person im Haushalt (1 = Ja)
ALLEIN	Alleinerziehenden-Haushalt (1 = Ja)
FST	Familienstand (1 = geschieden)
LOHNAB	Haushaltsspezifischer relativer Lohnabstand
BILD2	Mittlerer Schulabschluss (1 = Ja)
BILD3	Höherer Schulabschluss (1 = Ja)
ALQ	Bundesländerspezifische Arbeitslosenquote
HLU(t-1)	Sozialhilfebezug in der Vorperiode (1 = Ja).

**629.** Der haushaltsspezifische Lohnabstand ist in der vorliegenden Untersuchung relativ definiert und zwar als die Differenz aus dem (geschätzten) Nettoarbeitseinkommen des Haushaltsvorstands und dem (potentiellen) Sozialhilfeanspruch des zugehörigen Haushalts, dividiert durch das (geschätzte) Nettoarbeitseinkommen des Haushaltsvorstands. Als Einflussgröße des Sozialhilfebezugs wird hier der relative Lohnabstand verwendet, aufgrund der Hypothese, dass der Anreiz einer Arbeitsaufnahme für den betrachteten Haushaltsvorstand stärker vom relativen als vom absoluten Lohnabstand abhängt.

Der Bedarf an laufender Hilfe zum Lebensunterhalt setzt sich aus den Komponenten der Regelsatzleistung

<sup>5)</sup> Gemessen an der Gesamtzahl der Haushalte in Deutschland beträgt diese Quote im Jahre 1999 3,9 vH. Die Gruppe der Empfänger laufender Hilfe zum Lebensunterhalt (im Alter von 15 bis 65 Jahren) weist im Jahre 2001 folgende Struktur auf: 8,7 vH der Sozialhilfeempfänger sind erwerbstätig, 41,8 vH sind arbeitslos gemeldet und 49,5 vH sind aus anderen Gründen, beispielsweise wegen häuslicher Bindung, nicht erwerbstätig.

und eines gegebenenfalls zustehenden Mehrbedarfzuschlags sowie der Erstattung der Kosten der Unterkunft und der Heizkosten des Haushalts zusammen. Die Messung eines haushaltsspezifischen Lohnabstands erfordert insbesondere eine Schätzung der potentiellen Nettoarbeitseinkommen für die Haushaltsvorstände, die Sozialhilfe beziehen, die arbeitslos sind oder für die das SOEP keine entsprechenden Daten bereitstellt. Das Vorgehen zur Erzeugung dieser Lohnabstandsvariablen gestaltet sich im Einzelnen wie folgt:

Die Regelsatzleistung eines (potentiellen) Sozialhilfeempfängerhaushalts wird als Summe aus dem Regelsatz für den Haushaltsvorstand und den daraus abgeleiteten Regelsätzen für Haushaltsangehörige (je nach Alter) bestimmt, wobei gegebenenfalls Mehrbedarfzuschläge für Alleinerziehende berücksichtigt werden. Zur Berechnung der Regelsatzleistung für Haushalte mit Kindern wird dazu ein durchschnittlicher Regelsatz für Kinder bestimmt, indem alle Altersjahrgänge mit dem gleichen Gewicht berücksichtigt werden; dieser durchschnittliche Regelsatz wird dann mit der Anzahl der Kinder im Haushalt multipliziert.

Für die Berechnung der Kosten der Unterkunft und der Heizkosten der (potentiellen) Sozialhilfeempfängerhaushalte werden Ausgaben, die ein Vier-Personen-Arbeitnehmerhaushalt mit mittlerem Einkommen (Haushaltstyp 2) für die Wohnungsnutzung aufwendet, zugrunde gelegt und unter Berücksichtigung eines üblichen Abschlags auf die einzelnen Haushaltsgrößen umgerechnet. Dabei werden den einzelnen Personen im Haushalt folgende Anteile zugeschrieben:

Haushaltsvorstand:	50 vH
Ehegatte:	20 vH
1. Kind:	15 vH
2. Kind:	15 vH.

Für die fünfte Person im Haushalt wird ein Anteil von 10 vH und für jede weitere Person ein Anteil von 5 vH unterstellt (Boss, 2002).

**630.** Für Haushaltsvorstände, für die keine Angaben zum Markteinkommen vorliegen, wird das Nettoarbeitseinkommen in jeder Welle durch persönliche Charakteristika der Haushaltsvorstände, wie Alter, Geschlecht, Nationalität, Schulbildung und abgeschlossene Berufsausbildung geschätzt. Hierzu werden Parameterschätzergebnisse aus entsprechenden Regressionen der bekannten Nettoarbeitseinkommen verwendet.

Die Kleinste-Quadrate-Schätzungen (KQ-Schätzungen) des Nettoarbeitseinkommens der Haushaltsvorstände liefern für die 15 Wellen recht ähnliche Ergebnisse. Das Bestimmtheitsmaß der KQ-Schätzungen für die einzelnen Querschnitte nimmt Werte zwischen 0,34 und 0,43 an; dieses spricht für eine hohe Güte der durchgeführten Modellschätzungen. Im Folgenden wird stellvertretend für die anderen Wellen kurz auf die Ergebnisse der Parameterschätzungen der Welle P (1999) eingegangen (Tabelle 66, Seite 346).

Tabelle 66

**Kleinste-Quadrate-Schätzung  
des Nettoarbeitseinkommens**  
Welle P (1999) des SOEP<sup>1)</sup>

Variable <sup>2)</sup>	Parameter-Schätzwert	Asymptotischer t-Wert
Konstante	- 5 184,21	- 2,13 *
ALTER	314,03	3,17 **
ALTERQ	- 297,34	- 2,99 **
GESCHL	- 1 408,11	- 12,35 **
NAT	- 603,04	- 4,59 **
ABA	644,49	3,22 **
BILD2	739,46	3,31 **
BILD3	1 687,37	9,40 **
R <sup>2</sup> = 0,40		

<sup>1)</sup> Weitere Einzelheiten zur Datengrundlage siehe Ziffer 627.

<sup>2)</sup> Zur Beschreibung der Variablen siehe Ziffer 628.

\*, \*\* zeigen Signifikanz auf dem 5 %- beziehungsweise 1 %-Niveau an.

Die im Modell berücksichtigten Variablen zeigen die erwartete Einflussrichtung auf das Nettoarbeitseinkommen und sind alle signifikant auf dem 1 %-Signifikanzniveau. Im Einzelnen erhält man folgende Ergebnisse:

- Mit zunehmendem Alter des Haushaltsvorstands steigt das erzielte Nettoarbeitseinkommen zunächst an, ab einer bestimmten Altersgrenze nimmt es jedoch wieder ab. Durch Substitution der entsprechenden Werte der Variablen ALTER und ALTERQ in die Funktion  $f(\text{ALTER}, \text{ALTERQ}) = \hat{\beta}_{\text{ALTER}} \cdot \text{ALTER} + \hat{\beta}_{\text{ALTERQ}} \cdot \text{ALTERQ}$  erkennt man, dass diese Altersgrenze bei 53 Jahren liegt.
- Frauen weisen ein geringeres Nettoarbeitseinkommen auf als Männer.
- Ausländer erzielen ein niedrigeres Nettoarbeitseinkommen als Deutsche.
- Eine abgeschlossene Berufsausbildung erhöht das Nettoarbeitseinkommen.
- Ein mittlerer und insbesondere ein höherer Schulabschluss haben, im Vergleich zu einem niedrigen Schulabschluss des Haushaltsvorstands, einen positiven Effekt auf die Höhe seines erzielten Nettoarbeitseinkommens.

Mit Hilfe der obigen Parameterschätzergebnisse wird das Nettoarbeitseinkommen für die Haushaltsvorstände geschätzt, für welche keine Angaben zum Markteinkommen vorliegen. Dies ermöglicht die Erzeugung einer haushaltsspezifischen Lohnabstandsvariablen in jeder Welle. Diese Variable geht als Einflussgröße des Sozialhilfebezugs in das im Folgenden analysierte empirische Modell ein.

*Ergebnisse der Schätzung*

**631.** Die empirische Analyse der Determinanten des Sozialhilfebezugs mit Hilfe des dynamischen Probit-

modells mit äquikorrelierten Störgrößen liefert zunächst folgende wichtige Erkenntnisse (Tabelle 67):

- Der Koeffizientenschätzwert der Variablen Lohnabstand ist signifikant negativ, das heißt, ein sinkender relativer Lohnabstand des betrachteten Haushalts erhöht signifikant die Wahrscheinlichkeit dieses Haushalts, laufende Hilfe zum Lebensunterhalt zu beziehen.<sup>6)</sup> Es zeigt sich also, dass der relative Lohnabstand auch dann einen statistisch gesicherten Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit des Sozialhilfebezugs besitzt, wenn die übrigen personen- und haushaltsspezifischen Einflussgrößen ebenfalls im Modell berücksichtigt und damit multiple Zusammenhänge zwischen den verschiedenen Einflussfaktoren nicht vernachlässigt werden.
- Der Koeffizientenschätzwert der Variablen HLU(t-1) zeigt eine hoch signifikante Zustandsabhängigkeit, das heißt, der Sozialhilfebezug eines Haushalts in der Vorperiode erhöht sehr gesichert nachweisbar dessen Wahrscheinlichkeit, auch in der laufenden Periode Hilfe zum Lebensunterhalt zu beziehen. Gegenüber dem dynamischen Probitmodell ohne Berücksichtigung stochastischer, haushaltsspezifischer Effekte ist der Einfluss der Variablen HLU(t-1) geringer, da das dynamische Probitmodell mit äquikorrelierten Störgrößen die Unterscheidung zwischen Zustandsabhängigkeit und unbeobachteter Heterogenität ermöglicht. Im dynamischen Probitmodell ohne Berücksichtigung stochastischer, haushaltsspezifischer Effekte wird der Koeffizient der verzögert endogenen Variablen überschätzt, da sich in ihm zusätzlich die nicht berücksichtigte positive Korrelation der Störgrößen widerspiegelt.
- Es existiert eine signifikante Abhängigkeit der Haushaltsentscheidungen über die Zeit, da der Schätzwert der Varianz der stochastischen, haushaltsspezifischen Effekte,  $\sigma_{\alpha}^2$ , signifikant von null verschieden ist. Dies bedeutet, dass einige nicht im Modell berücksichtigte beziehungsweise nicht messbare Variablen einen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit ausüben, laufende Hilfe zum Lebensunterhalt zu beziehen.

Die Koeffizientenschätzwerte der übrigen im dynamischen Probitmodell mit äquikorrelierten Störgrößen berücksichtigten Variablen lassen weiterhin folgende Schlussfolgerungen zu (Tabelle 67):

- Aus den Vorzeichen der signifikanten Schätzwerte für die Koeffizienten der Altersvariablen kann geschlossen werden, dass die Wahrscheinlichkeit,

<sup>6)</sup> Das Ergebnis der Parameterschätzung für die Variable Lohnabstand ist mit Vorsicht zu interpretieren, da sie auf dem Schätzer der zweiten Stufe eines zweistufigen Verfahrens beruht (die Schätzung des Nettoarbeitseinkommens stellt die erste Stufe des Verfahrens dar). Der Parameter für den Lohnabstand kann in diesem Fall zwar konsistent geschätzt werden, die Standardabweichung des Parameterschätzers wird jedoch in der Regel unterschätzt. Dies ist gleichbedeutend mit einer Überschätzung des zugehörigen asymptotischen t-Werts und damit einer Überschätzung der Signifikanz des Parameterschätzers der Variablen Lohnabstand (Murphy und Topol, 1985).

**Dynamisches Probitmodell: Ergebnisse der Parameterschätzung<sup>1)</sup>**

Abhängige Variable: Laufende Hilfe zum Lebensunterhalt (HLU)  
Wellen C (1986) bis P (1999) des SOEP

Variable <sup>2)</sup>	Dynamisches Probitmodell		Dynamisches Probitmodell Zufällige Effekte Äquikorrelation	
	Parameter- Schätzwert	Asymptotischer t-Wert	Parameter- Schätzwert	Asymptotischer t-Wert
KONSTANTE	0,22	0,33	0,97	0,89
ALTER	- 0,14	- 4,49 **	- 0,22	- 4,16 **
ALTERQ	0,16	4,21 **	0,24	3,93 **
GESCHL	0,05	0,62	0,08	0,55
NAT	0,21	2,28 *	0,34	1,66 (*)
ABA	- 0,33	- 3,55 **	- 0,53	- 2,90 **
GESUND	0,23	1,96 *	0,16	0,79
KINDER	0,11	3,39 **	0,16	2,74 **
PFLEGE	0,43	2,74 **	0,51	2,17 *
ALLEIN	0,35	2,94 **	0,61	3,03 **
FST	0,41	3,63 **	0,47	2,79 **
LOHNAB	- 0,34	- 4,04 **	- 0,42	- 2,88 **
BILD2	- 0,09	- 0,87	- 0,34	- 1,50
BILD3	- 0,34	- 1,86 (*)	- 0,52	- 1,54
ALQ	0,05	3,82 **	0,08	3,72 **
HLU(t-1)	2,45	26,15 **	1,61	12,01 **
$\sigma_{\alpha}^2$			0,44	5,86 **
LOG-L	- 702,74		- 672,58	

<sup>1)</sup> Weitere Einzelheiten zur Datengrundlage siehe Ziffer 627.

<sup>2)</sup> Zur Beschreibung der Variablen siehe Ziffer 628. LOG-L ist der Wert der logarithmierten Likelihood-Funktion ausgewertet beim Maximum der Funktion.  $\sigma_{\alpha}^2$  ist der Schätzwert der Varianz der stochastischen, haushaltsspezifischen Effekte.  
(\*), \*, \*\* zeigen Signifikanz auf dem 10%-, 5%- beziehungsweise 1%-Niveau an.

laufende Hilfe zum Lebensunterhalt zu beziehen, mit zunehmendem Alter des Haushaltsvorstands zunächst sinkt, ab einer Altersgrenze von 46 Jahren aber wieder zunimmt.

- Ausländer zeigen eine signifikant (zum Signifikanzniveau von  $\alpha = 0,1$ ) höhere Wahrscheinlichkeit, Sozialhilfe zu beziehen, als Deutsche.
- Eine abgeschlossene Berufsausbildung des Haushaltsvorstands senkt die Wahrscheinlichkeit des Sozialhilfebezugs signifikant.
- Die Koeffizientenschätzwerte der Variablen Geschlecht und Gesundheitszustand des Haushaltsvorstands weisen die erwarteten Vorzeichen auf, beide Größen zeigen jedoch keinen signifikanten Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit, laufende Hilfe zum Lebensunterhalt zu beziehen.
- Mit der Anzahl der Kinder unter 16 Jahren im Haushalt steigt die Wahrscheinlichkeit des Haushalts, laufende Hilfe zum Lebensunterhalt zu beziehen, signifikant an.
- Eine pflegebedürftige Person im betrachteten Haushalt lässt die Möglichkeit des Sozialhilfebe-

zugs eines Haushalts signifikant wahrscheinlicher werden.

- Alleinerziehenden-Haushalte zeigen im Vergleich zu anderen Haushaltsformen eine signifikant höhere Wahrscheinlichkeit, laufende Hilfe zum Lebensunterhalt zu beziehen.
- Ein Geschiedenenstatus des Haushaltsvorstands erhöht die Wahrscheinlichkeit des Sozialhilfebezugs eines Haushalts signifikant.
- Die Koeffizienten der Dummy-Variablen für die Schulbildung des Haushaltsvorstands zeigen die erwarteten negativen Vorzeichen, deren Einfluss ist allerdings nicht signifikant nachweisbar. Dieses könnte darin begründet sein, dass die Schulbildung des Haushaltsvorstands vor allem durch den relativen Lohnabstand wirkt.
- Der Koeffizientenschätzwert der Variablen Arbeitslosenquote ist signifikant positiv, das heißt, mit zunehmender gesamtwirtschaftlicher Arbeitslosigkeit steigt die Wahrscheinlichkeit des Sozialhilfebezugs der betrachteten Haushalte signifikant an. Der signifikant positive Einfluss der bundesländerspezifischen

Arbeitslosenquote bleibt auch dann bestehen, wenn Dummy-Variablen für die einzelnen Bundesländer als erklärende Variablen mit in das betrachtete Modell einbezogen werden.

#### Zusammenfassung

**632.** In der vorliegenden Untersuchung werden mit Hilfe eines dynamischen Probitmodells mit äquikorrelierten Störgrößen anhand der Daten des SOEP die Determinanten des Bezugs von laufender Hilfe zum Lebensunterhalt empirisch analysiert. Dazu werden im betrachteten Modell sowohl personen- und haushaltsspezifische Einflussgrößen des Sozialhilfebezugs als auch der relative haushaltsspezifische Lohnabstand berücksichtigt.

Ein wichtiges Ergebnis der vorliegenden Untersuchung ist der signifikant negative Einfluss dieses Lohnabstands auf die Wahrscheinlichkeit des Sozialhilfebezugs eines Haushalts. Mit sinkendem relativen Lohnabstand steigt also die Wahrscheinlichkeit des Haushalts, laufende Hilfe zum Lebensunterhalt zu beziehen. Damit werden tendenziell die Aussagen von Boss bestätigt, dass ein niedrigerer Lohnabstand zu einem sinkenden Arbeitsanreiz führt, was letztlich eine steigende Sozialhilfeempfängerquote bedingen kann. Im Unterschied zu Boss, der mit deskriptiven Kennziffern argumentiert, ermöglicht die hier vorliegende Modellschätzung allerdings eine Berücksichtigung der multiplen Zusammenhänge zwischen den verschiedenen Einflussfaktoren.

Weiterhin lassen die Ergebnisse der Parameterschätzung erkennen, dass personenspezifische Größen wie die Nationalität und die Schulbildung des Haushaltsvorstands vor allem durch den Lohnabstand wirken, da diese Variablen zwar bei Nichtberücksichtigung der Lohnabstandsvariablen einen signifikanten Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit des Sozialhilfebezugs ausüben, die Koeffizientenschätzwerte dieser Variablen im hier betrachteten Modell jedoch insignifikant sind. Die Altersvariablen, eine abgeschlossene Berufsausbildung, die Anzahl der Kinder unter 16 Jahren sowie eine pflegebedürftige Person im Haushalt und der Familienstand haben dagegen einen sehr gesichert nachweisbaren Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit eines Haushalts, laufende Hilfe zum Lebensunterhalt zu beziehen. Zusätzlich besitzt die bundesländerspezifische Arbeitslosenquote einen signifikant positiven Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit des Sozialhilfebezugs.

Die Parameterschätzergebnisse im betrachteten Probitmodell zeigen außerdem einen hoch signifikanten Einfluss des Sozialhilfebezugs in der Vorperiode auf die Wahrscheinlichkeit eines Haushalts, gegenwärtig laufende Hilfe zum Lebensunterhalt zu beziehen, das heißt eine hoch signifikante Zustandsabhängigkeit. Weiterhin liegt eine signifikante unbeobachtete Heterogenität der Störgrößen vor, also eine signifikante Abhängigkeit der Haushaltsentscheidungen über die Zeit. Diese begründet sich durch nicht im Modell berücksichtigte oder nicht messbare Variablen, die einen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit ausüben, laufende Hilfe zum Lebensunterhalt zu beziehen.

#### Literaturverzeichnis

Boss, A. (2002) *Sozialhilfe, Lohnabstand und Leistungsanreize: empirische Analyse für Haushaltstypen und Branchen in West- und Ostdeutschland*, Berlin.

Butler, J. und R. Moffitt (1982) *A Computationally Efficient Quadrature Procedure of the One-Factor Multinomial Probit Model*, *Econometrica*, 50, 761 – 764.

Engels, D. (2001) *Abstand zwischen Sozialhilfe und unteren Arbeitnehmerinkommen: neue Ergebnisse zu einer alten Kontroverse*. *Sozialer Fortschritt: Unabhängige Zeitschrift für Sozialpolitik*, 50, 56 – 62.

Feist, H. (2000) *Arbeit statt Sozialhilfe: zur Reform der Grundsicherung in Deutschland*, Tübingen.

Fisz, M. (1962) *Wahrscheinlichkeitsrechnung und mathematische Statistik*, Berlin.

Gangl, M. (1998) *Sozialhilfebezug und Arbeitsmarktverhalten*, *Zeitschrift für Soziologie*, Jg. 27, Heft 3, 212 – 232.

Greene, W. H. (1997) *Econometric Analysis*, New Jersey.

Hamerle, A. und G. Ronning (1994) *Panel Analysis for Qualitative Variables*, in: Arminger, G.; C. Clogg und M. E. Sobel, (Hrsg.), *Handbook of Statistical Modeling for the Behavioral Sciences*, New York.

Murphy, K. M. und R. H. Topol (1985) *Estimation and Inference in Two-Step Econometric Models*, *Journal of Business and Economic Statistics*, 3, 370 – 379.

Schneider, H. (2002) *Anreizwirkungen der Sozialhilfe auf das Arbeitsangebot im Niedriglohnbereich*, Baden-Baden.

## IV. Personelle Einkommensverteilung in Deutschland – eine Aktualisierung

**633.** In der Vergangenheit hatte der Sachverständigenrat Analysen der personellen Einkommensverteilung vorgelegt (zuletzt JG 2000 Ziffern 498 ff.). Mit Hilfe neuer Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) kommen für die Erhebungsjahre 2000 und 2001 mit Einkommensinformationen für die Jahre 1999 und 2000 hinzu. Eine Aufdatierung der Analyse zur Vermögensverteilung in Deutschland kann nicht vorgenommen werden, da die im SOEP im Jahre 2002 erhobene Vermögensbilanz noch nicht vorgelegt und neue detaillierte Daten über die Vermögensposition privater Haushalte aus der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) voraussichtlich erst wieder im Jahre 2005 zur Verfügung stehen.

In der Untersuchung werden zunächst durch einen zeitpunktbezogenen Vergleich der Verteilungen der Markteinkommen und der Nettoeinkommen privater Haushalte die personellen Auswirkungen staatlicher Umverteilungsmaßnahmen beurteilt. Anschließend wird die Entwicklung der personellen Einkommensverteilung im Zeitraum der Jahre 1991 bis 2000 sowohl für das gesamte Bundesgebiet als auch für die neuen Bundesländer und das frühere Bundesgebiet analysiert. Die verwendeten Paneldaten ermöglichen zusätzliche Analysen der Einkommensmobilität, in denen die Frage beantwortet wird, mit welcher Wahrscheinlichkeit einzelne Haushalte ihre relative Einkommensposition innerhalb eines bestimmten Zeitraums verbessern konnten beziehungsweise eine Verschlechterung hinnehmen mussten. Die Mobilitätsanalyse umfasst den Zeitraum der Jahre 1997 bis 2000.

### Datenbasis

**634.** Das Sozio-oekonomische Panel ist eine Erhebung, in deren Rahmen jedes Jahr dieselben privaten Haushalte zu ihrer sozialen Situation befragt werden. Die Teilnahme ist freiwillig. Im Jahre 2000 nahmen – abgesehen von einer neu erhobenen zusätzlichen Teilstichprobe – rund 7 200 Haushalte, die etwa 17 300 Einzelpersonen umfassen, an der Befragung teil. Die nachfolgend ausgewertete Gesamtstichprobe enthält fünf Teilstichproben. Mit den Teilstichproben A (Westdeutschland) und B (ausländische Wohnbevölkerung) wurde das Sozio-oekonomische Panel im Jahre 1984 begonnen. Im Jahre 1990 kam die Teilstichprobe C, die Haushalte in den neuen Bundesländern enthält, hinzu. Diese Teilstichproben wurden im Jahre 1994 durch eine Zuwanderungsstichprobe D ergänzt. Schließlich wurde im Jahre 1998 eine Ergänzungsstichprobe E gezogen, die die Datenbasis nochmals deutlich erweiterte. In den folgenden Analysen sind Personen, die in Kasernen, Altersheimen, Justizvollzugsanstalten und Sammelunterkünften leben (Anstaltsbevölkerung) nicht enthalten, um prinzipiell eine Vergleichbarkeit mit der EVS zu gewährleisten. Grundsätzlich sind Personen ohne festen Wohnsitz nicht erfasst. Haushalte beziehungsweise Personen mit einem sehr hohen Einkommen sind im Sozio-oekonomischen Panel nur mit nicht aussagekräftigen Fallzah-

len vorhanden. Für eine Analyse der personellen Einkommensverteilung gilt es folglich zu berücksichtigen, dass das SOEP – wie bei Datenbasen für die Analyse von Haushaltseinkommen üblich – die tatsächlich vorhandene Einkommensspannweite der Bevölkerung nicht vollständig abbildet. Hierdurch werden sowohl der Grad der Ungleichverteilung von Einkommen als auch das Durchschnittseinkommen der Haushalte tendenziell unterschätzt.

### Einkommensbegriffe und Verteilungsmaße

**635.** Unter dem Markteinkommen der Haushalte – im Sinne von Einkommen vor einer staatlichen Umverteilung – werden das Einkommen aus selbständiger und unselbständiger Erwerbsarbeit und Vermögen sowie private Transfers (beispielsweise private Unterstützungsleistungen von Eltern oder geschiedenen Ehepartnern) verstanden. Dem Einkommen aus unselbständiger Arbeit werden die Arbeitgeberbeiträge zur Gesetzlichen Kranken- und Pflegeversicherung, Arbeitslosenversicherung sowie Rentenversicherung hinzugerechnet, da auch diese am Markt erwirtschaftet werden müssen. Zum Vermögenseinkommen zählt auch der Mietwert selbst genutzten Wohneigentums. Gegenüber der Analyse im Jahresgutachten 2000 ist dieser neu berechnet beziehungsweise simuliert worden, da nunmehr anstelle des Bruttomietwerts nur der Nettomietwert<sup>1)</sup> selbst genutzten Wohneigentums berücksichtigt wird. Durch die Erweiterung der Alterssicherung um einen privaten kapitalgedeckten Bestandteil im Rahmen des Altersvermögensgesetzes gewinnen Renten aus privaten Vorsorgeverträgen zunehmend an Bedeutung. Daher werden diese Einkommenszuflüsse – anders als bisher – nunmehr auch zum Markteinkommen gerechnet, da sie nichts anderes darstellen als Einkommen aus Vermögen.

Das Haushaltsnettoeinkommen stellt auf das den Haushalten letztlich zur Verfügung stehende Einkommen ab. Hierzu werden vom Markteinkommen die geleistete Einkommensteuer (einschließlich Solidaritätszuschlag) und die Pflichtbeiträge zur Sozialversicherung (Arbeitgeberanteil und Arbeitnehmeranteil) abgezogen und die Bezüge aus Renten der Gesetzlichen Rentenversicherung, Pensionen sowie Sozialtransfers hinzugerechnet. Das Haushaltsnettoeinkommen erfasst damit den größten Teil des verfügbaren Einkommens eines Haushalts. Einkommenszuflüsse wie Weihnachtsgeld, 13. und 14. Monatsgehalt sowie Gratifikationen werden dabei erfasst, während einmalige oder unregelmäßige Einkommenszuflüsse sowohl im Markteinkommen als auch im Haushaltsnettoeinkommen unberücksichtigt bleiben. Einnahmen aus Vermögensauflösungen werden in der Analyse gänzlich ausgeklammert. Die Differenz zwischen den Markteinkommen und den Nettoeinkommen kann als Ergebnis des staatlichen Umverteilungsprozesses interpretiert werden.

<sup>1)</sup> Der Nettomietwert bestimmt sich als Differenz aus dem Bruttomietwert und den Finanzierungs- und Instandhaltungskosten.

Die Unterschiede bei der Messung beziehungsweise Zusammensetzung des Markt- und Nettoeinkommens gegenüber der vor zwei Jahren durchgeführten Analyse implizieren, dass die Ergebnisse der vorliegenden Untersuchung nicht unmittelbar mit den vorherigen Auswertungen vergleichbar sind; allerdings zeigen sich insgesamt nur relativ geringfügige Abweichungen bei den betrachteten Verteilungsmaßen.

Da bei einer gemeinsamen Haushaltsführung Skaleneffekte realisiert werden, also größeren Haushalten weniger Ausgaben pro Kopf genügen als kleineren Haushalten, um das gleiche Wohlfahrtsniveau zu erlangen, ist es bei Verteilungsanalysen üblich, eine Äquivalenzgewichtung vorzunehmen. In der vorliegenden Untersuchung wird deshalb zunächst das Einkommen des gesamten Haushalts durch die Wurzel aus der Haushaltsgröße dividiert; dieses äquivalenzgewichtete Einkommen wird dann jedem Haushaltsmitglied zugeordnet. Diese in der einschlägigen Literatur verbreitete Gewichtung impliziert beispielsweise, dass ein Vierpersonenhaushalt nicht das Vierfache, sondern lediglich das Zweifache eines Einpersonenhaushalts benötigt, um das gleiche Wohlfahrtsniveau zu erlangen. Vergleiche von Ergebnissen auf Basis anderer Äquivalenzskalen (beispielsweise der modifizierten OECD-Skala) ergeben zwar ein unterschiedliches Niveau des Durchschnittseinkommens, aber das Verlaufsbild über die Zeit hinweg wird von der Wahl der Skala nur wenig berührt – ebenso die Ergebnisse bezüglich der Einkommensverteilung.

Analog zu vergangenen Analysen des Sachverständigenrates zur Einkommensverteilung werden der Gini-Koeffizient, die Theil-Koeffizienten und die Verhältniswerte aus verschiedenen Quantilsgrenzen zur Beurteilung der Einkommensverteilung herangezogen. Im Allgemeinen gilt, dass ein steigendes Ungleichheitsmaß eine zunehmende Ungleichverteilung anzeigt, wobei der Gini-Koeffizient und die Theil-Koeffizienten bei vollkommener Gleichverteilung den Wert null annehmen (JG 2000 Ziffer 503).

#### *Ergebnisse für die Einkommensverteilung*

**636.** Ein Vergleich der Verteilungsmaße für die Markteinkommen mit denen für die Nettoeinkommen im Zeitraum der Jahre 1991 bis 2000 lässt erkennen, dass staatliche Umverteilungsaktivitäten die Ungleichverteilung der Einkommen nach wie vor stark vermindern (Tabelle 68). Beispielsweise geht der Gini-Koeffizient im Jahre 2000 beim Übergang vom Markteinkommen zum Nettoeinkommen für das frühere Bundesgebiet um etwa 36 vH zurück, während er sich für die neuen Bundesländer sogar um etwa 53 vH reduziert. Staatliche Tätigkeiten verringern die Ungleichverteilung der Einkommen in den neuen Bundesländern zu allen Zeitpunkten stärker als im früheren Bundesgebiet; dies zeigt ein Vergleich der relativen Veränderungen aller betrachteten Verteilungsmaße. Zumindest teilweise ist die beobachtbare Nivellierung durch die höhere offene und verdeckte Arbeitslosigkeit und den damit verbundenen Bezug von Transferleistungen in den neuen Bundesländern zu erklären.

Die Entwicklung der Einkommensverteilung über die Zeit lässt Folgendes erkennen:

- Die Werte der Verteilungsmaße für die Markteinkommen zeigen für den Zeitraum der Jahre 1991 bis 1997 insbesondere für die neuen Bundesländer eine zunehmende Disparität dieser Einkommen an; so stiegen dort im betrachteten Zeitraum beide Theil-Koeffizienten um etwa 46 vH an. Die Verteilungsmaße nehmen im anschließenden Zeitraum der Jahre 1997 bis 2000 dagegen nur geringfügig zu oder – wie für den Theil 1-Koeffizienten – sogar ab. Mitverantwortlich für diese Entwicklung in Ost- und Westdeutschland ist die tendenziell steigende Arbeitslosigkeit im Zeitraum der Jahre 1991 bis 1997 und eine gegenüber dem Jahre 1997 gesunkene Arbeitslosigkeit im Jahre 2000 in beiden Gebietsständen.
- Die Verteilungsentwicklung der Nettoeinkommen im Zeitverlauf zeigt keine klare Tendenz: Ein Vergleich der Verteilungsmaße für die Jahre 1991 und 2000 für das frühere Bundesgebiet spricht zwar dort für eine leichte Zunahme der Ungleichverteilung, für die neuen Bundesländer jedoch sind die Werte der entsprechenden Koeffizienten in den Jahren 1991 und 2000 nahezu identisch, so dass dort keine signifikante Veränderung der Nettoeinkommensverteilung im Zeitverlauf erkennbar ist.
- Die Veränderungen der Disparitäten des Nettoeinkommens im früheren Bundesgebiet spielen sich überwiegend an den Rändern der Verteilung ab, so verringert sich der Einkommensanteil der einkommensschwächsten 20 vH der Bevölkerung in Westdeutschland von 8,5 vH des Nettoeinkommens im Jahre 1991 auf 7,9 vH im Jahre 2000, der Anteil der einkommensstärksten 10 vH erhöht sich dagegen von 20,9 vH im Jahre 1991 auf 22,0 vH des Nettoeinkommens im Jahre 2000, und das 90/10-Dezilverhältnis steigt im entsprechenden Zeitraum von einem Wert von 3,47 auf einen Wert von 3,89 (Tabelle 69, Seite 352). In Ostdeutschland sind für diesen Zeitraum dagegen nur sehr geringfügige Veränderungen der entsprechenden Dezilanteile und verschiedenen Dezilverhältnisse erkennbar; so bleibt das 90/10-Dezilverhältnis beispielsweise zwischen den Jahren 1991 und 2000 nahezu konstant.
- Eine Betrachtung der Entwicklung für das gesamte Bundesgebiet erfordert die Berücksichtigung zweier gegenläufiger Effekte. Zwar nimmt seit Beginn der neunziger Jahre in beiden Gebietsständen die Ungleichheit der Markteinkommen zu (für die Nettoeinkommen gilt dies dagegen nur bedingt), was für sich genommen bedeuten würde, dass die Ungleichverteilung auch im gesamten Bundesgebiet wächst. Diese Entwicklung wird jedoch bei einer gesamtdeutschen Betrachtung davon überlagert, dass sich die durchschnittlichen Einkommen im Osten denen des Westens angenähert haben, was für sich genommen die Verteilung der Einkommen nivelliert. Während bei den Markteinkommen für den

**Einkommensverteilung auf Basis des SOEP<sup>1)</sup>**

Jahr	Markteinkommen <sup>2)</sup>			Nettoeinkommen <sup>3)</sup>		
	früheres Bundesgebiet	neue Bundesländer	Deutschland	früheres Bundesgebiet	neue Bundesländer	Deutschland
Gini-Koeffizient						
1985	0,4229	–	–	0,2689	–	–
1988	0,4157	–	–	0,2637	–	–
1991	0,4109	0,3813	0,4242	0,2701	0,2224	0,2827
1994	0,4338	0,4329	0,4373	0,2829	0,2259	0,2764
1997 <sup>4)</sup>	0,4432	0,4668	0,4504	0,2795	0,2269	0,2733
2000 <sup>4)</sup>	0,4459	0,4758	0,4549	0,2843	0,2253	0,2777
Theil 1-Koeffizient						
1985	0,6767	–	–	0,1376	–	–
1988	0,6441	–	–	0,1253	–	–
1991	0,6155	0,5212	0,6200	0,1369	0,0877	0,1448
1994	0,6547	0,6786	0,6656	0,1445	0,0947	0,1454
1997 <sup>4)</sup>	0,7209	0,7604	0,7348	0,1481	0,0974	0,1407
2000 <sup>4)</sup>	0,6693	0,7439	0,6920	0,1514	0,0890	0,1423
Theil 2-Koeffizient						
1985	0,3320	–	–	0,1320	–	–
1988	0,3190	–	–	0,1239	–	–
1991	0,3072	0,2614	0,3220	0,1267	0,0816	0,1365
1994	0,3377	0,3327	0,3426	0,1406	0,0892	0,1346
1997 <sup>4)</sup>	0,3492	0,3818	0,3600	0,1361	0,0896	0,1306
2000 <sup>4)</sup>	0,3532	0,3942	0,3670	0,1422	0,0846	0,1354
Nachrichtlich: Durchschnittliches äquivalenzgewichtetes Einkommen pro Monat (real) <sup>5)</sup>						
1985	3 371	–	–	2 592	–	–
1988	3 718	–	–	2 863	–	–
1991	3 932	2 641	3 679	3 019	2 190	2 856
1994	3 841	2 938	3 659	2 933	2 450	2 835
1997 <sup>4)</sup>	3 911	2 889	3 720	2 949	2 493	2 864
2000 <sup>4)</sup>	4 089	2 929	3 908	3 156	2 633	3 058
Fallzahlen						
1985	13 874	–	–	13 874	–	–
1988	12 587	–	–	12 587	–	–
1991	12 422	5 397	17 819	12 422	5 397	17 819
1994	11 839	4 864	16 703	11 839	4 864	16 703
1997 <sup>4)</sup>	12 304	4 508	16 812	12 304	4 508	16 812
2000 <sup>4)</sup>	12 827	4 487	17 314	12 827	4 487	17 314

<sup>1)</sup> Äquivalenzgewichtet.

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

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

<sup>4)</sup> Jahr 1997 mit Berücksichtigung der Zuwandererstichprobe D; Jahr 2000 mit Ergänzungsstichprobe E.

<sup>5)</sup> 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

Zeitraum der Jahre von 1991 bis 2000 der erste Effekt überwiegt, ist es für die Nettoeinkommen eher der zweite, denn alle betrachteten Verteilungs-Koeffizienten weisen für das gesamte Bundesgebiet im Jahre 2000 etwas geringere Werte auf als im Jahre 1991 und auch das entsprechende

90/10-Dezilverhältnis sinkt von 3,71 auf 3,65. Dieses Ergebnis liegt jedoch auch darin begründet, dass schon für die Entwicklung der Verteilungsmaße der Nettoeinkommen in den neuen Bundesländern keine eindeutige Tendenz erkennbar ist.

Tabelle 69

**Dezilanteile und Dezilverhältnisse für die äquivalenzgewichteten Nettoeinkommen auf Basis des SOEP<sup>1)</sup>**

	Früheres Bundesgebiet					Neue Bundesländer			Deutschland		
	1988	1991	1994	1997 <sup>2)</sup>	2000 <sup>2)</sup>	1991	1997 <sup>2)</sup>	2000 <sup>2)</sup>	1991	1997 <sup>2)</sup>	2000 <sup>2)</sup>
<b>Dezilanteile (vH)<sup>3)</sup></b>											
1. Dezil	3,5	3,0	2,8	2,9	2,7	4,0	3,7	4,1	3,0	3,0	3,0
2. Dezil	5,6	5,5	5,3	5,4	5,2	6,2	6,3	6,0	5,2	5,5	5,3
3. Dezil	6,7	6,7	6,5	6,6	6,6	7,3	7,4	7,2	6,4	6,6	6,6
4. Dezil	7,7	7,7	7,5	7,5	7,6	8,1	8,2	8,2	7,5	7,7	7,6
5. Dezil	8,6	8,6	8,5	8,5	8,5	9,0	9,1	8,9	8,5	8,5	8,6
6. Dezil	9,6	9,6	9,6	9,5	9,6	9,8	9,8	9,9	9,5	9,5	9,7
7. Dezil	10,7	10,8	10,9	10,8	11,0	10,9	10,8	10,8	10,8	10,7	10,8
8. Dezil	12,3	12,4	12,4	12,5	12,4	12,2	11,9	12,3	12,4	12,3	12,3
9. Dezil	14,4	14,8	14,8	14,8	14,5	13,9	13,7	13,9	15,0	14,7	14,5
10. Dezil	21,1	20,9	21,7	21,5	22,0	18,5	19,1	18,7	21,6	21,4	21,7
<b>Dezilverhältnisse<sup>4)</sup></b>											
90/10	3,27	3,47	3,64	3,67	3,89	2,80	2,84	2,79	3,71	3,56	3,65
90/50	1,75	1,79	1,80	1,83	1,82	1,58	1,59	1,58	1,87	1,82	1,78
50/10	1,87	1,94	2,02	2,01	2,14	1,78	1,79	1,77	1,98	1,95	2,05

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

<sup>2)</sup> Jahr 1997 mit Berücksichtigung der Zuwanderer Stichprobe D; Jahr 2000 mit Ergänzungsstichprobe E.

<sup>3)</sup> 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.

<sup>4)</sup> Das Dezilverhältnis gibt die Relation von der höheren zur niedrigeren Einkommensschwelle an.

Quelle: SOEP nach Berechnungen des DIW

*Mobilitätsanalyse*

**637.** Für die Beurteilung der materiellen Situation privater Haushalte ist nicht nur die Querschnittsverteilung für die gesamte Bevölkerung und deren historische Entwicklung, sondern auch die Einkommensmobilität bedeutsam, also die Möglichkeit, die eigene Einkommensposition zu verändern. Dies ist insbesondere am unteren Rand der Verteilung entscheidend. Üblicherweise gilt derjenige als einkommensarm, der über weniger als die Hälfte des Medianwerts der äquivalenzgewichteten Nettoeinkommen verfügt.<sup>2)</sup>

Eine Analyse der Nettoeinkommensmobilität für alle Privathaushalte und die Untergruppe der Haushalte mit abhängig Beschäftigten liefert im Zeitraum der Jahre 1997 bis 2000 (im Vergleich zu den aktualisierten Berechnungen für den Zeitraum der Jahre 1995 bis 1998) folgende Ergebnisse:

- Etwa 38 vH aller westdeutschen Privathaushalte, die im Jahre 1997 als arm galten, konnten ihre relative Einkommensposition innerhalb von drei Jahren verbessern (Tabelle 70); im Zeitraum der Jahre 1995 bis 1998 gelang dies noch rund 51 vH aller Privathaushalte in diesem Einkommensbereich. Einen Er-

klärungsansatz für diesen tendenziellen Rückgang der Einkommensmobilität im früheren Bundesgebiet liefert das im Zeitraum der Jahre 1997 bis 2000 überproportional (um etwa 12 vH) gestiegene Medianeinkommen (im Zeitraum der Jahre 1995 bis 1998 stieg das Medianeinkommen nur um rund 5 vH), welches – aufgrund der verbesserten Arbeitsmarktsituation ab dem Jahre 1998 – aus merklich gestiegenen Erwerbseinkommen der Haushalte im Einkommenssegment von 50 vH bis 100 vH des Medianeinkommens in den Jahren 1999 und 2000 resultiert. Die als arm geltenden Haushalte mit einem Medianeinkommen von weniger als 50 vH weisen kein beziehungsweise nur ein vernachlässigbares Erwerbseinkommen auf und profitieren daher nur wenig von abnehmender Arbeitslosigkeit. Ein deutlich gestiegener Anteil der „armen“ Haushalte an der Gesamtzahl der Haushalte in Westdeutschland von 10,1 vH der Haushalte im Jahre 1997 auf 11,4 vH der Haushalte im Jahre 2000 stützt diese Argumentation.

- Für etwa 48 vH aller westdeutschen Privathaushalte, die über mehr als das Doppelte des Medianeinkommens verfügten, verschlechterte sich die relative Einkommensposition im Zeitraum der Jahre 1997 bis 2000; demgegenüber lag dieser Anteil im Zeitraum der Jahre 1995 bis 1998 bei etwa 39 vH der Haushalte.
- Die Einkommensmobilität in den neuen Bundesländern ist – besonders am Rand der Verteilung – deutlich stärker ausgeprägt als im früheren Bundes-

<sup>2)</sup> Diese Definition kann insofern als problematisch angesehen werden, da sie nur auf die relative Position in der Nettoeinkommensverteilung der Haushalte abstellt und die absolute Höhe der Nettohaushaltseinkommen in keiner Weise berücksichtigt.

**Einkommensmobilität für das Nettoeinkommen 1997 bis 2000  
nach Einkommensklassen auf Basis des SOEP<sup>1)</sup>  
Alle Privathaushalte**

Relative Einkommensposition im Ausgangsjahr <sup>2)</sup>	Relative Einkommensposition im Endjahr <sup>2)</sup> (in vH)							Anteil im Ausgangsjahr	Fallzahlen
	0 bis < 50	50 bis < 80	80 bis < 100	100 bis < 120	120 bis < 150	150 bis < 200	>200		
(in vH)	vH								Haushalte
	<b>Früheres Bundesgebiet<sup>3)</sup></b>								
0 bis < 50	<b>62,1</b>	24,5	/	(6,3)	/	/	/	10,1	565
50 bis < 80	12,6	<b>51,0</b>	23,0	7,4	5,5	/	/	20,3	1 837
80 bis < 100	4,0	24,6	<b>39,3</b>	22,5	7,3	(2,1)	/	19,6	1 935
100 bis < 120	(2,4)	9,0	26,1	<b>36,3</b>	21,3	4,1	/	14,4	1 514
120 bis < 150	/	6,9	13,6	19,9	<b>43,1</b>	12,5	(3,1)	15,6	1 486
150 bis < 200	/	(3,7)	4,7	6,3	21,7	<b>52,1</b>	10,9	12,7	1 095
> 200	/	/	(6,9)	/	10,9	23,6	<b>52,4</b>	7,3	635
	<b>Neue Bundesländer<sup>3)</sup></b>								
0 bis < 50	<b>38,4</b>	33,5	/	/	/	–	–	7,6	176
50 bis < 80	9,8	<b>51,4</b>	28,7	(6,9)	/	/	–	19,2	603
80 bis < 100	/	22,1	<b>40,3</b>	21,7	10,5	/	/	23,1	825
100 bis < 120	/	(3,8)	28,0	<b>35,2</b>	27,0	(4,9)	/	20,8	852
120 bis < 150	/	/	10,2	20,6	<b>36,1</b>	27,5	/	16,6	663
150 bis < 200	/	/	/	/	22,1	<b>46,0</b>	19,8	9,0	368
> 200	–	/	/	/	/	(29,5)	<b>46,7</b>	3,7	135
	<b>Deutschland<sup>3)</sup></b>								
0 bis < 50	<b>56,7</b>	27,6	7,6	(5,5)	/	/	/	9,5	760
50 bis < 80	11,8	<b>51,5</b>	24,3	7,4	4,0	/	/	20,1	2 581
80 bis < 100	6,2	22,6	<b>39,4</b>	21,4	8,3	1,8	/	20,4	2 808
100 bis < 120	(1,8)	10,9	25,0	<b>36,8</b>	21,2	3,6	/	15,6	2 344
120 bis < 150	/	6,2	10,4	21,7	<b>43,4</b>	14,0	3,1	15,0	2 065
150 bis < 200	/	3,7	5,5	5,9	22,3	<b>50,4</b>	11,5	12,4	1 415
> 200	/	/	/	7,0	7,4	25,6	<b>55,6</b>	7,0	816
	<b>Früheres Bundesgebiet; nachrichtlich: 1987 bis 1990</b>								
0 bis < 50	<b>48,7</b>	29,1	13,3	/	(4,6)	/	/	8,2	600
50 bis < 80	9,4	<b>53,7</b>	22,2	8,2	5,1	/	/	23,3	2 306
80 bis < 100	(1,8)	20,5	<b>37,3</b>	21,2	15,2	3,7	/	18,5	2 126
100 bis < 120	(2,6)	8,7	19,6	<b>34,5</b>	24,9	7,8	(1,9)	17,6	1 794
120 bis < 150	(2,2)	4,2	11,6	20,3	<b>32,3</b>	27,2	(2,2)	15,8	1 724
150 bis < 200	/	(3,2)	4,6	7,4	13,5	<b>51,9</b>	18,6	10,8	1 344
> 200	/	/	/	/	10,1	20,6	<b>59,9</b>	5,8	528

<sup>1)</sup> Äquivalenzgewichtet. Das Einkommen der Haushalte des ersten Perzentils wurde auf die jeweilige Perzentilsgrenze gesetzt (Bottom Coding). (...) = zwischen 25 und 50 Fälle; / = weniger als 25 Fälle; – keine Fälle vorhanden.

<sup>2)</sup> Bezogen auf den Median.

<sup>3)</sup> Jahr 1997 mit Berücksichtigung der Zuwanderer Stichprobe D; Jahr 2000 mit Ergänzungsstichprobe E.

Quelle: SOEP nach Berechnungen des DIW

gebiet. In Ostdeutschland konnten im Zeitraum der Jahre 1997 bis 2000 etwa 62 vH aller als arm geltenden Privathaushalte ihre relative Einkommensposition verbessern, während rund 53 vH aller Privathaushalte, die über mehr als das Doppelte des Medianeinkommens verfügten, eine Verschlechterung hinnehmen mussten. Im Gegensatz zu Westdeutschland ist in Ostdeutschland kein Rückgang der Einkommensmobilität (am unteren Rand der Vertei-

lung) gegenüber dem Zeitraum der Jahre 1995 bis 1998 erkennbar; allerdings ist in den neuen Bundesländern, im Gegensatz zum früheren Bundesgebiet, auch kein überproportionaler Anstieg des Medianeinkommens in den Jahren 1999 und 2000 zu beobachten.

– Wenig überraschend ist die Tatsache, dass die Wahrscheinlichkeit einer Verbesserung der relativen

Einkommenssituation für die einkommensschwächsten privaten Haushalte mit abhängig Beschäftigten größer ist als für die entsprechende Einkommensgruppe aller privaten Haushalte (Tabelle 71). Dies gilt sowohl für Ost- als auch für Westdeutschland; allerdings ist der Anstieg dieser Wahrscheinlichkeit in den neuen Bundesländern wesentlich höher als im früheren Bundesgebiet.

Fazit

**638.** Insgesamt zeigt die Analyse, dass – erwartungsgemäß – die Nettoeinkommen deutlich gleichmäßiger verteilt sind als die Markteinkommen. Dabei ist die Verteilung der Markteinkommen und der Nettoeinkommen im früheren Bundesgebiet für den Zeitraum der Jahre 1991 bis 2000 nur geringfügig ungleich-

Tabelle 71

**Einkommensmobilität für das Nettoeinkommen 1997 bis 2000  
nach Einkommensklassen auf Basis des SOEP<sup>1)</sup>  
Privathaushalte mit abhängig Beschäftigten**

Relative Einkommensposition im Ausgangsjahr <sup>2)</sup>	Relative Einkommensposition im Endjahr <sup>2)</sup> (in vH)							Anteil im Ausgangsjahr	Fallzahlen
	0 bis < 50	50 bis < 80	80 bis < 100	100 bis < 120	120 bis < 150	150 bis < 200	>200		
(in vH)	vH								Haushalte
	<b>Früheres Bundesgebiet<sup>3)</sup></b>								
0 bis < 50	<b>58,6</b>	23,2	/	(11,7)	/	/	–	6,5	282
50 bis < 80	4,3	<b>49,1</b>	30,7	9,2	6,0	/	–	20,1	1 486
80 bis < 100	3,6	19,7	<b>39,8</b>	28,9	5,8	(2,1)	/	20,7	1 583
100 bis < 120	/	7,5	23,2	<b>40,9</b>	23,5	(3)	/	15,6	1 173
120 bis < 150	/	7,1	12,6	21,0	<b>44,3</b>	12,1	(2,3)	18,3	1 169
150 bis < 200	/	/	(5)	(6,1)	18,7	<b>58,2</b>	10,2	12,7	799
> 200	/	/	/	/	(7,9)	27,9	<b>56,8</b>	6,1	330
	<b>Neue Bundesländer<sup>3)</sup></b>								
0 bis < 50	/	(61,7)	/	/	/	–	–	4,1	62
50 bis < 80	(9,4)	<b>50,3</b>	31,2	/	/	/	–	17,9	362
80 bis < 100	/	18,8	<b>39,0</b>	24,2	13,1	/	/	24,1	605
100 bis < 120	/	/	20,2	<b>38,0</b>	34,7	/	/	21,5	604
120 bis < 150	/	/	(9,4)	17,4	<b>34,9</b>	33,0	/	19,4	492
150 bis < 200	/	/	/	/	21,8	<b>51,6</b>	(16,5)	10,5	271
> 200	–	–	/	/	/	/	<b>(49,5)</b>	2,5	63
	<b>Deutschland<sup>3)</sup></b>								
0 bis < 50	<b>50,1</b>	30,1	/	(11,7)	/	/	–	5,8	358
50 bis < 80	7,8	<b>47,2</b>	30,1	9,1	4,5	/	–	19,5	1 926
80 bis < 100	3,3	17,1	<b>41,2</b>	28,8	7,7	(1,8)	/	21,7	2 225
100 bis < 120	(1,8)	9,9	21,4	<b>39,5</b>	24,4	(2,7)	/	17,0	1 786
120 bis < 150	/	6,4	8,6	23,1	<b>45,0</b>	14,0	(2,3)	17,3	1 623
150 bis < 200	/	/	6,4	5,6	18,9	<b>55,5</b>	12,0	13,1	1 031
> 200	/	/	/	/	(8,7)	28,1	<b>58,5</b>	5,6	429
	<b>Früheres Bundesgebiet; nachrichtlich: 1987 bis 1990</b>								
0 bis < 50	<b>37,1</b>	32,7	21,1	/	/	/	/	5,0	309
50 bis < 80	6,7	<b>47,7</b>	28,0	9,8	6,3	/	/	20,5	1 687
80 bis < 100	/	19,3	<b>37,1</b>	22,4	16,2	3,9	–	19,7	1 788
100 bis < 120	(1,8)	7,8	18,9	<b>34,2</b>	28,3	9,0	–	20,3	1 486
120 bis < 150	/	(3,1)	11,5	20,1	<b>32,3</b>	30,2	(2,2)	18,1	1 387
150 bis < 200	/	/	(4,2)	6,0	12,5	<b>55,0</b>	20,0	11,9	1 067
> 200	/	/	/	/	(9,9)	22,9	<b>58,7</b>	4,5	311

<sup>1)</sup> Äquivalenzgewichtet. Das Einkommen der Haushalte des ersten Perzentils wurde auf die jeweilige Perzentilsgrenze gesetzt (Bottom Coding). (...) = zwischen 25 und 50 Fälle; / = weniger als 25 Fälle; – keine Fälle vorhanden.

<sup>2)</sup> Bezogen auf den Median.

<sup>3)</sup> Jahr 1997 mit Berücksichtigung der Zuwandererstichprobe D; Jahr 2000 mit Ergänzungsstichprobe E.

Quelle: SOEP nach Berechnungen des DIW

mäßiger geworden. In den neuen Bundesländern ist für den entsprechenden Zeitraum dagegen eine starke Zunahme der Ungleichverteilung der Markteinkommen zu beobachten, so dass im Jahre 2000 alle betrachteten Verteilungsmaße auf eine höhere Ungleichverteilung dieser Einkommen in Ostdeutschland hindeuten. Die Nettoeinkommen sind in den neuen Bundesländern allerdings nach wie vor gleichmäßiger verteilt als im früheren Bundesgebiet; mitverantwortlich dafür sind die hohe Arbeitslosigkeit und die damit einhergehende höhere Transferabhängigkeit ostdeutscher Haushalte sowie die Progressivität des Steuersystems.

Wie die Analyse der Nettoeinkommensmobilität zeigt, konnten im früheren Bundesgebiet (im Zeitraum der Jahre 1997 bis 2000) nur etwa 38 vH aller im Jahre 1997 als arm geltenden Privathaushalte ihre relative Einkommensposition bis zum Jahre 2000 verbessern. Selbst von den Privathaushalten mit abhängig Beschäftigten gelingt dies im entsprechenden Zeitraum nur einem Anteil von rund 41 vH. Die Tatsache, dass diese Anteile für den

Zeitraum der Jahre 1995 bis 1998 deutlich höher liegen, wird zu einem wesentlichen Teil durch die Entwicklungen auf dem Arbeitsmarkt erklärt, da die Position im unteren Einkommensbereich vor allem durch das Einkommen aus unselbständiger Beschäftigung determiniert wird. Die Nettoeinkommensmobilität in den neuen Bundesländern ist insbesondere am unteren Rand deutlich stärker ausgeprägt als im früheren Bundesgebiet, und im Gegensatz zu Westdeutschland ist dort kein Rückgang der Einkommensmobilität erkennbar: In den neuen Bundesländern können im Zeitraum der Jahre 1997 bis 2000 etwa 62 vH aller als arm geltenden Privathaushalte ihre relative Einkommensposition verbessern, bei den Haushalten mit abhängig Beschäftigten sogar rund 78 vH. Es muss jedoch relativierend angemerkt werden, dass die Fallzahlen bei der Mobilitätsanalyse in der vorliegenden Untersuchung für die neuen Bundesländer und für die abhängig Beschäftigten und die Ränder der Einkommensverteilung teilweise gering sind, was eine vorsichtige Interpretation der Ergebnisse nahe legt.