

ANALYSEN ZU AUSGEWÄHLTEN THEMEN

I. Aspekte der Wechselkursentwicklung

824. Die gespaltene konjunkturelle Entwicklung in diesem Jahr mit einer robusten Exportnachfrage und einer schwachen Binnenkonjunktur macht die deutsche Volkswirtschaft in besonderem Maße anfällig für negative außenwirtschaftliche Impulse. In diesem Zusammenhang ist insbesondere die Wechselkursentwicklung vielfach mit Sorge beobachtet worden, wenngleich sich bedingt durch das positive globale Konjunkturmilieu die angesichts der kräftigen Aufwertung des Euro zu Jahresbeginn geäußerten Befürchtungen nicht bewahrheitet haben. Da sich die inländische Verwendung weiterhin jedoch nur schwach entwickelt und keine eigene Dynamik erkennen lässt, ist eine robuste Exportkonjunktur weiterhin eine wesentliche Voraussetzung für den Fortgang der konjunkturellen Erholung. Im Folgenden wird vor diesem Hintergrund erstens der Frage nachgegangen, inwieweit eine Wechselkursaufwertung zu einer empfindlichen Beeinträchtigung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung in Deutschland führt. Zweitens ist eine weitere Aufwertung des Wechselkurses umso wahrscheinlicher, je stärker eine Abweichung des beobachtbaren Kursniveaus von einem durch ökonomische Fundamentaldaten begründbaren Niveau vorliegt. Demzufolge erfolgt eine empirische Analyse, inwieweit die tatsächliche Wechselkursentwicklung fundamental gerechtfertigt ist.

Ökonomische Auswirkungen von Wechselkursschwankungen

825. Seit längerem werden die Auswirkungen ökonomischer Schocks schwerpunktmäßig im Rahmen linearer Vektorautoregressiver Modelle (VAR-Modelle) untersucht. Ein Vorteil dieser Modelle liegt in der expliziten Modellierung der Interdependenzen zwischen den interessierenden ökonomischen Variablen. Charakteristisch für die linearen VAR-Modelle ist hierbei, dass exogene Impulse unabhängig vom Zustand des ökonomischen Systems die Zeitpfade der Variablen beeinflussen. Hierbei wird implizit unterstellt, dass die Wirkungen solcher unvorhersehbarer Ereignisse nicht von der konjunkturellen Situation abhängen. Der Sachverständigenrat schätzt daher, dieser Literatur folgend, den Einfluss von Wechselkursschocks auf das Bruttoinlandsprodukt sowie auf eine Reihe von makroökonomischen Aggregaten (privater Konsum, Ausrüstungsinvestitionen, Exporte und Importe) mit Hilfe von (strukturellen) VAR-Modellen.

Methodische Grundlagen

826. (Strukturelle) Vektorautoregressionen ermöglichen eine Analyse der Wirkungen nicht erwarteter Ereignisse, so genannter Schocks, auf die interessierenden ökonomischen Größen. Da die Wirkungen unterschiedli-

cher Schocks nicht voneinander separierbar sind, müssen geeignete Annahmen getroffen werden, um sie zu identifizieren. Falls die Schocks eindeutig bestimmt sind, ist das VAR-Modell (genau) identifiziert.

Im Folgenden werden die Grundzüge (struktureller) VAR-Modelle kurz skizziert, wobei insbesondere auf die Formulierung von Annahmen eingegangen wird, die zur Identifikation dieser Modelle notwendig sind. Der Ausgangspunkt der Überlegungen ist das folgende VAR-Modell mit p zeitlichen Verzögerungen (Lags):

$$\mathbf{y}_t = \Gamma_1 \mathbf{y}_{t-1} + \dots + \Gamma_p \mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{u}_t, \quad t = 1, \dots, T. \quad (1)$$

Dabei bezeichnet \mathbf{y}_t den n -dimensionalen Zeitreihenvektor der ökonomischen Variablen, der aus den vorangegangenen Realisationen des Prozesses, $\mathbf{y}_{t-1}, \dots, \mathbf{y}_{t-p}$ abgeleitet wird, wobei \mathbf{u}_t einen n -dimensionalen Störgrößenvektor symbolisiert, der mit $\mathbf{y}_{t-1}, \dots, \mathbf{y}_{t-p}$ unkorreliert ist und für den $\text{Cov}(\mathbf{u}_t) = \Sigma$ gilt, das heißt, die Kovarianzmatrix von \mathbf{u}_t enthält keine zeitabhängigen Elemente. Die $\Gamma_i, i = 1, \dots, p$ bezeichnen quadratische Koeffizientenmatrizen der Ordnung n .

Das obige VAR-Modell kann als reduzierte Form des folgenden vektorautoregressiven Modells in struktureller Form aufgefasst werden:

$$\mathbf{A} \mathbf{y}_t = \mathbf{C}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \dots + \mathbf{C}_p \mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{B} \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad (2)$$

wobei $\Gamma_i = \mathbf{A}^{-1} \mathbf{C}_i, i = 1, \dots, p$ und $\mathbf{u}_t = \mathbf{A}^{-1} \mathbf{B} \boldsymbol{\varepsilon}_t, t = 1, \dots, T$ gilt. \mathbf{A} und \mathbf{B} bezeichnen quadratische Matrizen der Ordnung n . Für den n -dimensionalen strukturellen Störgrößenvektor $\boldsymbol{\varepsilon}_t$, der auch als Vektor der Innovationen beziehungsweise als Vektor der (strukturellen) Schocks bezeichnet wird, unterstellt man: $\text{Cov}(\boldsymbol{\varepsilon}_t) = \mathbf{I}_n$, wobei \mathbf{I}_n die n -dimensionale Einheitsmatrix bezeichnet. Dies entspricht der Annahme, dass die (strukturellen) Schocks untereinander unkorreliert, das heißt orthogonal sein sollen. Diese Annahme ist nötig, um die Wirkungen von Schocks auf das System isoliert voneinander untersuchen zu können. Die Verwendung der Einheitsmatrix stellt eine Normalisierung der Standardabweichung der strukturellen Schocks auf den Wert eins dar.

Konzeptionell kann das strukturelle VAR-Modell als datengenerierender Prozess verstanden werden, der jedoch nicht direkt beobachtbar ist. Allerdings ist es prinzipiell möglich, mit Hilfe einer OLS-Schätzung (Methode der kleinsten Quadrate) des VAR-Modells in der reduzierten Form auf das strukturelle VAR-Modell zu schließen. Analog zum traditionellen simultanen Gleichungssystem sind aber in der Regel, zusätzlich zu der Annahme der Unkorreliertheit der strukturellen Störgrößen untereinander, Parameterrestriktionen erforderlich, um von den Schätzungen der reduzierten Form auf die Parameter der

strukturellen Form rückzuschließen. Die Analyse der Wirkungen eines bestimmten strukturellen Schocks auf eine interessierende ökonomische Variable im Zeitablauf verlangt daher zunächst die Identifikation der Koeffizienten der Matrizen \mathbf{A} und \mathbf{B} . Dabei gilt für die Kovarianzmatrizen der Störgrößenvektoren \mathbf{u}_t und $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ der folgende Zusammenhang:

$$\begin{aligned} \text{Cov}(\mathbf{u}_t) &= \mathbf{A}^{-1} \mathbf{B} \text{Cov}(\boldsymbol{\varepsilon}_t) \mathbf{B}' (\mathbf{A}^{-1})' \\ &= \mathbf{A}^{-1} \mathbf{B} \mathbf{B}' (\mathbf{A}^{-1})' = \boldsymbol{\Sigma}. \end{aligned} \quad (3)$$

Die Schätzung des VAR-Modells in Gleichung (1) mit OLS liefert einen Schätzwert $\hat{\boldsymbol{\Sigma}}$ für die Kovarianzmatrix des Störgrößenvektors \mathbf{u}_t , wobei $\hat{\boldsymbol{\Sigma}}$ insgesamt $n(n+1)/2$ verschiedene Elemente enthält. Zusätzlich werden $n^2 \times p$ Parameter der Koeffizientenmatrizen $\Gamma_1, \dots, \Gamma_p$ geschätzt. Um die Parameter der strukturellen Form identifizieren zu können, müssen die Koeffizientenmatrizen \mathbf{A} und \mathbf{B} spezifiziert werden, denn es gilt $\mathbf{C}_i = \mathbf{A} \Gamma_i$.

Die Gleichung (3) verdeutlicht, dass $n(n+1)/2$ der maximalen Anzahl von identifizierbaren Parametern in den Matrizen \mathbf{A} und \mathbf{B} entspricht. Allerdings enthalten die Matrizen \mathbf{A} und \mathbf{B} zusammen $2 \cdot n^2$ unbekannte Parameter. Daher muss die Anzahl der frei zu schätzenden Parameter mit Hilfe von geeigneten Restriktionen reduziert werden. Die Identifikation der Wirkungen der strukturellen Schocks auf die interessierenden ökonomischen Variablen erfordert folglich die Auferlegung von mindestens $2 \cdot n^2 - (n(n+1)/2)$ Restriktionen für die Parameter der Matrizen \mathbf{A} und \mathbf{B} . Werden $2 \cdot n^2 - (n(n+1)/2)$ Restriktionen auferlegt, ist das strukturelle VAR-Modell genau identifiziert; bei weiteren Restriktionen ist das Modell überidentifiziert.

827. Es gibt grundsätzlich viele Möglichkeiten, die Matrizen \mathbf{A} und \mathbf{B} so zu konstruieren, dass das strukturelle VAR-Modell eindeutig identifiziert ist. Eine Möglichkeit besteht darin, die Matrix \mathbf{A} als untere Dreiecksmatrix mit Einsen auf der Diagonalen und die Matrix \mathbf{B} als Diagonalmatrix zu spezifizieren. Diese Struktur der Matrizen \mathbf{A} und \mathbf{B} ergibt sich aus der Tatsache, dass jede (positiv definite) symmetrische Matrix (hier die Kovarianzmatrix $\boldsymbol{\Sigma}$ der Störgrößen \mathbf{u}_t) darstellbar ist als das Produkt aus einer unteren Dreiecksmatrix mit Einsen auf der Diagonalen (hier die Matrix \mathbf{A}^{-1}), einer beliebigen Diagonalmatrix (hier die Matrix $\mathbf{B} \mathbf{B}'$) und der Transponierten der genannten unteren Dreiecksmatrix, also einer oberen Dreiecksmatrix mit Einsen auf der Diagonalen (hier die Matrix $(\mathbf{A}^{-1})'$). Diese so genannte trianguläre Faktorisierung einer (positiv definiten) symmetrischen Matrix wird auch als Cholesky-Zerlegung bezeichnet (Hamilton, 1994; Greene, 2003). Somit lässt sich der strukturelle Störgrößenvektor $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ folgendermaßen rekursiv aus dem Störgrößenvektor \mathbf{u}_t herleiten:

$$\mathbf{B}^{-1} \mathbf{A} \mathbf{u}_t = \boldsymbol{\varepsilon}_t. \quad (4)$$

Mit $\mathbf{B}^{-1} \mathbf{A} = \boldsymbol{\Lambda}$, wobei $\boldsymbol{\Lambda}$ ebenfalls eine untere Dreiecksmatrix mit den Elementen λ_{ip} , $i = 1, \dots, n$ auf der Diagonalen bezeichnet, lässt sich Gleichung (4) schreiben als:

$$\begin{bmatrix} \lambda_{11} & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \lambda_{21} & \lambda_{22} & 0 & \dots & 0 \\ \lambda_{31} & \lambda_{32} & \lambda_{33} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ \lambda_{n1} & \lambda_{n2} & \lambda_{n3} & \dots & \lambda_{nn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ \vdots \\ u_{nt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \boldsymbol{\varepsilon}_{1t} \\ \boldsymbol{\varepsilon}_{2t} \\ \boldsymbol{\varepsilon}_{3t} \\ \vdots \\ \boldsymbol{\varepsilon}_{nt} \end{bmatrix}. \quad (5)$$

Bei der Spezifikation mittels der Cholesky-Zerlegung enthält die Matrix \mathbf{A} $n(n-1)/2$ unterschiedliche Parameter, während die Matrix \mathbf{B} n Koeffizienten beinhaltet, so dass insgesamt $n(n+1)/2$ frei zu schätzende Parameter existieren und das strukturelle VAR-Modell damit genau identifiziert ist. Bei der Verwendung der Cholesky-Zerlegung gehen die strukturellen Schocks nach einem sukzessiven Schema in das System ein. Eine solche Identifikation impliziert eine Annahme über die zeitliche Abfolge der Wirkung der Schocks (Hamilton; Breitung, 1999). Dies hat zur Folge, dass bestimmte Schocks erst verzögert auf ausgewählte Variablen wirken und daher eine unterschiedliche Reihung der Variablen die kausale Struktur beeinflusst.

Die klassische Form der strukturellen Identifikation, wie sie von Sims (1986), Bernanke (1986) sowie Shapiro und Watson (1988) in die Literatur eingeführt wurde, besteht darin, den Vektor der Residuen der reduzierten Form \mathbf{u}_t analog zu einem simultanen Gleichungssystem zu modellieren (Gleichung (4)):

$$\mathbf{A} \mathbf{u}_t = \mathbf{B} \boldsymbol{\varepsilon}_t. \quad (6)$$

Ein wichtiger Unterschied zur triangulären Identifikation der Cholesky-Zerlegung besteht hier darin, dass die Matrix \mathbf{A} nicht länger als eine (untere) Dreiecksmatrix spezifiziert ist, so dass auch nicht-rekursive Strukturen modelliert werden können. Die Spezifikation der Matrizen \mathbf{A} und \mathbf{B} und damit die Identifikation der strukturellen Schocks ergibt sich in den strukturellen VAR-Modellen aus der Formulierung bestimmter ökonomischer Strukturgleichungen, wie beispielsweise einer Geldangebots- und einer Geldnachfragefunktion. In der Regel geht man bei der strukturellen Identifikation wie bei der Cholesky-Zerlegung von einer Diagonalmatrix \mathbf{B} aus, so dass die Matrix \mathbf{A} in diesem Fall höchstens (genau) $n(n-1)/2$ unterschiedliche Parameter enthalten darf, um eine (genaue) Identifikation der strukturellen Schocks beziehungsweise des strukturellen vektorautoregressiven Modells zu ermöglichen.

Nach Identifikation des (strukturellen) VAR-Modells können die Eigenschaften des Modells und damit die Wirkungen der strukturellen Schocks untersucht werden. Hierfür wird der VAR-Prozess als ein Moving-Average-Prozess dargestellt, das heißt, die in das Modell einbezogenen ökonomischen Variablen werden als Linearkombination der kontemporären und verzögerten strukturel-

len Schocks ausgedrückt. Basierend auf dieser Moving-Average-Darstellung lassen sich die Impuls-Antwort-Funktionen ableiten. Diese ermöglichen eine Aussage darüber, wie die verschiedenen ökonomischen Modellvariablen im Zeitablauf auf einmalige Schocks der jeweiligen strukturellen Störgrößen reagieren.

Gleichung (1) lässt sich zur Herleitung der Impuls-Antwort-Funktion in kompakter Form und unter Verwendung der strukturellen Störgrößen schreiben als:

$$\mathbf{y}_t = \Gamma(L)\mathbf{y}_t + \mathbf{A}^{-1}\mathbf{B}\boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad (7)$$

mit $\Gamma(L) = \sum_{i=1}^p \Gamma_i L^i$, wobei L den Lag-Operator bezeichnet. Hieraus folgt

$$(\mathbf{I} - \Gamma(L))\mathbf{y}_t = \mathbf{A}^{-1}\mathbf{B}\boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad t = 1, \dots, T. \quad (8)$$

Letztlich ergibt sich die folgende Moving-Average-Darstellung des (strukturellen) VAR-Modells:

$$\mathbf{y}_t = (\mathbf{I} - \Gamma(L))^{-1} \mathbf{A}^{-1} \mathbf{B} \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad t = 1, \dots, T. \quad (9)$$

Gleichung (9) lässt sich schließlich schreiben als

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{A}^{-1} \mathbf{B} \sum_{i=0}^{\infty} \tilde{\Gamma}^i \boldsymbol{\varepsilon}_{t-i}. \quad (10)$$

Dabei bezeichne $\bullet_{lm}(i)$, $l, m = 1, \dots, n$ das (l, m) -te Element der Matrix $\mathbf{A}^{-1} \mathbf{B} \tilde{\Gamma}^i$, das heißt das Element der Matrix $\mathbf{A}^{-1} \mathbf{B} \tilde{\Gamma}^i$ in der Zeile l und der Spalte m . $\bullet_{lm}(i)$ kann (für laufendes i) als Impuls-Antwort-Funktion aufgefasst werden, die angibt, wie die Variable $y_{t,l}$ auf einen einmaligen Schock der strukturellen Störgröße $\bullet_{t,m}$ nach i Perioden reagiert.

Empirische Spezifikation und Ergebnisse der Schätzungen der linearen VAR-Modelle

828. Die empirische Schätzung der Wirkung von strukturellen Schocks erfordert zu klären, welche Variablen einbezogen werden und wie die Identifikation erfolgen soll. Für eine VAR-Analyse offener Volkswirtschaften liegt derzeit keine prototypische Spezifikation vor (Favero, 2001). Da auch für die vorliegende Fragestellung keine zwingenden theoretischen Vorgaben existieren, wurde eine pragmatische Vorgehensweise gewählt und eine Reihe von unterschiedlichen Spezifikationen untersucht, die sich hinsichtlich der einbezogenen Variablen und insbesondere der Identifikationsannahmen unterscheiden.

Die Basisspezifikation des VAR-Modells besteht in Anlehnung an Ehrmann und Artis (2003) aus fünf Variablen

$\mathbf{y}_t = [gdp_t, \Delta p_t, i_t^*, i_t, e_t]$, wobei alle Variablen mit Ausnahme der Zinsen logarithmiert sind; gdp_t symbolisiert das saisonbereinigte Bruttoinlandsprodukt, Δp_t die Infla-

tionsrate, i_t^* einen ausländischen Zins, i_t einen inländischen Zins und e_t einen Wechselkurs. Im Regelfall enthält die Basisspezifikation einen US-amerikanischen und einen inländischen Dreimonatszins, die Inflationsrate, basierend auf dem Verbraucherpreisindex, und unterschiedliche Wechselkursabgrenzungen. Alternativ enthalten die VAR-Modelle, soweit es die Datenverfügbarkeit zulässt, den US-Dollar-Euro-Kurs, den nominalen effektiven Wechselkurs sowie den realen effektiven Wechselkurs. Um die Modellschätzungen im Hinblick auf ihre Robustheit zu prüfen, werden alternativ Kapitalmarktzinsen an Stelle von Geldmarktzinsen und die Inflationsrate basierend auf einem Erzeugerpreisindex anstatt des Verbraucherpreisindex miteinbezogen. Zudem wird in einzelnen Schätzungen das Geldmengenaggregat m1 oder m3 implementiert. Weitere alternative Spezifikationen basieren auf dem

Variablenvektor $\tilde{\mathbf{y}}_t = [\text{ölpreis}_t, i_t^*, gdp_t, p_t, m1_t, i_t, e_t]$ (Kim und Roubini, 2000).

Im Folgenden werden neben der Cholesky-Identifikation die unterschiedlichen strukturellen Identifikationsannahmen kurz beschrieben, die den Spezifikationen zugrunde liegen. Bei der Formulierung der strukturellen VAR-Modelle werden kurzfristige und alternativ langfristige Restriktionen formuliert.

Im Rahmen der Basisspezifikation werden die strukturellen Schocks als diejenigen Schocks interpretiert, die direkt und unmittelbar das Bruttoinlandsprodukt, die Inflationsrate, die Zinsen und den Wechselkurs beeinflussen und entsprechende Restriktionen abgeleitet. Der Vektor der strukturellen Störgrößen und die Matrizen \mathbf{A} und \mathbf{B} stellen sich in der Basisspezifikation des strukturellen VAR-Modells wie folgt dar:

$$\boldsymbol{\varepsilon}_t = [\boldsymbol{\varepsilon}_t^{BLP}, \boldsymbol{\varepsilon}_t^{Inflation}, \boldsymbol{\varepsilon}_t^{i^*}, \boldsymbol{\varepsilon}_t^i, \boldsymbol{\varepsilon}_t^{Wechselkurs}]'$$

$$\mathbf{A} = \begin{pmatrix} 1 & a_{12} & 0 & 0 & a_{15} \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 \end{pmatrix}, \quad \mathbf{B} = \begin{pmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{55} \end{pmatrix}.$$

Das obige Identifikationsmuster (im Folgenden als SII bezeichnet) lässt sich folgendermaßen interpretieren: Die erste Zeile zeigt an, dass das Bruttoinlandsprodukt kontemporär von drei strukturellen Schocks beeinflusst wird. Etwaige Zinsimpulse beeinflussen damit nicht kontemporär die Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts. Die zweite Zeile verdeutlicht, dass die Inflationsrate unmittelbar nur von den ersten beiden strukturellen Schocks bestimmt wird; die dritte Zeile zeigt an, dass der ausländische Geldmarktzins kontemporär lediglich von einem ausländischen Geldmarktschock beeinflusst

wird. Die vorletzte Zeile verdeutlicht, dass der inländische Geldmarktzins mit Ausnahme eines etwaigen Wechselkursschocks von allen anderen Variablen des Systems unmittelbar determiniert wird. Die letzte Zeile schließlich lässt erkennen, dass der Wechselkurs von allen Variablen des Systems unmittelbar beeinflusst werden kann. Wie aus der obigen Darstellung hervorgeht, enthalten die Matrizen **A** und **B** insgesamt $5 \cdot 6/2 = 15$ frei zu schätzende Parameter, die übrigen Koeffizienten dieser Matrizen sind restringiert.

Wie bereits eingangs erwähnt, besteht kein grundsätzlicher Konsens hinsichtlich der Formulierung der Restriktionen. Beispielsweise kann kritisiert werden, dass ein struktureller Schock des Bruttoinlandsprodukts eine unmittelbare Wirkung auf die Entwicklung der Inflationsrate ausübt, obschon die neuere makroökonomische Literatur die träge und allmähliche Reaktion der Preise betont. Darüber hinaus kann es als unplausibel erscheinen, dass der Wechselkurs unmittelbar von allen anderen Variablen des Systems beeinflusst wird.

Es scheint daher zweckmäßig, generell alternative Identifikationen der Matrix **A** zugrunde zu legen. Eine Identifikation (im Folgenden als SI2 bezeichnet), die sich vergleichsweise stark von der obigen Identifikation unterscheidet, lautet in Matrixnotation wie folgt:

$$\mathbf{A} = \begin{pmatrix} 1 & a_{12} & 0 & a_{14} & a_{15} \\ 0 & 1 & 0 & a_{24} & a_{25} \\ 0 & 0 & 1 & 0 & a_{35} \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & a_{45} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}, \mathbf{B} = \begin{pmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{55} \end{pmatrix}.$$

Im Unterschied zur ersten Identifikation wird der Wechselkurs nur von einem Wechselkursschock unmittelbar beeinflusst. Ein weiterer Unterschied besteht darin, dass die Inflationsrate nicht mehr direkt vom strukturellen Schock abhängt, der unmittelbar auf das Bruttoinlandsprodukt einen Einfluss besitzt.

Ein weiterer möglicher Kritikpunkt hinsichtlich der bisherigen Spezifikation ist, dass die im Modell berücksichtigten Variablen die außenwirtschaftlichen Verflechtungen nur unzureichend widerspiegeln oder dass ein genuiner Angebotsschock bislang nur unvollständig im Modell enthalten ist. Die folgende Spezifikation, die erstmals von Kim und Roubini (2000) vorgeschlagen wurde, enthält daher als weitere Variable einen internationalen Ölpreisindex. Basierend auf Kim und Roubini lässt sich die Wirkung von Wechselkursschocks im Rahmen eines VAR-Modells mit sieben Variablen untersuchen. Der Vektor der ökonomischen Variablen $\tilde{\mathbf{y}}_t$, der strukturellen Schocks $\tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_t$, sowie die Matrizen **A** und **B** lauten hier wie folgt:

$$\tilde{\mathbf{y}}_t = [\text{ölpreis}_t, i_t^*, gdp_t, p_t, m1_t, i_t, e_t]'$$

$$\tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_t = [\boldsymbol{\varepsilon}_t^{\text{öl}}, \boldsymbol{\varepsilon}_t^{i^*}, \boldsymbol{\varepsilon}_t^{\text{gdp}}, \boldsymbol{\varepsilon}_t^p, \boldsymbol{\varepsilon}_t^{\text{Geldnachfrage}}, \boldsymbol{\varepsilon}_t^{\text{Geldangebot}}, \boldsymbol{\varepsilon}_t^{\text{Wechselkurs}}]'$$

$$\mathbf{A} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{41} & 0 & a_{43} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & a_{53} & a_{54} & 1 & a_{56} & 0 \\ a_{61} & 0 & 0 & 0 & a_{65} & 1 & a_{67} \\ a_{71} & a_{72} & a_{73} & a_{74} & a_{75} & a_{76} & 1 \end{pmatrix},$$

$$\mathbf{B} = \begin{pmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{55} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b_{66} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b_{77} \end{pmatrix}.$$

Wie aus den Matrizen **A** und **B** hervorgeht, ist dieses System überidentifiziert, das heißt, es wurden mehr Restriktionen formuliert, als für die Identifikation des Systems notwendig sind. Die obige Identifikation (im Folgenden als SI3 bezeichnet) kann wie folgt interpretiert werden. Hinsichtlich der ersten vier Variablen wird weitgehend eine rekursive Struktur zugrunde gelegt. Dies bedeutet beispielsweise, dass ein etwaiger Wechselkursschock keine unmittelbare Wirkung auf das Bruttoinlandsprodukt besitzt. Die Koeffizienten a_{56} und a_{65} zeigen, dass eine simultane Abhängigkeit zwischen Geldangebot und Geldnachfrage besteht. Die letzte Zeile verdeutlicht, dass der Wechselkurs kurzfristig auf alle übrigen im Modell enthaltenen Variablen reagiert.

Die bisherigen Identifikationsannahmen restringieren die unmittelbaren Reaktionen einzelner Variablen auf unterschiedliche strukturelle Schocks. Blanchard und Quah (1989) haben alternativ hierzu vorgeschlagen, das VAR-Modell mit Hilfe so genannter Langfristrestriktionen zu identifizieren. Diese Form der Identifikation besitzt den Vorteil, dass die unmittelbaren Reaktionen der Variablen nicht mehr etwaigen Restriktionen unterliegen. Im Rahmen dieser Langfristrestriktionen unterstellt man typischerweise für Nachfrageschocks und monetäre Schocks, dass sie keine langfristigen Wirkungen auf reale Variablen besitzen, während im Gegensatz hierzu Angebotsschocks eine langfristige Wirkung auf die Produktion ausüben. Bezeichnet beispielsweise der m -te strukturelle Schock einen Nachfrageschock, so geht die Reaktion der l -ten (realen) Variablen auf diesen Schock mit zunehmender Zeit gegen null. Bezogen auf Gleichung (10) gilt demnach: $\lim_{i \rightarrow \infty} \gamma_{lm}(i) = 0$. Mit anderen Worten, die Impuls-Antwort der Variablen l auf den Schock m konvergiert im Zeitablauf gegen null.

829. Die empirische Analyse der Wirkungen von Wechselkursschocks auf das Bruttoinlandsprodukt, auf die einzelnen Komponenten der aggregierten Nachfrage

(Private Konsumausgaben, Ausrüstungsinvestitionen, Exporte und Importe) sowie die Arbeitsmarktvariablen (Anzahl der Erwerbstätigen, Arbeitsvolumen und Arbeitslosenquote) wird mit Hilfe von VAR-Modellen für Deutschland für den Zeitraum der Jahre 1991 bis 2003 auf Basis von Quartalsdaten durchgeführt.

Auswirkungen auf gesamtwirtschaftliche Verwendungsaggregate

830. Anhand der geschätzten Impuls-Antwort-Funktionen (für unterschiedliche Identifikationen) lässt sich ein kurzfristig signifikant negativer Einfluss einer Wechselkursaufwertung auf die gesamtwirtschaftliche Aktivität erkennen (Tabelle 114). Die maximale Wirkung einer Euro-Aufwertung stellt sich in der Regel nach vier bis fünf Quartalen ein; nach sieben bis acht Quartalen lässt sich im Allgemeinen kein signifikanter Effekt mehr nachweisen. Die Reaktion des Bruttoinlandsprodukts auf eine zehnpromtente Aufwertung des effektiven nominalen Wechselkurses ist dabei in etwa doppelt so groß wie im Fall einer gleich hohen Aufwertung des US-Dollar-Euro-Kurses. Der maximale Effekt ist in der Regel deutlich größer als die Wirkung auf die durchschnittliche Zuwachsrates auf Jahresbasis; so beträgt beispielsweise der maximale Effekt einer zehnpromtente Euro-Aufwer-

tung gegenüber dem US-Dollar knapp 1 vH, während sich für die Zuwachsrates des Bruttoinlandsprodukts auf Jahresbasis eine Reduktion um ungefähr 0,5 Prozentpunkte ergibt.

Die geschätzten Reaktionen der Privaten Konsumausgaben, der Ausrüstungsinvestitionen und der Exporte auf einen Wechselkursanstieg stimmen qualitativ mit den Schätzungen der Reaktion des Bruttoinlandsprodukts überein: eine Aufwertung des Euro geht mit einer negativen Wirkung auf die einzelnen Verwendungsaggregate einher, wobei sich der maximale Effekt (wie beim Bruttoinlandsprodukt) in der Regel nach etwa einem Jahr einstellt. Die Auswirkungen des Wechselkursschocks auf die Privaten Konsumausgaben sind allerdings statistisch nicht signifikant. Möglicherweise überraschend sind die Reaktionen der Importe, die im Anschluss an einen Wechselkursanstieg ebenfalls sinken, also analog zu den anderen Aggregaten reagieren.¹⁾ Dieses Anpassungsmuster kann als Indiz gewertet werden, dass etwaige negative Reaktionen der Ausrüstungsinvestitionen und der Privaten Konsumausgaben die Preiseffekte, die mit einer Aufwertung einhergehen und eine positive

¹⁾ Aktuelle Simulationsergebnisse des Instituts für Weltwirtschaft, Kiel 2004, weisen ebenfalls auf eine negative Reaktion der Importe im Anschluss an eine Aufwertung des Euro hin.

Tabelle 114

Auswirkungen eines Wechselkursschocks auf ausgewählte makroökonomische Variablen
- Anstieg des Wechselkurses um 10 vH -

	Bruttoinlandsprodukt ¹⁾	Private Konsumausgaben ¹⁾²⁾	Ausrüstungsinvestitionen ¹⁾	Exporte	Importe
				von Waren und Dienstleistungen ¹⁾	
US-Dollar-Euro-Kurs					
Effekt auf die Veränderungsrate auf Jahresbasis (Prozentpunkte)	-0,4 bis -0,5	-	-1,5 bis -2,2	-1,8 bis -2,9	-1,9 bis -2,1
Maximaler Effekt gegenüber dem Ausgangsniveau (vH)	-0,7 bis -0,9	-	-2,5 bis -2,7	-3,2 bis -4,2	-2,3 bis -2,8
Signifikanz (Quartale nach dem Schock)	3 bis 6	Nicht signifikant	0 bis 3	2 bis 6	2 bis 5
Effektiver nominaler Wechselkurs ³⁾					
Effekt auf die Veränderungsrate auf Jahresbasis (Prozentpunkte)	-0,9 bis -1,0	-	-2,8 bis -4,6	-3,5 bis -5,4	-4,3 bis -4,6
Maximaler Effekt gegenüber dem Ausgangsniveau (vH)	-1,7 bis -1,8	-	-4,7 bis -5,9	-6,9 bis -8,1	-5,6 bis -6,1
Signifikanz (Quartale nach dem Schock)	3 bis 6	Nicht signifikant	0 bis 5	2 bis 6	0 bis 6

1) In Preisen von 1995, saisonbereinigt. - 2) Private Haushalte und private Organisationen ohne Erwerbszweck. - 3) Quelle: Europäische Zentralbank.

Reaktion der Importe vermuten ließen, quantitativ über treffen. Insgesamt ist für alle betrachteten Aggregate erkennbar, dass der maximale Effekt auf Quartalsbasis deutlich größer ausfällt als der zugehörige Effekt auf die Zuwachsrate auf Jahresbasis und dass die Wirkungen eines zehnpromigen Anstiegs des effektiven nominalen Wechselkurses in etwa doppelt so hoch ausfallen wie die Effekte eines gleich starken Anstiegs des US-Dollar-Euro-Kurses.

Robustheitstests im Rahmen unterschiedlicher Identifikationen

831. Die geschätzten Impuls-Antwort-Funktionen dokumentieren die Robustheit der Schätzergebnisse für die Variable Bruttoinlandsprodukt hinsichtlich verschiedener Identifikationsannahmen. Die folgenden Schaubilder zeigen (für unterschiedliche Identifikationsannahmen) die Reaktion des Bruttoinlandsprodukts auf einen Wechselkursschock in Höhe einer Standardabweichung, wobei hier als Wechselkurs der US-Dollar-Euro-Kurs verwendet wurde. Alternative Schätzungen, die stattdessen einen effektiv nominalen Wechselkurs zugrunde legen, führen zu vergleichbaren Ergebnissen. Auf eine graphische Darstellung der Impuls-Antwort-Funktionen der einzelnen Komponenten der aggregierten Nachfrage (Private Konsumausgaben, Ausrüstungsinvestitionen, Exporte und Importe) wird verzichtet. Jedoch zeigt sich für alle betrachteten Größen eine Robustheit der Schätzergebnisse hinsichtlich verschiedener Spezifikationen und Identifikationsannahmen.

Im Rahmen eines Modells mit den endogenen Variablen Bruttoinlandsprodukt, Inflation, ausländischer und inländischer Zins sowie Wechselkurs unter Zugrundelegung einer rekursiven Identifikation (Cholesky-Zerlegung) führt eine zehnpromige Aufwertung des Euro nach sechs Quartalen zu einer Reduktion des Bruttoinlandsprodukts um knapp 1 vH (Schaubild 151, A)²⁾. Da im Rahmen der Cholesky-Zerlegung die Reihung der Variablen von Bedeutung sein kann, muss geprüft werden, inwieweit eine Variation der Reihung die Impuls-Antwort-Funktionen beeinflusst. Hier zeigt sich, dass alternative Reihungen zu keinen nennenswerten Veränderungen führen. Auch eine Variation der Variablen, beispielsweise ein Austausch des ausländischen Zinses durch die inländische Geldmenge M1 oder M3, hat keinen prinzipiellen Einfluss auf das Resultat. Die Konfidenzintervalle verdeutlichen, dass nach ungefähr sieben Quartalen keine statistisch gesicherte Aussage mehr möglich ist. Zudem ist zu erkennen, dass nur für einen vergleichsweise kurzen Zeitraum ein signifikanter Effekt festzustellen ist. Dieses Ergebnis erweist sich als robust, das heißt, auch in alternativen Schätzungen lässt sich nur für einen kurzen Zeitraum ein signifikanter Effekt nachweisen. Ebenfalls als robust erweisen sich die quantitati-

ven Wirkungen des Wechselkursschocks auf das Bruttoinlandsprodukt.

Um die Plausibilität der Schätzungen zu prüfen, bietet es sich an, die Reaktion der anderen Modellvariablen auf den Wechselkursschock zu betrachten. Hier zeigt sich im Allgemeinen, dass insbesondere die Reaktion der Inflationsrate, des inländischen Zinses und des Wechselkurses einen plausiblen Verlauf aufweisen, die Inflationsrate und der inländische Zins also sinken, wenn der Euro aufwertet, während sich der Wechselkurs sukzessive an sein ursprüngliches Niveau anpasst.

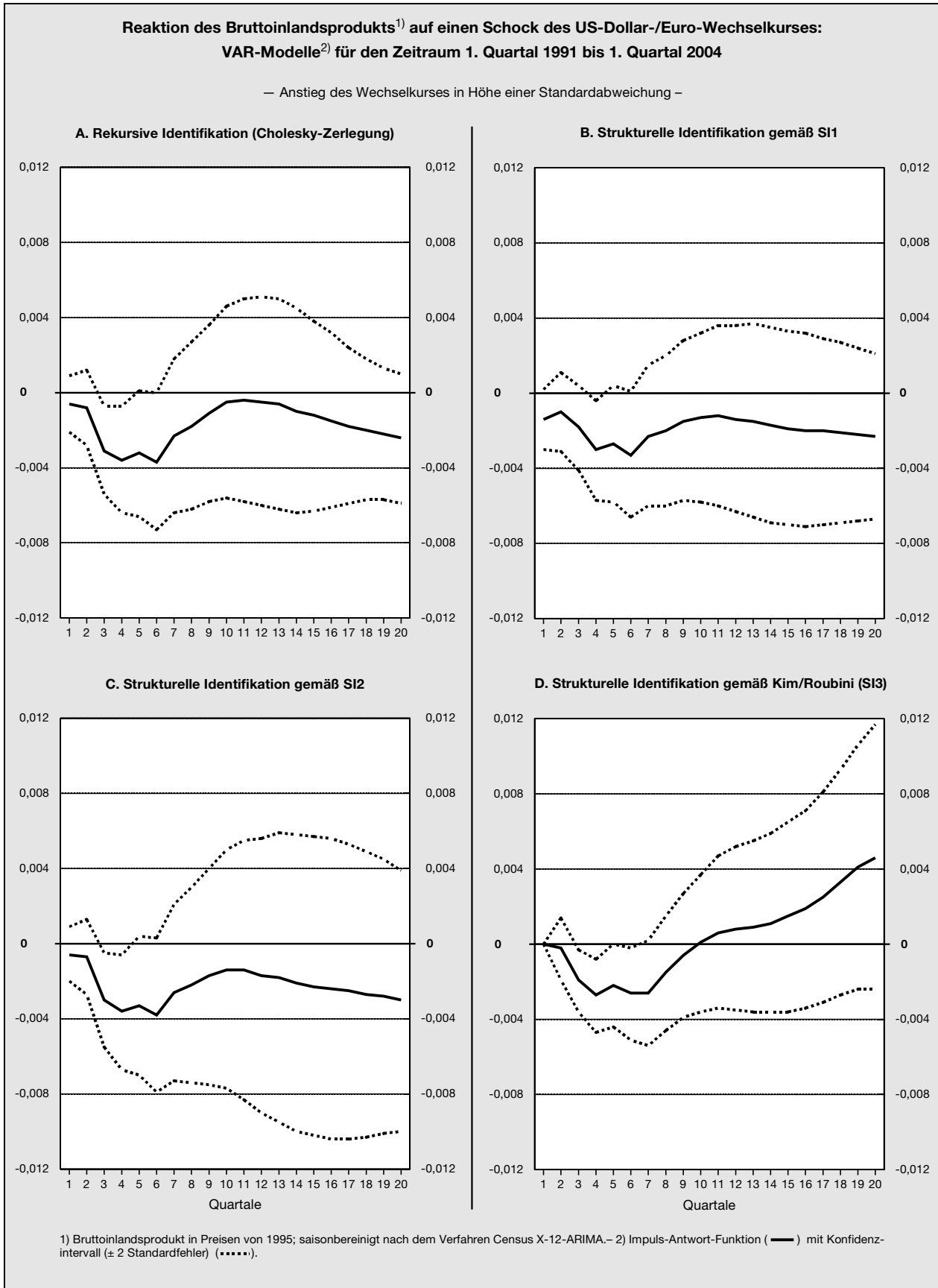
Eine strukturelle Identifikation gemäß SI1 führt in einem VAR-Modell mit den identischen endogenen Variablen zu ähnlichen Ergebnissen: Eine zehnpromige Aufwertung des Euro resultiert nach vier Quartalen in einer Reduktion des Bruttoinlandsprodukts um 0,9 vH (Schaubild 151, B). Nach einem Zeitraum von drei bis fünf Quartalen ist eine statistisch gesicherte Aussage über die Reaktion des Bruttoinlandsprodukts nicht mehr möglich. Auch eine alternative strukturelle Identifikation gemäß SI2 bestätigt die Robustheit der bisher dokumentierten Effekte (Schaubild 151, C). Basierend auf dieser alternativen Identifikation führt eine zehnpromige Aufwertung des Euro nach vier Quartalen ebenfalls zu einer Reduktion des Bruttoinlandsprodukts um 0,9 vH. Weitere alternative kurzfristige Restriktionen haben keine grundsätzlich abweichenden Resultate zur Folge. Dies gilt ebenso für ein Modell, in dem zusätzlich der Ölpreis sowie das Geldmengenaggregat M1 einbezogen werden. Ein Identifikationsmuster gemäß Kim und Roubini (2000) (SI3) liefert in diesem Zusammenhang den Befund, dass eine zehnpromige Aufwertung nach vier Quartalen eine Reduktion des Bruttoinlandsprodukts um ungefähr 0,8 vH mit sich bringt. Der negative Effekt ist ebenfalls nach annähernd zwei Jahren nicht mehr signifikant (Schaubild 151, D).

Abschließende Robustheitstests mittels struktureller Identifikationen, denen anstelle von kurzfristigen Restriktionen Annahmen über die Langfristwirkungen der Schocks zugrunde liegen, bestätigen das bisherige Bild.

Auswirkungen auf den Arbeitsmarkt

832. Im Weiteren werden die Auswirkungen von Wechselkursschwankungen auf die Anzahl der Erwerbstätigen, das Arbeitsvolumen und die Arbeitslosenquote analysiert. Im Gegensatz zur Schätzung der Reaktionen makroökonomischer Aggregate, wie Ausrüstungsinvestitionen und Exporte, schließt das Modell hier die Arbeitsmarktvariablen zusätzlich zum Bruttoinlandsprodukt mit ein, so dass die VAR-Modelle sechs Variablen (Bruttoinlandsprodukt, Inflation, inländischer und ausländischer kurzfristiger Zins, die jeweilige Arbeitsmarktvariable und den entsprechenden Wechselkurs) umfassen. Dabei wird zwischen zwei möglichen Identifikationen (der Cholesky-Zerlegung und einem strukturellen Identifikationsmuster, welches stark an die Identifikation SI1 angelehnt ist) unterschieden.

²⁾ Dieser Wert lässt sich nicht unmittelbar aus Schaubild 151 erkennen, da dort die Reaktion des Bruttoinlandsprodukts auf einen Wechselkursschock in Höhe einer Standardabweichung angegeben ist.



Anhand der Schätzungen der Impuls-Antwort-Funktionen (für die zwei unterschiedlichen Identifikationen) lässt sich zwar erwartungsgemäß ein negativer Einfluss einer Aufwertung des Euro auf die Erwerbstätigkeit und Arbeitsvolumen sowie ein positiver Einfluss auf die Arbeitslosenquote erkennen. Gleichwohl ist ein signifikanter Einfluss des jeweiligen Wechselkursschocks auf die entsprechenden Arbeitsmarktvariablen jedoch nur in Ausnahmefällen beobachtbar. Insgesamt zeigen sich die stärksten Reaktionen der hier betrachteten Variablen im zweiten Jahr nach dem Wechselkursschock.

Fazit

833. Für den Zeitraum der Jahre 1991 bis 2003 kann die Hypothese, dass ein (kurzfristig) negativer Einfluss einer Wechselkursaufwertung auf die gesamtwirtschaftliche Aktivität besteht, nicht abgelehnt werden. Angesichts eines gewissen Maßes an Unsicherheit in der Punktschätzung ist eine exakte Quantifizierung jedoch schwierig. Allerdings sind die quantitativen Effekte über unterschiedliche Spezifikationen und Identifikationen hinweg sehr robust. Bei der Interpretation der Ergebnisse hinsichtlich des nominalen effektiven Wechselkurses muss berücksichtigt werden, dass es sich bei einer zehnprozentigen Aufwertung um einen vergleichsweise großen Schock handelt.

Die geschätzten Effekte eines Wechselkursschocks auf Private Konsumausgaben, Ausrüstungsinvestitionen und Exporte stimmen qualitativ mit den Auswirkungen auf das Bruttoinlandsprodukt überein, und insgesamt ist auch hier eine Robustheit der Schätzergebnisse für unterschiedliche Spezifikationen und Identifikationen zu konstatieren. Für die Ausrüstungsinvestitionen und die Exporte kann dabei ein signifikant negativer Effekt nachgewiesen werden, für den Konsum ist keine signifikante Reaktion zu beobachten. Die signifikant negative Reaktion der Importe auf eine Aufwertung des Euro erscheint zunächst überraschend, kann aber in diesem Zusammenhang als Indiz gewertet werden, dass etwaige Mengeneffekte die Preiseffekte, die mit einer Aufwertung einhergehen und eine positive Reaktion der Importe vermuten ließen, quantitativ übertreffen.

Die geschätzten Impuls-Antwort-Folgen der betrachteten Arbeitsmarktvariablen zeigen den erwarteten Verlauf, in der Regel ist jedoch keine signifikante Reaktion dieser Variablen auf einen Wechselkursschock erkennbar. Im Gegensatz zu den bisher betrachteten makroökonomischen Aggregaten erkennt man eine verzögerte Reaktion von Erwerbstätigkeit, Arbeitsvolumen und Arbeitslosenquote auf einen Wechselkursanstieg, die unter anderem durch einen Rückgang der Beschäftigung auf das nach etwa einem Jahr signifikant gesunkene Bruttoinlandsprodukt erklärt werden kann.

Zum Zusammenhang zwischen dem Wechselkurs und seinen Fundamentaldaten

834. Neben der Frage, in welcher Weise eine Wechselkursänderung die gesamtwirtschaftliche Entwicklung

beeinflusst, ist ebenfalls von Interesse, in welchem Ausmaß eine gegebene Wechselkursbewegung im Einklang mit theoretisch ableitbaren fundamentalen Einflussfaktoren steht. Beide Fragestellungen sind insofern miteinander verbunden, als eine gravierende Abweichung des aktuellen Wechselkurses von dem durch Fundamentaldaten nahe gelegten Wert zumindest die Wahrscheinlichkeit vergrößert, dass es in der Folge zu einer Verringerung dieser Lücke über eine entsprechende Auf- oder Abwertung kommt.

Eine Analyse dieser Frage sieht sich jedoch einer Reihe von Schwierigkeiten gegenüber: Zum einen ist der fundamental begründete Wechselkurs eine unbeobachtbare Variable, er muss mithin aus theoretischen Überlegungen abgeleitet und geschätzt werden. Hierbei existiert keine Übereinstimmung hinsichtlich der relevanten Wechselkursdeterminanten. Einigkeit herrscht in der Literatur lediglich darüber, dass die fundamentalen Einflussfaktoren flexibler Wechselkurse aus dem Zahlungsbilanzgleichgewicht abgeleitet werden. Zum anderen ist es ein empirisch weithin bestätigtes Resultat, dass Wechselkurse zumindest in der kurzen Frist erratischen, nicht prognostizierbaren Schwankungen folgen (Meese und Rogoff, 1983). Gründe hierfür sind beispielsweise unterschiedliche Anpassungsgeschwindigkeiten von Preisen im Güter- und Dienstleistungsbereich im Vergleich zu Preisen an Finanzmärkten, die zu einem „Überschießen“ der Wechselkurse führen können oder eine auf Transaktionskosten beruhende vorübergehende Zurückhaltung von Devisenhändlern, sich an Fundamentaldaten zu orientieren. Zahlreiche empirische Studien deuten trotzdem darauf hin, dass in der mittleren Frist eine Beziehung zwischen dem beobachtbaren Wechselkurs und fundamentalen Faktoren besteht. Diese Erkenntnis wird zudem gestützt durch Befragungen von Devisenmarktakteuren (Chinn und Alquist, 2000). Die Erwägungen machen deutlich, dass entsprechende Schätzungen eines fundamental gerechtfertigten Wechselkurses mit erheblichen Unsicherheiten behaftet sind, sowohl was das konkrete Niveau des fundamentalen Wechselkurses und damit das festgestellte Ausmaß einer Abweichung zwischen tatsächlichem und fundamentalem Kurs angeht, als auch was die Frage betrifft, über welchen Zeitraum eine diagnostizierte Abweichung korrigiert wird. Dies gilt es bei der Interpretation der Ergebnisse zu beachten.

Im Folgenden werden im Rahmen eines in der empirischen Literatur weit verbreiteten Ansatzes, nämlich des Behavioral-Equilibrium-Exchange-Rate(BEER)-Modells, Schätzungen zu den realen effektiven Wechselkursen des Euro-Raums und Deutschlands im Rahmen multivariater Fehlerkorrekturmodelle durchgeführt. Die Verwendung eines effektiven, das heißt eines gegenüber den wesentlichen Handelspartnerländern handelsgewichteten Außenwerts weist in diesem Zusammenhang den Vorteil auf, dass mögliche Verzerrungen durch Phänomene des Überschießens oder Unterschießens des nominalen Wechselkurses unter Umständen weniger ins Gewicht fallen als in einer rein bilateralen Betrachtung. Zudem korrespondiert der effektive Wechselkurs eher als der bilaterale Wechsel-

kurs mit aus der Zahlungsbilanz abgeleiteten Größen, welche die Handelsbeziehungen mit mehreren Ländern umfassen.

BEER-Modelle

835. Der Ausgangspunkt zur Bestimmung fundamental determinierter Wechselkurse ist im Rahmen von BEER-Modellen üblicherweise die ungedeckte Realzinsparität:

$$q_{t+k}^e - q_t = -(r_t - r_t^*) \quad (11)$$

mit $(q_{t+k}^e - q_t)$ als erwarteter Änderung des logarithmierten realen Wechselkurses q_t , r_t als inländischem langfristigem Realzins und r_t^* als ausländischem langfristigen Realzins. Der reale Wechselkurs ist somit abhängig von den Wechselkurerwartungen q_{t+k}^e sowie von der Realzinsdifferenz:

$$q_t = q_{t+k}^e + (r_t - r_t^*). \quad (12)$$

Ein Anstieg des inländischen Realzinses führt gemäß Realzinsparität – für sich genommen – zu einer Aufwertung des realen Wechselkurses, weil nur dann die Rendite einer Anlage im Inland mit der in inländischer Währung ausgedrückten erwarteten Rendite einer Auslandsanlage identisch ist. Geht man davon aus, dass die Wechselkurerwartungen q_{t+k}^e auf einer langfristigen oder fundamentalen Komponente des realen Wechselkurses q_{FDt} basieren, so kann Gleichung (12) geschrieben werden als:

$$q_t = q_{FDt} + (r_t - r_t^*) \quad (13)$$

In der Literatur wird üblicherweise angenommen, dass der fundamentale Kurs von einer Reihe von Einflussfaktoren abhängt. Diese lassen sich aus dem Zahlungsbilanzgleichgewicht ableiten (MacDonald, 1999). Da sich das Zahlungsbilanzgleichgewicht – bei flexiblen Wechselkursen – aus der Summe von Leistungs- und Kapitalverkehrsbilanzsaldo ergibt, entsprechen die **fundamentalen Einflussfaktoren des Wechselkurses** den Determinanten dieser Teilbilanzen.

Zumeist werden in diesem Zusammenhang folgende Größen genannt, die allerdings um weitere ergänzt werden können (Europäische Zentralbank, 2002):

- der **Nettoauslandsvermögensstatus** (nfa_t): Mit einer Verringerung dieser Größe, also einer Abnahme der Nettoforderungen des Inlands gegenüber dem Ausland, sinken die aus dem Ausland empfangenen Faktoreinkommen, was für sich genommen zu einem Rückgang des Devisenangebots und damit zu einer Abwertung der inländischen Währung führt. Da der Nettoauslandsvermögensstatus dem kumulierten Kapitalverkehrsbilanzsaldo entspricht und der Kapitalverkehrsbilanzsaldo sich bei flexiblen Wechselkursen spiegelbildlich zum Leistungsbilanzsaldo verhält, wird diese Größe häufig näherungsweise durch den kumulierten Leistungsbilanzsaldo – meist im Verhältnis zum Bruttoinlandsprodukt – abgebildet.

- das internationale Preisverhältnis: Ein Anstieg des ausländischen Preisniveaus hat ceteris paribus eine Erhöhung der inländischen Wettbewerbsfähigkeit zur Folge, die über eine verbesserte Leistungsbilanz zu einer Aufwertung der inländischen Währung führt. In engem Zusammenhang mit der Preisdifferenz, respektive der internationalen Wettbewerbsfähigkeit stehen zwei weitere fundamentale Wechselkursdeterminanten:

- die **internationale Produktivitätsdifferenz** ($prod_{diff_t}$): Zum einen geht mit einem Anstieg der Produktivität eine Verbesserung der Wettbewerbsfähigkeit einher, die ebenfalls eine Aufwertung der inländischen Währung zur Folge hat, zum anderen sind mit einem Produktivitätsanstieg höhere Wachstumserwartungen verbunden, die zu einem vermehrten Kapitalimport und damit ebenfalls zu einer Aufwertung der inländischen Währung führen dürften.

- die Entwicklung der **Terms-of-Trade** (tot_t): Eine dauerhafte Verschlechterung der Terms-of-Trade und damit der preislichen Wettbewerbsfähigkeit eines Landes sollte dazu führen, dass der Wechselkurs eines Landes abwertet. Werden die Terms-of-Trade – wie es in der Literatur regelmäßig geschieht – über den Ölpreis approximiert, so hängt ihr Einfluss auf den realen Wechselkurs jedoch maßgeblich von den relativen Ölabhängigkeiten der betrachteten Länder beziehungsweise Länderaggregate ab und ist somit a priori nicht eindeutig.

Vor diesem Hintergrund werden im Folgenden als wesentliche Determinanten der fundamentalen Komponente des realen Wechselkurses q_{FDt} die relative Produktivitätsdifferenz zwischen dem Inland und dem Ausland ($prod_{diff_t}$), die Nettoauslandsvermögensposition des Inlands (nfa_t) sowie die Terms-of-Trade (tot_t) betrachtet:

$$q_{FDt} = q_{FDt} (\underset{(+)}{prod_{diff_t}}, \underset{(+)}{nfa_t}, \underset{(+/-)}{tot_t}). \quad (14)$$

Wie erläutert, dürfte der Einfluss der Produktivitätsdifferenz und des Nettoauslandsvermögensstatus auf den Wechselkurs positiv sein, während die Wirkung einer Veränderung der Terms-of-Trade bei Approximation durch den Ölpreis a priori unbestimmt ist.

836. Die Intuition des BEER-Modells ist es somit, den aktuellen Wechselkurs in Abhängigkeit eines langfristigen, durch Fundamentaldaten determinierten Pfades sowie kürzerfristiger Einflussfaktoren zu schätzen. Letztere werden in Gleichung (13) lediglich durch die **Realzinsdifferenz** abgebildet. Eine Anpassung des Wechselkurses an sein fundamental determiniertes Niveau gemäß Gleichung (13) setzt somit voraus, dass die Realzinsdifferenz eine stationäre Variable ist. Theoretische Überlegungen legen diese Eigenschaft ebenfalls nahe. Dessen ungeachtet und etwas überraschend verletzen die Zeitreiheneigenschaften dieser Größe in empirischen Studien nicht selten diese Annahme, das heißt, die Realzinsdifferenz wird über die herkömmlichen Stationaritätstests als I(1)-Variable identifiziert. Vor diesem Hintergrund ist es a priori nicht eindeutig, in welcher Weise

die Realzinsdifferenz in die Schätzungen eingehen soll, ob lediglich als exogene Komponente oder auch als Bestandteil der Langfristbeziehung. Überdies muss berücksichtigt werden, dass die Fundamentaldaten nicht ausschließlich langfristige Effekte auf die Wechselkursentwicklung haben, sondern diese auch kurzfristig beeinflussen können.

837. Ökonometrisch lässt sich der Grundgedanke der BEER-Ansätze am besten durch Fehlerkorrekturmodelle abbilden, welche gleichzeitig langfristige und kurzfristige Beziehungen zwischen den einzelnen Variablen berücksichtigen. Als Ansatz zur Schätzung des BEER wird daher die Methode von Clark und MacDonald (1999) gewählt. Diese basiert auf einem **Vektor-Fehlerkorrektur(VECM)-Modell**, das nach dem Johansen (1995)-Verfahren geschätzt wird. Als Langfristbeziehung wird hier der fundamental determinierte Wechselkurs modelliert. Voraussetzung für die Existenz eines solchen fundamental determinierten Kurses ist eine Kointegrationsbeziehung zwischen dem Wechselkurs und den ihn bestimmenden Fundamentalfaktoren. Diese setzt Nichtstationarität der in die Langfristbeziehung eingehenden Variablen voraus. Falls diese Anforderung erfüllt ist und zwischen dem Wechselkurs und seinen Fundamentaldaten eine solche langfristige Kointegrationsbeziehung besteht, kann aus letzterer ein langfristiger Wechselkurspfad ermittelt werden. Durch die gleichzeitige Modellierung kurzfristiger Anpassungsprozesse werden zudem mögliche Abweichungen zwischen dem langfristig begründeten Wert und dem jeweils aktuellen Wechselkurs berücksichtigt. Für das Niveau des fundamentalen Kurses ist die Anpassungsdynamik allerdings von untergeordneter Bedeutung.

Datengrundlage

838. Die Schätzungen erfolgen für den Euro-Raum wie für Deutschland auf der Basis von saisonbereinigten Quartalsdaten für den Zeitraum vom ersten Quartal 1983 bis zum ersten Quartal 2004. Mit Blick auf den Euro-Raum werden für die Zeit vor dem Jahr 1991 Daten des Area-Wide-Model der Europäischen Zentralbank verwendet. Sprünge in den Datenreihen aufgrund der Deutschen Einheit oder wegen des Beitritts von Griechenland zum Euro-Raum wurden mittels Verkettung der Daten beseitigt.

Der reale effektive **Wechselkurs** (auf Verbraucherpreisbasis) findet für den Euro-Raum in seiner bis September 2004 geltenden engen Abgrenzung gegenüber 12 Handelspartnern nach Berechnungen der Europäischen Zentralbank Verwendung (Schaubild 152). Für Deutschland wird der Außenwert über den Indikator der preislichen Wettbewerbsfähigkeit der Deutschen Bundesbank in seiner engen Abgrenzung gegenüber 19 Ländern auf Basis der Deflatoren des Gesamtabsatzes abgebildet (Schaubild 153).

In die **Produktivitätsdifferenzen** gehen die bei der Berechnung der effektiven Wechselkurse berücksichtigten Länder mit den entsprechenden Handelsgewichten ein. Zur Ermittlung der Produktivitätsdifferenzen zwischen

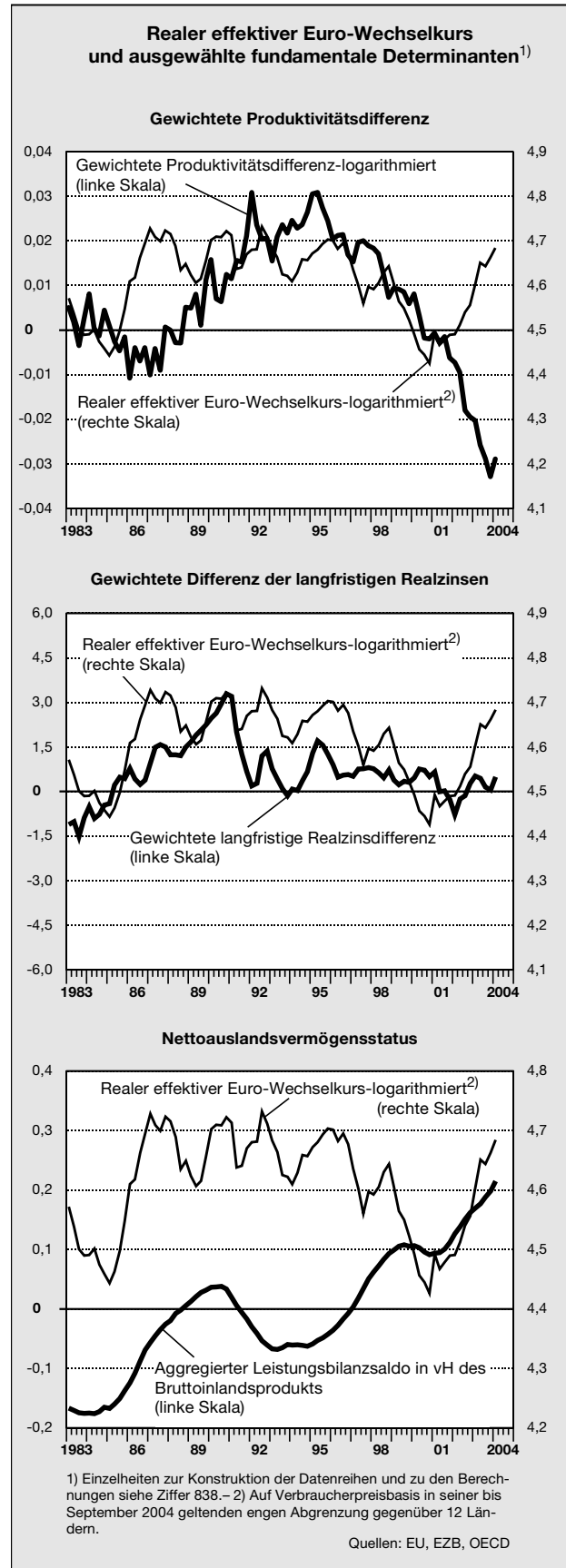
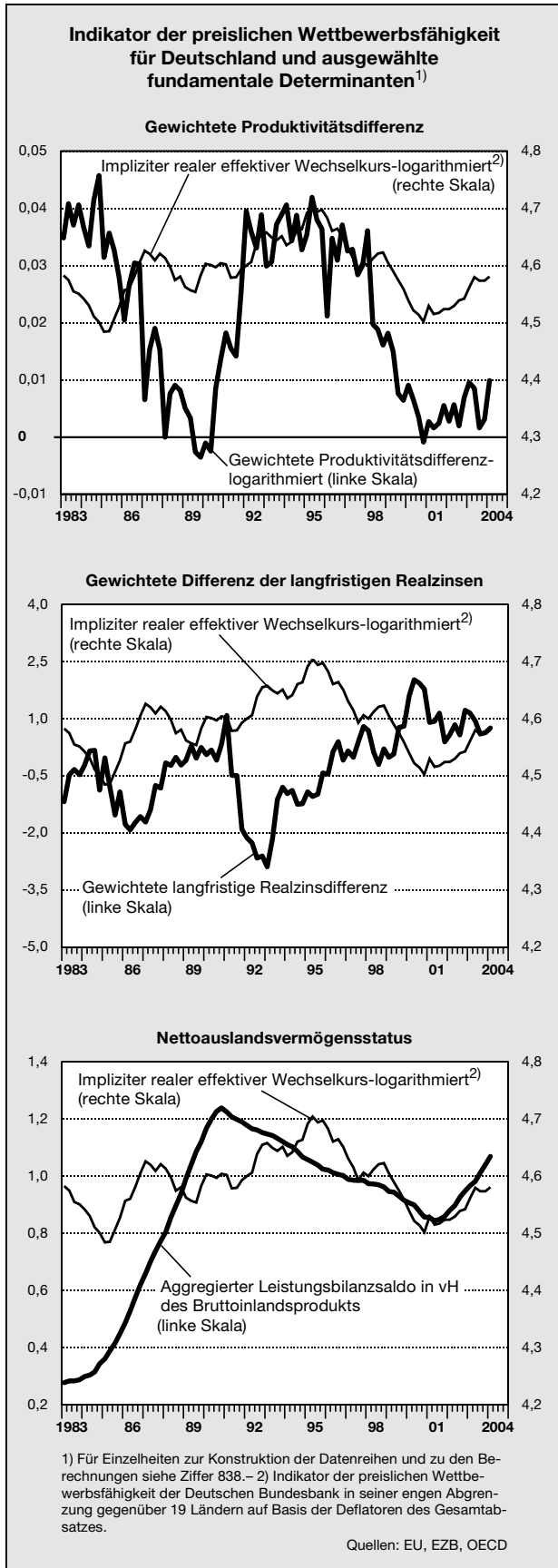


Schaubild 153



dem Euro-Raum beziehungsweise Deutschland sowie ihren jeweiligen Handelspartnern werden zunächst Produktivitäten für alle berücksichtigten Länder ermittelt. Dabei wird die Produktivität durch das Bruttoinlandsprodukt (in nationaler Währung) je Erwerbstätigen berechnet. Die Produktivitätsdifferenzen des Euro-Raumes gegenüber seinen 12 Handelspartnern sowie Deutschlands gegenüber seinen 19 Handelspartnern werden anschließend unter Verwendung der Wechselkursgewichte aggregiert (Tabelle 115).

Tabelle 115

Ländergewichte bei der Berechnung des effektiven Euro-Wechselkurses und des Indikators der preislichen Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Wirtschaft

Länder	Realer effektiver Euro-Wechselkurs gegenüber 12 Ländern (enge Abgrenzung) ¹⁾	Impliziter effektiver Wechselkurs für Deutschland (enge Abgrenzung) ²⁾
	vH	
Australien	1,13	X
Singapur	3,50	X
Hong Kong	3,90	X
Südkorea	4,91	X
Kanada	1,96	1,08
Japan	15,01	9,44
Norwegen	1,70	0,88
Dänemark	3,50	1,90
Schweden	6,23	2,76
Schweiz	8,84	5,01
Vereinigtes Königreich	24,26	10,28
Vereinigte Staaten	25,05	13,35
Belgien	X	6,55
Luxemburg	X	0,48
Finnland	X	1,50
Frankreich	X	14,34
Griechenland	X	0,57
Irland	X	1,24
Italien	X	11,37
Niederlande	X	8,01
Österreich	X	5,63
Portugal	X	1,24
Spanien	X	4,37

1) Auf Basis der Verbraucherpreise in seiner bis September 2004 geltenden engen Abgrenzung gegenüber 12 Ländern. – 2) Indikator der preislichen Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Wirtschaft gegenüber 19 Ländern auf Basis der Deflatoren des Gesamtabsatzes.

Quellen: Deutsche Bundesbank, EZB

Vernachlässigt werden bei den Berechnungen aufgrund mangelnder Datenverfügbarkeit die Länder Griechenland, Schweden, Singapur, Hong Kong, Südkorea,

Finnland, Österreich, Portugal, Luxemburg und Irland. Diese haben jedoch insgesamt nur ein Gewicht von unter 19 vH bezogen auf den Euro-Raum und von 13 vH bezogen auf Deutschland.

Die **internationale Zinsdifferenz** berechnet sich – analog zur Produktivitätsdifferenz – als gewogener Durchschnitt gegenüber allen im jeweiligen effektiven Wechselkurs berücksichtigten Ländern unter Verwendung der entsprechenden Handelsgewichte. Für die Differenz zum Euro-Raum werden die Zinsen langfristiger Staatsanleihen aus den entsprechenden Ländern mit dem jeweiligen Verbraucherpreisindex deflationiert. Die Berechnung der Realzinsdifferenz gegenüber Deutschland basiert auf Zinsen der entsprechenden langfristigen Staatsanleihen, die mit dem jeweiligen Deflator des Bruttoinlandsprodukts deflationiert werden.

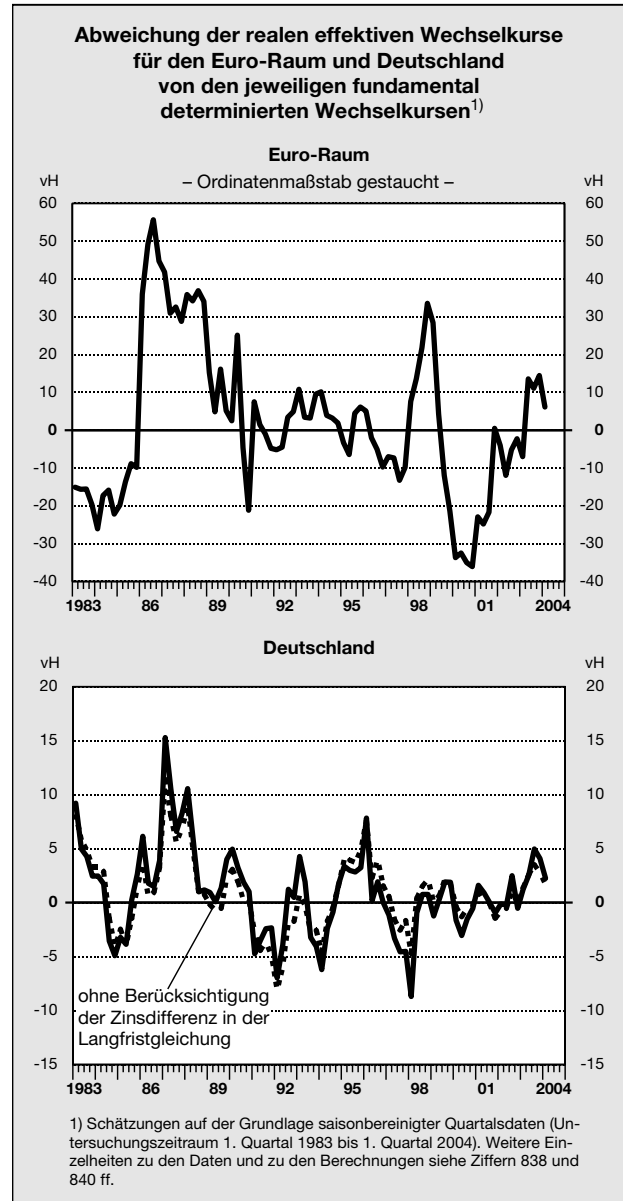
Der **Auslandsvermögensstatus** wird durch den aggregierten Leistungsbilanzsaldo im Verhältnis zum Bruttoinlandsprodukt angenähert. Für den Euro-Raum finden dabei lediglich der Warenhandel sowie die Erwerbs- und Vermögenseinkommen Berücksichtigung, um die Konsistenz mit den Daten des Area-Wide-Model für den Zeitraum vor dem Jahr 1999 zu wahren. Als Näherungsgröße für die **Terms-of-Trade** geht der nominale Ölpreis in die Schätzung ein (Schaubild 154).

839. Mit Blick auf die **Stationaritätseigenschaften** der Variablen zeigen der ADF-Test und der KPSS-Test an, dass die realen effektiven Wechselkurse, die Produktivitätsdifferenzen, der Ölpreis und der jeweilige Auslandsvermögensstatus integriert vom Grad $I(1)$ sind. Für die Realzinsdifferenzen ergeben sich keine eindeutigen Resultate: Der ADF-Test deutet auf Nichtstationarität hin, der alternativ verwendete KPSS-Test signalisiert Stationarität. Vor diesem Hintergrund werden in den Spezifikationen – in Übereinstimmung mit obigen Überlegungen – sowohl Modelle getestet, bei denen die Realzinsdifferenz in der Kointegrationsbeziehung berücksichtigt wird als auch solche, bei denen die Realzinsdifferenz als exogene Größe Eingang findet.

Realer effektiver Außenwert des Euro im BEER-Modell

840. Bei der Schätzung eines VECMs für den realen effektiven Euro-Außenwert auf der Basis des oben beschriebenen BEER-Modells wird ein Ansatz ohne Zinsdifferenz in der Langfristbeziehung verwendet. Somit gehen nur die drei Größen Nettoauslandsvermögensstatus, Produktivitätsdifferenz und Terms-of-Trade als langfristige Wechselkursdeterminanten in die Schätzung ein. Die Zinsdifferenz wird als exogene Größe im kurzfristigen Bestandteil der Schätzung berücksichtigt. Für die Variante mit Berücksichtigung der internationalen Zinsdifferenz in der Langfristgleichung ergibt sich keine valide Modellspezifikation.

Das zunächst zugrunde gelegte unrestringierte VAR-Modell ist mit vier Verzögerungen der endogenen Variablen geeignet spezifiziert. Die Residuen weisen keine Autokorrelation auf und sind normalverteilt. Unter diesen Voraussetzungen zeigt der Johansen-Kointegrationstest



auf dem 5 %-Niveau eine Kointegrationsbeziehung sowohl für den Fall mit als auch für jenen ohne Berücksichtigung einer Konstante im VAR-Bestandteil der Schätzung an. Da sich die Konstante im VAR-Bestandteil des Fehlerkorrekturmodells als insignifikant erweist, wird letztlich nur eine Konstante in der Langfristbeziehung berücksichtigt. Bei dieser VECM-Spezifikation bleiben die Residuen der Schätzung normal verteilt und es besteht kein Hinweis auf Autokorrelation oder Heteroskedastizität. Schließlich geht das Residuum der Langfristbeziehung signifikant in die Schätzung ein, und alle Variablen der Langfristgleichung sind mindestens auf dem 5 %-Niveau signifikant (Tabelle 116, Spalte (1)).

Die Schätzung zeigt, dass die Entwicklung des realen effektiven Euro-Wechselkurses in seiner engen Abgren-

**Schätzergebnisse zum langfristigen Einfluss fundamentaler Determinanten
auf die realen effektiven Wechselkurse (Kointegrationsbeziehung)¹⁾**

Langfristige Einflussgrößen	Realer effektiver Euro-Wechselkurs	Impliziter realer effektiver Wechselkurs für Deutschland	
	VECM1	VECM2.1	VECM2.2
	(1)	(2)	(3)
Produktivitätsdifferenz	10,183 ***	3,605 ***	2,544 ***
Nettoauslandsvermögensstatus	0,484 **	0,163 ***	0,165 ***
Ölpreis	0,627 ***	- 0,062 ***	- 0,039 *
Konstante	2,638 ***	4,550 ***	4,499 ***
Internationale Zinsdifferenz		0,018 **	
Koeffizient der Langfristbeziehung	- 1,893 **	- 0,168 ***	- 0,222 ***
Nachrichtlich: Koeffizient der Zinsdifferenz in der Kurzfristbeziehung .	0,029 *** (exogen)		

1) Nähere Erläuterungen zu den Schätzmodellen siehe Ziffern 840 f.

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

zung langfristig erwartungsgemäß einen positiven Zusammenhang zur Entwicklung der aggregierten Produktivitätsdifferenz gegenüber den Handelspartnern sowie einen positiven Zusammenhang zur Entwicklung des Auslandsvermögensstatus aufweist. Auch für den Ölpreis zeigt sich ein positiver Zusammenhang. Für die Anpassungskoeffizienten ergibt sich ein signifikanter Wert mit negativem Vorzeichen, das heißt, bestehende Abweichungen zwischen dem aktuellen Kurs und dem langfristigen Fundamentalkurs werden korrigiert.

Die Abweichungen des fundamental determinierten Kurses von der jeweils beobachtbaren Wechselkursentwicklung signalisieren für die zweite Hälfte der achtziger Jahre eine merkliche Überbewertung sowie für den Zeitraum der Jahre 2000 und 2001 eine Unterbewertung. Anfang des Jahres 2004 resultiert aus diesen Schätzungen eine im historischen Vergleich moderate Überbewertung von rund 6 vH (Schaubild 154). Auffallend sind die hohen Abweichungen sowie die starken Schwankungen des fundamental determinierten Wechselkurses im Vergleich zur Entwicklung des tatsächlichen Wechselkurses.

Indikator der preislichen Wettbewerbsfähigkeit Deutschlands im BEER-Modell

841. Bei der analogen Berechnung eines fundamental determinierten deutschen Außenwertes anhand des Indikators der preislichen Wettbewerbsfähigkeit auf der Basis eines BEER-Modells ergibt sich unter Berücksichtigung der Realzinsdifferenz in der Langfristbeziehung

eine valide Modellspezifikation. Die unrestringierte VAR-Schätzung mit zwei zeitlichen Verzögerungen der endogenen Variablen erweist sich als geeignet. Unter diesen Voraussetzungen zeigt der Johansen-Kointegrationstest auf dem 5%-Signifikanzniveau eine Kointegrationsbeziehung für den Fall mit sowie ohne Berücksichtigung einer Konstante im VAR-Bestandteil der Schätzung an. Da die Konstante sich in einer Schätzung als Bestandteil des VAR als insignifikant herausstellt, wird nur eine Konstante in der Langfristbeziehung berücksichtigt (Tabelle 116, Spalte (2)). Für den Fall ohne Berücksichtigung der Zinsdifferenz in der Langfristbeziehung ergibt sich ebenfalls eine signifikante Spezifikation, die zu ganz ähnlichen Ergebnissen wie das VECM2.1 führt (Tabelle 116, Spalte (3)).

Die Schätzungen zeigen, dass die Entwicklung des realen deutschen Außenwertes in seiner engen Abgrenzung gegenüber 19 Handelspartnern langfristig einen positiven Zusammenhang zur Entwicklung der aggregierten Produktivitätsdifferenz gegenüber den Handelspartnern aufweist sowie positiv von der Realzinsdifferenz abhängt. Der Ölpreis wirkt hier im Gegensatz zum Euro-Raum negativ. Die Auslandsposition hat das erwartete positive Vorzeichen.

Betrachtet man nur die Langfristgleichung, so ergibt sich aus der Schätzung für das erste Quartal 2004 ein durch Fundamentaldaten determiniertes Niveau, das bei Berücksichtigung der Zinsdifferenz in der Langfristgleichung um 2,2 vH, bei Verwendung der Zinsdifferenz lediglich als kurzfristigem Einflussfaktor um 1,6 vH unterhalb des tatsächlichen deutschen Außenwertes liegt.

Ergebnisse und Ausblick

842. Insgesamt zeigen die vorliegenden Ergebnisse, dass die hier ermittelten Abweichungen der effektiven Wechselkurse von ihren europäischen und deutschen Fundamentaldaten für das erste Quartal 2004 im historischen Vergleich seit dem Jahr 1983 nicht außergewöhnlich hoch sind (Tabelle 117). Für Deutschland ergeben sich überdies grundsätzlich geringere Abweichungen. Bei der Interpretation der Ergebnisse ist zu beachten, dass die ermittelten Werte für das erste Quartal 2004 nicht ohne weiteres in der Zukunft gelten, da eine Änderung der Fundamentaldaten im Zeitablauf zu einer Anpassung des fundamental determinierten Wechselkurses führt. Überdies sind aus der vorangegangenen Analyse keine Rückschlüsse auf die Entwicklung des fundamental determinierten US-Dollar-Euro-Wechselkurses möglich. Für dessen Ermittlung wäre eine eigene Analyse auf der Basis bilateraler Fundamentaldaten nötig.

Tabelle 117

Abweichung der Wechselkurse von ihren fundamental determinierten Werten¹⁾

Zeitraum	Realer effektiver Euro-Wechselkurs	Impliziter realer effektiver Wechselkurs für Deutschland	
	VECM1	VECM2.1	VECM2.2
	vH		
1983 bis 1989	10,8	3,3	2,6
1990 bis 1998	2,0	- 0,4	- 0,2
1999 bis 2003	- 9,9	0,6	0,6
2000 bis 2001	-25,8	- 0,7	- 0,4
2002	- 5,8	0,4	- 0,1
2003	8,0	3,2	2,6
1. Quartal 2004	6,1	2,2	1,6

1) Nähere Erläuterungen zu den Schätzmodellen siehe Ziffern 840 f.

Literatur

Alberola, E. und S. G. Cervero, H. Lopez und A. Ubide, (1999) *Global Equilibrium Exchange Rates: Euro, Dollar, „Ins“, „Outs“, and Other Major Currencies in a Panel Cointegration Framework*, IMF Working Paper WP/99/175.

Bernanke, B. (1986) *Alternative Explanations of the Money-Income Correlation*, Carnegie Rochester Series on Public Policy, 25, 49 – 99.

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

Breitung, J. (1999) *Neuere Entwicklungen auf dem Gebiet ökonomischer Strukturmodelle*, Mimeo, Berlin.

Buldorini, Luca, S. Makrydakis und C. Thimann (2002) *The Effective Exchange Rates of the Euro*, ECB Working Paper No. 2.

Chinn, M. und R. Alquist (2000) *Tracking the Euro's Progress*, *International Finance* 3, 3, 357 – 373.

Clark, P. B. und R. MacDonald, (1999) *Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of BEERs and FEERs*, in: MacDonald, R. und J. Stein (Eds.), *Equilibrium Exchange Rates*, Amsterdam.

Clostermann, J. und W. Friedmann (1998) *What Drives the Real Effective D-Mark Exchange Rate?*, *Konjunkturpolitik* 44, H. 3, 207 – 230.

Deutsche Bundesbank (2001) *Außenwirtschaft*, Monatsbericht November, 46 – 56.

Die Weltwirtschaft (2004), *Vierteljahresschrift des Instituts für Weltwirtschaft an der Universität Kiel*, Heft 1.

Ehrmann, M. und M. Artis (2003) *The Exchange Rate – a Shock Absorber or Source of Shocks? A study of Four Open economies*, Mimeo, Frankfurt und Florenz.

Europäische Zentralbank (2002) *Wirtschaftliche Fundamentalfaktoren und der Wechselkurs des Euro*, Monatsbericht, Januar, 45 – 59.

Favero, C. (2001) *Applied Macroeconometrics*, Oxford University Press, Oxford.

Greene, W. (2003) *Econometric Analysis*, 5. Auflage, Prentice Hall, New Jersey.

Hamilton, J. (1994) *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton.

Johansen, S. (1995) *Likelehood-Based Inference in Cointegrated Vector Auto-Regressive Models*, Oxford.

Kim, S. und N. Roubini (2000) *Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: A Solution with a Structural VAR Approach*, *Journal of Monetary Economics*, 45, 561 – 586.

MacDonald, R. (2000) *Concepts to Calculate Equilibrium Exchange Rates: An Overview*, Deutsche Bundesbank, Diskussionspapier 3/00.

Maeso-Fernandez, F., C. Osbat und B. Schnatz (2001) *Determinants of the Euro Real Effective Exchange Rate: A BEER/PEER Approach*, ECB Working Paper No. 85.

Meese, R. und K. Rogoff (1983) *Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do they fit out of sample?* *Journal of International Economics* 14, 3 – 24.

Shapiro, M. und M. Watson (1988) *Sources of Business Cycle Fluctuations*, *Macroeconomics Annual*, 3, M.I.T. Press, 111 – 156.

Sims C. (1986) *A Forecasting Models Usable for Policy Analysis?* *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 10, 2 – 16.

II. Aktualisierte Analyse der personellen Einkommensverteilung in Deutschland

843. Anhand von Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) für die Erhebungsjahre 2002 und 2003 mit Einkommensinformationen für die Jahre 2001 und 2002 wird eine aktualisierte Analyse der personellen Einkommensverteilung in Deutschland vorgelegt. Der Sachverständigenrat hat zuletzt im Jahresgutachten 2002 eine entsprechende Untersuchung vorgenommen (JG 2002 Ziffern 633 ff.). Im Jahresgutachten 2003 wurde die Verteilung der Markteinkommen und der Einkommensteuerschuld in Deutschland alternativ anhand von einkommensteuerlichen Veranlagungsdaten analysiert (JG 2003 Ziffern 822 ff.).

Die vorliegende Analyse zeigt, dass – erwartungsgemäß – die Nettoeinkommen deutlich gleichmäßiger verteilt sind als die Markteinkommen. Dabei verringern staatliche Umverteilungsaktivitäten die Konzentration der Einkommen in den neuen Bundesländern stärker als im früheren Bundesgebiet. Für den Zeitraum der Jahre 1991 bis 2002 ist insgesamt eine Zunahme der Ungleichverteilung sowohl der Markteinkommen als auch der Nettoeinkommen feststellbar; diese ist in Ostdeutschland deutlich stärker ausgeprägt als in Westdeutschland. Die Veränderungen der Konzentration der Nettoeinkommen spielen sich vor allem an den Rändern der Verteilung ab. Analysen der Nettoeinkommensmobilität für Privathaushalte im Zeitraum der Jahre 1999 bis 2002 zeigen, dass die Mobilität der einkommensschwächsten Haushalte in den neuen Bundesländern deutlich stärker ausgeprägt ist als im früheren Bundesgebiet. Für die einkommensstärksten Haushalte ist insbesondere in Ostdeutschland in der Hinsicht eine Verfestigungstendenz zu beobachten, als dass diese Haushalte ihre Einkommensposition in der Regel sichern konnten.

Datenbasis

844. Im Rahmen des Sozio-oekonomischen Panels werden jährlich dieselben privaten Haushalte unter anderem zu ihrem Einkommen und ihrer sozialen Situation befragt. Im Jahr 2003 nahmen rund 12 000 Haushalte, die etwa 26 600 Einzelpersonen umfassten, an der Befragung teil. Die hier verwendete Gesamtstichprobe besteht insgesamt aus sechs Teilstichproben. Mit den Stichproben A (Westdeutschland) und B (ausländische Wohnbevölkerung) startete das Sozio-oekonomische Panel im Jahr 1984. Im Jahr 1990 kam die Stichprobe C, die Haushalte in den neuen Bundesländern enthält, hinzu. Diese Stichproben wurden im Jahr 1994 durch eine Zuwanderungsstichprobe D ergänzt. Im Jahr 1998 wurde eine Ergänzungsstichprobe E gezogen, welche die Datenbasis nochmals erweiterte. Eine deutliche Erhöhung der Fallzahlen um mehr als 50 vH ergab sich schließlich durch die Berücksichtigung einer Auffrischungsstichprobe F ab dem Jahr 2000.

In den folgenden Analysen sind Personen, die in Kasernen, Altersheimen, Justizvollzugsanstalten und Sammelunterkünften leben nicht enthalten. Grundsätzlich sind

Personen ohne festen Wohnsitz nicht erfasst. Haushalte beziehungsweise Personen mit einem sehr hohen Einkommen sind im SOEP seit dem Jahr 2000 (Berücksichtigung der Stichprobe F) mit aussagekräftigen Fallzahlen vorhanden, so dass in dieser Analyse, im Gegensatz zur Analyse im Jahresgutachten 2002, die tatsächlich vorhandene Einkommensspannweite der Bevölkerung am aktuellen Rand besser abgebildet wird.

Einkommensbegriffe und Verteilungsmaße

845. Unter dem Markteinkommen der Haushalte – definiert als Einkommen vor staatlichen Umverteilungsmaßnahmen – werden das Einkommen aus selbständiger und unselbständiger Erwerbsarbeit und aus Vermögen sowie private Transfers (beispielsweise private Unterstützungsleistungen von Eltern oder verschiedenen Ehepartnern) verstanden. Dem Einkommen aus unselbständiger Arbeit werden die Arbeitgeberbeiträge zur Gesetzlichen Krankenversicherung und Sozialen Pflegeversicherung, Arbeitslosenversicherung sowie Gesetzlichen Rentenversicherung hinzugerechnet,¹⁾ da auch diese am Markt erwirtschaftet werden müssen. Zum Vermögenseinkommen zählt hier auch der Mietwert selbst genutzten Wohneigentums. Hier wird nur der Nettomietwert²⁾ selbst genutzten Wohneigentums berücksichtigt.

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 regelmäßige Sonderzahlungen werden dabei erfasst, während einmalige oder unregelmäßige Einkommenszuflüsse unberücksichtigt bleiben. Dies sind beispielsweise Einkommen aus Lotteriegewinnen, Erbschaften oder Schenkungen, die im SOEP zwar erfasst aber nicht systematisch dem regelmäßigen Einkommen zugerechnet werden. Einnahmen aus Vermögensauflösungen werden in der Analyse gänzlich ausgeklammert. Die Differenz zwischen den Markteinkommen und den Nettoeinkommen kann als Ergebnis der staatlichen Umverteilung interpretiert werden.

846. Bei Analysen der Einkommensverteilung ist es üblich, eine Äquivalenzgewichtung der Einkommen vorzunehmen, da bei einer gemeinsamen Haushaltsführung Skaleneffekte realisiert werden, also größeren Haushalten geringere Ausgaben je Haushaltsmitglied genügen als kleineren Haushalten, um den gleichen Lebensstandard zu erlangen. In der vorliegenden Untersuchung

¹⁾ Arbeitgeberbeiträge zur gesetzlichen Unfallversicherung können hier nicht disaggregiert werden und sind von der Analyse ausgeschlossen.

²⁾ Der Nettomietwert bestimmt sich als Differenz aus dem Bruttomietwert und den Finanzierungs- und Instandhaltungskosten.

wird abweichend von der Analyse im Jahresgutachten 2002, in der das Haushaltseinkommen durch die Quadratwurzel aus der Haushaltsgröße dividiert und anschließend dieses äquivalenzgewichtete Einkommen jedem Haushaltsmitglied zugeordnet wurde, die modifizierte OECD-Skala als Äquivalenzskala verwendet.³⁾ Der Haushaltsvorstand erhält hier stets ein Gewicht von 1, weitere Haushaltsmitglieder werden mit 0,5 (ab einem Alter von 15 Jahren) beziehungsweise 0,3 (bei einem Alter von weniger als 15 Jahren) gewichtet. Diese Gewichtung hat damit beispielsweise zur Folge, dass ein Haushalt mit zwei Erwachsenen und zwei Kindern unter 15 Jahren lediglich das 2,1-fache Einkommen eines Einpersonenhaushalts benötigt, um statistisch den gleichen Lebensstandard zu erlangen. Ergebnisse auf Basis anderer Äquivalenzskalen ergeben zwar ein unterschiedliches Niveau des Durchschnittseinkommens, das Verlaufsbild über die Zeit hinweg ändert sich durch die Wahl der Skala jedoch nur wenig – ebenso wenig wie die Resultate bezüglich der Einkommensverteilung.

Die Analyse der personellen Einkommensverteilung (im Zeitverlauf) erfolgt anhand verschiedener Konzentrations- beziehungsweise Ungleichheitsmaße, wie dem Gini-Koeffizienten und den beiden Theil-Koeffizienten. Der Gini-Koeffizient basiert auf dem Konzept der Lorenzkurve, die jedem Anteil von Einkommensbeziehern, die zuvor nach ihrer Einkommenshöhe geordnet wurden, den auf ihn entfallenden Anteil am Gesamteinkommen zuordnet. Der Gini-Koeffizient wird aus der Fläche zwischen der Lorenzkurve und der sich bei vollständiger Gleichverteilung ergebenden Geraden ermittelt und reagiert besonders sensitiv auf Veränderungen im mittleren Bereich der Verteilung. Er ist auf Werte zwischen null und eins normiert, wobei null eine vollkommene Gleichverteilung der Einkommen bedeutet und eins die größtmögliche Ungleichverteilung anzeigt. Der Theil 0-Koeffizient berechnet sich aus der durchschnittlichen Abweichung der logarithmierten Einkommen von dem logarithmierten Mittelwert und reagiert sensitiv auf Veränderungen im unteren Einkommensbereich. Der Theil 1-Koeffizient gewichtet die logarithmierten Abweichungen zusätzlich mit dem Einkommensanteil und ist weniger sensitiv gegenüber Veränderungen im unteren Einkommensbereich. Beide Koeffizienten sind bei Gleichverteilung ebenfalls auf null normiert, allerdings sind sie nach oben nicht auf eins beschränkt. Zusätzlich zu den genannten Verteilungsmaßen werden verschiedene Dezilanteile und Dezilverhältnisse⁴⁾ für die äquivalenzgewichteten Nettoeinkommen berücksichtigt.

³⁾ Insgesamt ist ein deutlicher Trend zur Verwendung der revidierten OECD-Skala als Äquivalenzgewichtung bei Einkommensverteilungsanalysen zu beobachten, dem hier aus Gründen der Harmonisierung beziehungsweise wegen einer besseren Vergleichbarkeit mit Ergebnissen ähnlicher Untersuchungen gefolgt wird.

⁴⁾ Das so genannte 90/10-Dezilverhältnis drückt beispielsweise aus, um welches Vielfache die Einkommensschwelle des neunten Dezils über der des ersten Dezils liegt. Die Einkommensschwelle des ersten (neunten) Dezils ist dabei als der kleinste Einkommenswert definiert, der von 10 vH (90 vH) der Bevölkerung nicht überschritten wird.

Aufgrund der Verwendung einer neuen Äquivalenzskala sowie einer veränderten und verbesserten Imputation, das heißt einer verbesserten Methode beim Ersetzen fehlender Werte, sind die Ergebnisse der vorliegenden Untersuchung nicht unmittelbar mit den Auswertungen im Jahresgutachten 2002 vergleichbar.

Ergebnisse für die Einkommensverteilung

847. Ein zeitpunktbezogener Vergleich des Gini-Koeffizienten sowie der beiden Theil-Koeffizienten für die Markteinkommen mit denen für die Nettoeinkommen im Zeitraum der Jahre 1991 bis 2002 lässt erkennen, dass staatliche Umverteilungsaktivitäten die Ungleichverteilung der Einkommen stark verminderten (Tabelle 118). Beispielsweise ging der Gini-Koeffizient im Jahr 2002 beim Übergang vom Markteinkommen zum Nettoeinkommen für das gesamte Bundesgebiet um etwa 39 vH zurück. Zu berücksichtigen ist dabei, dass für die auffallend geringere Ungleichverteilung der Nettoeinkommen sowohl die Besteuerung der Markteinkommen als auch die an Haushalte mit fehlendem Arbeitseinkommen fließenden Transferleistungen verantwortlich waren. Staatliche Tätigkeiten verringerten die Konzentration der Einkommen in den neuen Bundesländern zu allen Zeitpunkten stärker als im früheren Bundesgebiet; dies zeigt ein Vergleich der relativen Veränderungen aller betrachteten Verteilungsmaße. Im Jahr 2002 ging beispielsweise der Gini-Koeffizient im früheren Bundesgebiet von einem Wert von 0,45 auf 0,28 zurück, während er sich für die neuen Bundesländer sogar um mehr als die Hälfte von einem Wert von 0,51 auf 0,24 reduzierte. Ein Erklärungsgrund dafür dürfte in der deutlich höheren relativen Arbeitslosigkeit und dem damit verbundenen Bezug von Transferleistungen in den neuen Bundesländern liegen.

Im Zeitraum der Jahre 1991 bis 2002 nahm die Ungleichverteilung der Markteinkommen in den neuen Bundesländern deutlich stärker zu als im früheren Bundesgebiet. So stieg beispielsweise der Gini-Koeffizient für das frühere Bundesgebiet im genannten Zeitraum um etwa 10 vH, während er sich für die neuen Bundesländer um rund 40 vH erhöhte. In Ostdeutschland war dabei zwischen den Jahren 2000 und 2002 ein kräftiger Anstieg der Konzentration der Markteinkommen zu erkennen, während die Ungleichverteilung in Westdeutschland am aktuellen Rand nur geringfügig zunahm. Mitverantwortlich für diese Entwicklung ist die Tatsache, dass die Arbeitslosigkeit im Zeitraum der Jahre 2000 bis 2002 in den neuen Bundesländern gestiegen ist (von 17,1 vH auf 17,7 vH), im früheren Bundesgebiet dagegen unverändert blieb (bei 7,6 vH). Zudem ist in beiden Gebietsständen am aktuellen Rand eine kräftige Zunahme der Einkommen der einkommensstärksten Haushalte erkennbar, die sich im früheren Bundesgebiet vor allem aus gestiegenen Kapitaleinkommen, in den neuen Bundesländern dagegen hauptsächlich aus gestiegenen Arbeitseinkommen ergab.

Für die Nettoeinkommen war sowohl für das frühere Bundesgebiet als auch für die neuen Bundesländer eine

Einkommensverteilung auf Basis des SOEP ¹⁾

Jahr	Markteinkommen ²⁾			Nettoeinkommen		
	früheres Bundesgebiet	neue Bundesländer	Deutschland	früheres Bundesgebiet	neue Bundesländer	Deutschland
Gini-Koeffizient						
1988	0,4103	-	-	0,2562	-	-
1991	0,4045	0,3624	0,4153	0,2603	0,2015	0,2707
1994	0,4326	0,4287	0,4362	0,2818	0,2202	0,2757
1997 ³⁾	0,4403	0,4520	0,4455	0,2714	0,2172	0,2647
2000 ³⁾	0,4384	0,4688	0,4474	0,2733	0,2169	0,2677
2002 ³⁾	0,4464	0,5066	0,4595	0,2848	0,2420	0,2814
Theil 0-Koeffizient						
1988	0,5967	-	-	0,1200	-	-
1991	0,5538	0,4318	0,5518	0,1289	0,0685	0,1331
1994	0,6387	0,6451	0,6470	0,1552	0,0888	0,1458
1997 ³⁾	0,6645	0,6771	0,6731	0,1392	0,0865	0,1312
2000 ³⁾	0,6455	0,7451	0,6720	0,1390	0,0812	0,1312
2002 ³⁾	0,6803	0,9304	0,7335	0,1449	0,1052	0,1406
Theil 1-Koeffizient						
1988	0,3117	-	-	0,1203	-	-
1991	0,2987	0,2370	0,3099	0,1201	0,0674	0,1275
1994	0,3378	0,3259	0,3425	0,1438	0,0858	0,1378
1997 ³⁾	0,3461	0,3578	0,3537	0,1308	0,0817	0,1245
2000 ³⁾	0,3378	0,3825	0,3515	0,1301	0,0790	0,1249
2002 ³⁾	0,3446	0,4488	0,3661	0,1376	0,1010	0,1347
Nachrichtlich: Durchschnittliches äquivalenzgewichtetes Einkommen pro Monat (real) ⁴⁾						
1988	1 802	-	-	1 387	-	-
1991	1 912	1 310	1 794	1 476	1 092	1 401
1994	1 906	1 422	1 809	1 465	1 185	1 409
1997 ³⁾	1 922	1 429	1 828	1 459	1 241	1 417
2000 ³⁾	2 008	1 423	1 901	1 568	1 286	1 516
2002 ³⁾	2 032	1 439	1 926	1 612	1 319	1 559
Nachrichtlich: Fallzahlen						
1988	12 584	-	-	12 584	-	-
1991	12 429	5 403	17 832	12 429	5 403	17 832
1994	11 847	4 864	16 711	11 847	4 864	16 711
1997 ³⁾	12 311	4 510	16 821	12 311	4 510	16 821
2000 ³⁾	22 387	6 758	29 145	22 387	6 758	29 145
2002 ³⁾	20 325	6 288	26 613	20 325	6 288	26 613

1) Äquivalenzgewichtet mit der modifizierten OECD-Skala. - 2) Einschließlich Arbeitgeberbeiträge zur Sozialversicherung und privaten Renten, vor Übertragungen vom Staat (zum Beispiel Renten) und an den Staat (zum Beispiel direkte Steuern). - 3) Für 1997 mit Berücksichtigung der Zuwandererstichprobe D; für 2000 mit Ergänzungsstichprobe E; für 2002 mit Auffrischungsstichprobe F. - 4) Durchschnittliches nominales äquivalenzgewichtetes Einkommen pro Monat deflationiert mit dem jeweiligen Verbraucherpreisindex (2000 = 100).

Quelle: SOEP nach Berechnungen des DIW

Zunahme der Konzentration im Zeitverlauf zu verzeichnen. So stiegen die beiden Theil-Koeffizienten im Zeitraum der Jahre 1991 bis 2002 für Westdeutschland um gut 10 vH und in Ostdeutschland sogar um etwa 50 vH. Diese Entwicklung gilt auch für den aktuellen Rand, wo insbesondere in den neuen Bundesländern, entsprechend den Ergebnissen für die Markteinkommen, ein deutlicher Anstieg der Konzentration der Nettoeinkommen zu erkennen war. Ein Erklärungsgrund für die zunehmende Ungleichverteilung im Zeitraum der Jahre 2000 bis 2002 ist die Steuerreform 2000, die ab dem Jahr 2001 unter anderem zu geringeren Durchschnittsteuersätzen bei der Einkommensteuer führte. Von diesen Steuerentlastungen konnten damit die Haushalte im untersten Dezil der Einkommensverteilung aufgrund ihres großen Anteils an Transferempfängern vergleichsweise wenig profitieren.

Die Veränderungen der Disparitäten des Nettoeinkommens im früheren Bundesgebiet und in den neuen Bundesländern spielten sich dabei überwiegend an den Rändern der Verteilung ab. So verringerte sich der Einkommensanteil der einkommensschwächsten 20 vH der Bevölkerung in Westdeutschland von 9,2 vH im Jahr 1991 auf 8,3 vH im Jahr 2002, der Anteil der einkommensstärksten 10 vH erhöhte sich von 20,9 vH im Jahr 1991 auf 22,0 vH im Jahr 2002, und das 90/10-Dezilverhältnis stieg im entsprechenden Zeitraum von einem Wert von 3,13 auf einen Wert von 3,75 (Tabelle 119). In Ostdeutschland verringerte sich der Einkommensanteil der einkommensschwächsten 20 vH der Bevölkerung im Zeitraum der Jahre 1991 bis 2002 sogar

von 11,2 vH auf 9,7 vH, der Anteil der einkommensstärksten 10 vH stieg im entsprechenden Zeitraum deutlich von 18,0 vH auf 20,0 vH, und das 90/10-Dezilverhältnis erhöhte sich im entsprechenden Zeitraum von einem Wert von 2,47 auf einen Wert von 2,90. Insbesondere in den neuen Bundesländern waren in der jüngsten Zeit starke Veränderungen an den Rändern der Nettoeinkommensverteilung zu erkennen, so sank der Anteil der einkommensschwächsten 20 vH am gesamten Nettoeinkommen zwischen den Jahren 2000 und 2002 von 10,6 vH auf 9,7 vH und der Anteil der einkommensstärksten 10 vH stieg von 18,7 vH auf 20,0 vH. Ein Vergleich der Mittelwerte innerhalb der jeweiligen Dezile der Nettoeinkommensverteilung zeigt für diesen Zeitraum einen sehr deutlichen Anstieg des Mittelwerts für das zehnte Dezil um etwa 13 vH und einen leichten Rückgang des Mittelwerts des ersten Dezils um rund 8 vH. Für den Anstieg des Mittelwerts im obersten Einkommensbereich waren vor allem deutlich gestiegene Arbeitseinkommen verantwortlich; der Anstieg der Arbeitslosigkeit in Ostdeutschland zwischen den Jahren 2000 und 2002 ist dagegen ein Erklärungsgrund für den Rückgang des Mittelwerts im untersten Einkommensbereich. Ein Vergleich der durchschnittlichen Einkommen für bestimmte Dezile im Zeitverlauf zeigt, dass der Mittelwert des obersten Dezils in den neuen Bundesländern noch deutlich unter dem entsprechenden Wert für das frühere Bundesgebiet lag, während sich die durchschnittlichen Einkommen in den unteren Dezilen seit Ende der neunziger Jahre weitgehend angeglichen haben. Eine Kompression der Verteilung der Nettoein-

Tabelle 119

Dezilanteile und Dezilverhältnisse für die äquivalenzgewichteten Nettoeinkommen auf Basis des SOEP

	Früheres Bundesgebiet				Neue Bundesländer				Deutschland			
	1991	1997 ¹⁾	2000 ¹⁾	2002 ¹⁾	1991	1997 ¹⁾	2000 ¹⁾	2002 ¹⁾	1991	1997 ¹⁾	2000 ¹⁾	2002 ¹⁾
Dezilanteile (vH) ²⁾												
1. Dezil	3,5	3,2	3,2	3,1	4,7	4,2	4,3	3,8	3,5	3,4	3,3	3,2
2. Dezil	5,7	5,5	5,5	5,2	6,5	6,4	6,3	5,9	5,5	5,7	5,6	5,3
3. Dezil	6,8	6,7	6,7	6,4	7,6	7,5	7,3	7,0	6,5	6,8	6,7	6,4
4. Dezil	7,7	7,6	7,6	7,4	8,3	8,2	8,2	7,9	7,5	7,7	7,6	7,4
5. Dezil	8,6	8,5	8,5	8,4	9,0	9,0	8,9	8,8	8,4	8,5	8,5	8,4
6. Dezil	9,6	9,5	9,6	9,5	9,8	9,7	9,9	9,7	9,5	9,5	9,5	9,5
7. Dezil	10,8	10,7	10,7	10,9	10,7	10,7	10,7	10,8	10,7	10,6	10,7	10,8
8. Dezil	12,1	12,2	12,2	12,5	11,9	11,8	11,9	12,1	12,4	12,1	12,1	12,4
9. Dezil	14,4	14,5	14,5	14,8	13,5	13,4	13,7	13,9	14,6	14,4	14,4	14,7
10. Dezil	20,9	21,6	21,7	22,0	18,0	19,1	18,7	20,0	21,4	21,4	21,5	22,0
Dezilverhältnisse ³⁾												
90 / 10	3,13	3,45	3,43	3,75	2,47	2,68	2,75	2,90	3,36	3,31	3,33	3,66
90 / 50	1,73	1,83	1,79	1,85	1,52	1,58	1,61	1,65	1,82	1,80	1,78	1,85
50 / 10	1,81	1,89	1,91	2,03	1,62	1,70	1,71	1,76	1,85	1,84	1,87	1,97

1) Für 1997 mit Berücksichtigung der Zuwanderer Stichprobe D; für 2000 mit Ergänzungsstichprobe E; für 2002 mit Auffrischungsstichprobe F. -

2) 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. - 3) Das Dezilverhältnis gibt die Relation von der höheren zur niedrigeren Einkommensschwelle an.

Quelle: SOEP nach Berechnungen des DIW

kommen in Ostdeutschland im Vergleich zu Westdeutschland war damit nur im oberen Einkommensbereich feststellbar.

848. Die Interpretation der Resultate für das gesamte Bundesgebiet erfordert die Berücksichtigung zweier gegenläufiger Effekte. Zwar nahm seit Beginn der neunziger Jahre in beiden Gebietsständen die Ungleichverteilung der Markteinkommen und die der Nettoeinkommen zu, was für sich genommen bedeuten würde, dass die Konzentration auch im gesamten Bundesgebiet zugenommen hätte. Bei einer gesamtdeutschen Betrachtung ist jedoch zu berücksichtigen, dass sich die durchschnittlichen Einkommen in den neuen Bundesländern denen Westdeutschlands angenähert haben, was für sich genommen die Ungleichverteilung der Einkommen verringert hat. Die vorliegende Untersuchung zeigt, dass die Ungleichverteilung im Zeitraum der Jahre 1991 bis 2002 sowohl für die Markteinkommen als auch für die Nettoeinkommen im gesamten Bundesgebiet zugenommen hat, denn alle betrachteten Verteilungs-Koeffizienten wiesen im Jahr 2002 höhere Werte auf als im Jahr 1991 und auch das entsprechende 90/10-Dezilverhältnis stieg von 3,36 auf 3,66, so dass hier insgesamt nach einer zwischenzeitlichen Nivellierung der Einkommensungleichheit in Deutschland nun der erste Effekt überwiegt.

Mobilitätsanalyse

849. Entscheidend für die Beurteilung der materiellen Situation privater Haushalte ist nicht nur die aktuelle Einkommensverteilung für die gesamte Bevölkerung und deren historische Entwicklung, sondern auch die Einkommensmobilität, also die Möglichkeit, die eigene Einkommensposition zu verändern. Dies ist insbesondere am unteren Rand der Verteilung von Bedeutung. In der Regel gilt derjenige als einkommensarm, der über weniger als die Hälfte des Medianwerts der äquivalenzgewichteten Nettoeinkommen verfügt.

Eine Analyse der Nettoeinkommensmobilität für alle Privathaushalte im Zeitraum der Jahre 1999 bis 2002 zeigt, dass etwa 39 vH⁵⁾ aller westdeutschen Haushalte, die im Jahr 1999 als arm galten, ihre relative

⁵⁾ Aufgrund teilweise geringer Fallzahlen werden nicht in allen Zellen der Tabelle 120 Werte ausgewiesen; der Wert 39 vH ergibt sich somit einfach als 100 vH minus 61 vH.

Einkommensposition innerhalb von drei Jahren verbessern konnten (Tabelle 120, Seite 572). Für etwa 38 vH aller westdeutschen Privathaushalte, die über mehr als das Doppelte des Medianeinkommens verfügten, verschlechterte sich die relative Einkommensposition im Zeitraum der Jahre 1999 bis 2002. In den neuen Bundesländern war die Einkommensmobilität am unteren Rand der Verteilung deutlich stärker ausgeprägt als im früheren Bundesgebiet; so konnten dort im Zeitraum der Jahre 1999 bis 2002 etwa 62 vH aller als arm geltenden Haushalte ihre relative Einkommensposition verbessern. Von den einkommensstärksten Haushalten in Ostdeutschland mussten dagegen nur rund 21 vH eine Verschlechterung hinnehmen. Während diese Ergebnisse für die einkommensschwächsten Haushalte nahezu mit denen der Analyse im Jahresgutachten 2002 übereinstimmen, unterscheiden sich die Ergebnisse für die einkommensstärksten Haushalte. Hier war insbesondere in Ostdeutschland in der Hinsicht eine Verfestigungstendenz zu beobachten, als dass die Haushalte, die über mehr als das Doppelte des Medianeinkommens verfügten, ihre Einkommensposition in der Regel sichern konnten.

Die Wahrscheinlichkeit einer Verbesserung der relativen Einkommensposition für die als arm geltenden privaten Haushalte mit abhängig Beschäftigten,⁶⁾ war größer als für die entsprechende Einkommensgruppe aller privaten Haushalte (Tabelle 121, Seite 573), denn im Gegensatz zu Haushalten mit (dauerhaften) Sozialhilfeempfängern und Rentnern mit geringen Alterseinkommen ist Armut in Haushalten mit abhängig Beschäftigten ein kurzfristigeres Phänomen. Dies gilt sowohl für Ostdeutschland als auch für Westdeutschland; allerdings waren die Fallzahlen für den Bereich der einkommensschwächsten Haushalte in den neuen Bundesländern zu gering, um eine gesicherte Aussage zu treffen. Die für alle Privathaushalte in Ostdeutschland feststellbare Verfestigungstendenz im Bereich der einkommensstärksten Haushalte wird hier bestätigt. Die Ergebnisse zur Einkommensmobilität sind jedoch insgesamt mit Vorsicht zu interpretieren, da die Fallzahlen am Rand der Verteilung vor allem in den neuen Bundesländern gering sind.

⁶⁾ Diese sind definiert als Haushalte mit mindestens einem abhängig Beschäftigten und ohne Selbständige.

Tabelle 120

**Einkommensmobilität für das Nettoeinkommen 1999 – 2002 nach Einkommensklassen auf Basis des SOEP¹⁾
Alle Privathaushalte**

Relative Einkommensposition im Ausgangsjahr ²⁾ (in vH)	Relative Einkommensposition im Endjahr ²⁾ (in vH)							Anteil im Ausgangsjahr (vH)	Nachrichtlich: Fallzahlen (Haushalte)
	0 bis <50	50 bis <80	80 bis <100	100 bis <120	120 bis <150	150 bis <200	>200		
Früheres Bundesgebiet³⁾									
0 bis < 50	61,0	26,0	(6,2)	(4,8)	/	/	/	10,4	648
50 bis < 80	12,0	53,5	24,1	5,3	3,0	/	/	21,9	2 262
80 bis < 100	4,1	24,7	37,6	16,9	12,8	1,9	/	17,7	2 017
100 bis < 120	(2,4)	10,3	21,1	33,2	24,3	6,7	/	14,1	1 508
120 bis < 150	(0,9)	4,7	8,5	18,8	38,5	23,4	5,2	15,9	1 474
150 bis < 200	/	(3,6)	(3,5)	6,8	21,3	46,3	17,6	12,7	1 127
>200	/	/	/	/	(7,2)	23,9	61,8	7,4	616
Neue Bundesländer³⁾									
0 bis < 50	38,0	(43,9)	/	/	/	-	-	6,6	143
50 bis < 80	10,9	46,5	23,0	12,9	(6,3)	/	-	21,7	717
80 bis < 100	/	19,3	42,7	23,6	9,6	/	/	21,6	807
100 bis < 120	/	(12,2)	19,4	33,2	27,4	6,2	/	16,6	818
120 bis < 150	/	(4,1)	7,3	20,4	45,2	19,2	(2,5)	18,2	645
150 bis < 200	/	/	/	(9,4)	18,3	50,3	14,6	10,7	348
>200	-	/	/	/	/	(13,1)	78,5	4,7	126
Deutschland³⁾									
0 bis < 50	57,8	26,4	7,4	(5,6)	/	/	-	9,6	840
50 bis < 80	12,2	54,8	22,2	6,4	2,3	/	/	22,5	3 007
80 bis < 100	3,1	25,5	41,0	18,6	9,3	1,9	/	17,9	2 992
100 bis < 120	3,2	9,4	21,2	33,7	23,3	6,7	(2,5)	14,7	2 261
120 bis < 150	(0,9)	5,1	8,6	17,9	40,9	22,3	4,3	15,5	1 997
150 bis < 200	/	(3,8)	3,2	5,8	19,5	45,5	21,0	12,4	1 505
>200	/	/	/	(2,3)	6,9	22,6	64,2	7,5	774
Früheres Bundesgebiet; nachrichtlich: 1990 bis 1993									
0 bis < 50	44,5	34,2	11,5	/	/	/	/	8,2	488
50 bis < 80	10,7	55,1	19,5	8,9	3,6	(2,1)	/	23,3	2 628
80 bis < 100	3,7	25,4	37,5	20,0	9,6	3,3	-	18,5	2 127
100 bis < 120	(2,9)	9,5	20,7	33,8	25,7	6,4	-	17,3	1 660
120 bis < 150	(1,9)	5,1	7,8	22,4	34,5	25,8	(2,5)	15,0	1 684
150 bis < 200	/	(1,7)	4,5	10,8	18,9	45,6	17,4	12,0	1 089
>200	/	/	/	(8,6)	(6,6)	18,1	60,2	5,8	467

1) Äquivalenzgewichtet mit der modifizierten OECD-Skala. (...) = zwischen 25 und 50 Fälle; / = weniger als 25 Fälle; - keine Fälle vorhanden. - 2) Bezogen auf den Median. - 3) Für 1999 mit Berücksichtigung der Ergänzungsstichprobe E.

Quelle: SOEP, nach Berechnungen des DIW

**Einkommensmobilität für das Nettoeinkommen 1999 – 2002 nach Einkommensklassen auf Basis des SOEP¹⁾
Privathaushalte mit abhängig Beschäftigten**

Relative Einkommensposition im Ausgangsjahr ²⁾ (in vH)	Relative Einkommensposition im Endjahr ²⁾ (in vH)							Anteil im Ausgangsjahr (vH)	Nachrichtlich: Fallzahlen (Haushalte)
	0 bis <50	50 bis <80	80 bis <100	100 bis <120	120 bis <150	150 bis <200	>200		
Früheres Bundesgebiet³⁾									
0 bis < 50	44,0	39,3	/	/	/	/	-	5,9	265
50 bis < 80	8,4	50,9	31,3	5,9	(3,1)	/	-	21,4	1 514
80 bis < 100	(4,4)	20,8	36,7	20,0	17,3	(0,8)	/	20,0	1 511
100 bis < 120	/	8,0	19,6	37,8	24,7	7,0	/	17,8	1 134
120 bis < 150	/	(3,2)	9,2	17,7	42,0	23,6	(3,7)	16,3	1 037
150 bis < 200	/	(3,9)	/	(5,9)	19,9	50,4	16,4	12,6	753
>200	/	/	/	/	/	28,1	56,5	6,2	266
Neue Bundesländer³⁾									
0 bis < 50	/	/	/	/	/	-	-	4,5	46
50 bis < 80	/	44,0	32,0	(15,8)	/	/	-	18,6	367
80 bis < 100	/	17,4	41,7	24,6	10,9	/	/	23,4	542
100 bis < 120	/	(11,5)	17,0	32,8	32,4	(4,7)	/	24,0	564
120 bis < 150	/	/	(7,7)	18,9	44,5	23,2	/	18,1	481
150 bis < 200	-	/	/	/	(22,7)	53,2	(11,0)	8,8	240
>200	-	-	/	-	/	/	(86,5)	2,5	52
Deutschland³⁾									
0 bis < 50	40,9	36,4	(10,0)	(7,9)	/	/	-	5,5	330
50 bis < 80	6,6	54,2	30,0	6,4	(2,2)	/	/	20,5	1 869
80 bis < 100	(3,2)	23,6	36,9	22,6	11,8	(1,8)	/	21,1	2 195
100 bis < 120	(2,3)	8,1	18,9	35,7	26,7	7,4	/	18,9	1 659
120 bis < 150	/	(3,2)	9,6	18,1	42,8	22,2	(3,2)	16,2	1 454
150 bis < 200	/	(3,9)	(3,0)	3,4	18,3	50,4	20,8	11,7	986
>200	/	/	/	/	(7,4)	26,7	61,2	6,2	361
Früheres Bundesgebiet; nachrichtlich: 1990 bis 1993									
0 bis < 50	(23,6)	45,9	(15,3)	/	/	/	-	3,7	204
50 bis < 80	6,7	52,4	23,1	11,5	4,6	/	-	22,6	1 968
80 bis < 100	3,5	21,9	38,4	23,1	10,7	(2,3)	/	22,1	1 670
100 bis < 120	/	7,9	20,8	35,1	27,9	6,4	/	18,7	1 275
120 bis < 150	/	4,3	8,4	22,6	35,8	25,7	(2,2)	18,0	1 287
150 bis < 200	/	/	(2,6)	8,3	18,9	52,0	16,8	10,7	765
>200	/	/	/	/	/	(14,2)	62,0	4,2	234

1) Äquivalenzgewichtet mit der modifizierten OECD-Skala. (...) = zwischen 25 und 50 Fälle; / = weniger als 25 Fälle; - keine Fälle vorhanden. - 2) Bezogen auf den Median. - 3) Für 1999 mit Berücksichtigung der Ergänzungsstichprobe E.

Quelle: SOEP, nach Berechnungen des DIW