

# WIRTSCHAFT UND STATISTIK

• Unternehmensbelastung durch Bundesstatistiken • Produktions- und Produktivitätsindizes • Ladenöffnungszeiten • Gastgewerbe • Inlandstourismus • Eisenbahnverkehr • Binnenschifffahrt • Gesundheitsausgaben und -personal • Umsatzsteuer • Hedonische Preismessung bei Gebrauchtwagen • Zinsprognose anhand der Zinsstruktur

**6/2003**

Herausgeber: Statistisches Bundesamt, Wiesbaden

Schriftleitung: Johann Hahlen  
Präsident des Statistischen Bundesamtes  
Verantwortlich für den Inhalt:  
Brigitte Reimann,  
65180 Wiesbaden

- Telefon: 06 11/75 20 86
- E-Mail: [wirtschaft-und-statistik@destatis.de](mailto:wirtschaft-und-statistik@destatis.de)

Vertriebspartner: SFG – Servicecenter Fachverlage GmbH  
Postfach 43 43  
72774 Reutlingen  
Telefon: 0 70 71/93 53 50  
Telefax: 0 70 71/93 53 35  
Internet: [www.s-f-g.com](http://www.s-f-g.com)  
E-Mail: [destatis@s-f-g.com](mailto:destatis@s-f-g.com)

Druck: Kern & Birner, Frankfurt am Main

Erscheinungsfolge: monatlich

Erschienen im Juli 2003

Einzelpreis: EUR 11,15 [D]

Jahresbezugspreis: EUR 115,- [D]

zuzüglich Versandkosten

Bestellnummer: 1010200-03106 – ISSN 0043-6143

Die Kündigung des Abonnements ist nur zum Jahresende unter Einhaltung einer vierteljährlichen Kündigungsfrist möglich.



Allgemeine Informationen über das Statistische Bundesamt und sein Datenangebot erhalten Sie:

- im Internet: [www.destatis.de](http://www.destatis.de)

oder bei unserem Informationsservice  
65180 Wiesbaden

- Telefon: 06 11/75 24 05
- Telefax: 06 11/75 33 30
- E-Mail: [info@destatis.de](mailto:info@destatis.de)

#### Abkürzungen

WiSta = Wirtschaft und Statistik  
MD = Monatsdurchschnitt  
VjD = Vierteljahresdurchschnitt  
HjD = Halbjahresdurchschnitt  
JD = Jahresdurchschnitt  
D = Durchschnitt (bei nicht addierfähigen Größen)  
Vj = Vierteljahr  
Hj = Halbjahr  
a. n. g. = anderweitig nicht genannt  
o. a. S. = ohne ausgeprägten Schwerpunkt  
St = Stück  
Mill. = Million  
Mrd. = Milliarde

#### Zeichenerklärung

p = vorläufige Zahl  
r = berichtigte Zahl  
s = geschätzte Zahl  
– = nichts vorhanden  
0 = weniger als die Hälfte von 1 in der letzten besetzten Stelle, jedoch mehr als nichts  
. = Zahlenwert unbekannt oder geheim zu halten  
... = Angabe fällt später an  
X = Tabellenfach gesperrt, weil Aussage nicht sinnvoll  
| oder — = grundsätzliche Änderung innerhalb einer Reihe, die den zeitlichen Vergleich beeinträchtigt  
/ = keine Angaben, da Zahlenwert nicht sicher genug  
( ) = Aussagewert eingeschränkt, da der Zahlenwert statistisch relativ unsicher ist

Abweichungen in den Summen ergeben sich durch Runden der Zahlen.

© Statistisches Bundesamt, Wiesbaden 2003

Für nichtgewerbliche Zwecke sind Vervielfältigung und unentgeltliche Verbreitung, auch auszugsweise, mit Quellenangabe gestattet. Die Verbreitung, auch auszugsweise, über elektronische Systeme/Datenträger bedarf der vorherigen Zustimmung. Alle übrigen Rechte bleiben vorbehalten.

<b>Inhalt</b>		<b>Seite</b>
	Kurznachrichten	455
<b>Textteil</b>		
<i>Tanja Götzke, Roland Sturm</i>	Unternehmensbelastung durch Bundesstatistiken – erste Ergebnisse für Handel, Verarbeitendes Gewerbe und Baugewerbe	467
<i>Dr. Christiane Bald-Herbel</i>	Umstellung der Produktions- und Produktivitätsindizes im Produzierenden Gewerbe auf Basis 2000 = 100	479
<i>Iris Fischer</i>	Verlängerung der Ladenöffnungszeiten	486
<i>Jörg Decker</i>	Entwicklung im Gastgewerbe im Jahr 2002	489
<i>Ulrich Spörel</i>	Inlandstourismus 2002: Rückgänge bei Gästen und Übernachtungen	496
<i>Roland Fischer</i>	Eisenbahnverkehr 2002	506
<i>Uwe Reim</i>	Unternehmen der Binnenschifffahrt 2001	511
<i>Julia Weinmann, Natalie Zifonun</i>	Gesundheitsausgaben und Gesundheitspersonal 2001	519
<i>Christopher Gräß</i>	Umsätze und ihre Besteuerung 2001	531
<i>Dr. Stefan Linz,</i> <i>Verena Dexheimer, Alfons Kathe</i>	Hedonische Preismessung bei Gebrauchtwagen	538
<i>Gudrun Eckert</i>	Preise im Mai 2003	543
<i>Christian Pigorsch</i>	Zinsprognose anhand der Zinsstruktur	548
	Übersicht über die im laufenden Jahr erschienenen Textbeiträge	565
<b>Tabellenteil</b>		
	Inhalt	1*
	Statistische Monatszahlen	2*

Für die Zeit vor dem 1. Januar 2002 ermittelte DM-Beträge wurden zum amtlich festgelegten Umrechnungskurs 1 Euro = 1,95583 DM in Euro umgerechnet. Aufgrund der kaufmännischen Rundung kann es bei der Summenbildung zu geringfügigen Abweichungen kommen. Auch vor dem 1. Januar 2002 aus DM-Werten errechnete Zuwachsraten und Anteile können aus diesem Grund geringfügig von den in Euro dargestellten Werten abweichen.

Angaben für die Bundesrepublik Deutschland nach dem Gebietsstand seit dem 3. 10. 1990. Die Angaben für das „frühere Bundesgebiet“ beziehen sich auf die Bundesrepublik Deutschland nach dem Gebietsstand bis zum 3. 10. 1990; sie schließen Berlin-West ein. Die Angaben für die „neuen Länder und Berlin-Ost“ beziehen sich auf die Länder Brandenburg, Mecklenburg-Vorpommern, Sachsen, Sachsen-Anhalt, Thüringen sowie auf Berlin-Ost.

<b>Contents</b>		<b>Page</b>
	News in brief	455
<b>Texts</b>		
<i>Tanja Götzke, Roland Sturm</i>	Burdens placed on businesses by federal statistics – first results for distributive trade, manufacturing and the construction industry	467
<i>Dr. Christiane Bald-Herbel</i>	Rebasing production and productivity indices in production industries to base 2000 = 100	479
<i>Iris Fischer</i>	Extension of shop hours	486
<i>Jörg Decker</i>	Development of the hotel and restaurant industry in 2002	489
<i>Ulrich Spörel</i>	Internal tourism, 2002: Decline in visitors and overnights	496
<i>Roland Fischer</i>	Railway transport, 2002	506
<i>Uwe Reim</i>	Enterprises engaged in inland water transport, 2001	511
<i>Julia Weinmann, Natalie Zifonun</i>	Health expenditure and health personnel, 2001	519
<i>Christopher Gräb</i>	Turnover and its taxation, 2001	531
<i>Dr. Stefan Linz,</i> <i>Verena Dexheimer, Alfons Kathe</i>	Hedonic price measurement for second-hand cars	538
<i>Gudrun Eckert</i>	Prices in May 2003	543
<i>Christian Pigorsch</i>	Interest forecast based on the interest structure	548
	List of the contributions published in the current year	565
<b>Tables</b>		
	Summary	1*
	Monthly statistical figures	2*
<b>Table des matières</b>		<b>Page</b>
	Informations sommaires	455
<b>Textes</b>		
<i>Tanja Götzke, Roland Sturm</i>	Charge de réponse pour les entreprises due aux statistiques fédérales – premiers résultats pour le commerce, l'industrie manufacturière et le bâtiment	467
<i>Dr. Christiane Bald-Herbel</i>	Rajustement des indices de la production et de la productivité des industries productrices sur la base de 2000 = 100	479
<i>Iris Fischer</i>	Prolongation des heures d'ouverture des magasins	486
<i>Jörg Decker</i>	Evolution dans l'hôtellerie et les restaurants en 2002	489
<i>Ulrich Spörel</i>	Tourisme intérieur, 2002 : diminution des touristes et nuitées	496
<i>Roland Fischer</i>	Trafic ferroviaire, 2002	506
<i>Uwe Reim</i>	Entreprises de la navigation intérieure en 2001	511
<i>Julia Weinmann, Natalie Zifonun</i>	Dépenses pour la santé et personnel sanitaire, 2001	519
<i>Christopher Gräb</i>	Chiffre d'affaires et son imposition, 2001	531
<i>Dr. Stefan Linz,</i> <i>Verena Dexheimer, Alfons Kathe</i>	Evaluation hédonique des prix de voitures d'occasion	538
<i>Gudrun Eckert</i>	Prix en mai 2003	543
<i>Christian Pigorsch</i>	Pronostic concernant les intérêts sur la base de leur structure	548
	Liste des contributions publiées dans l'année en cours	565
<b>Tableaux</b>		
	Résumé	1*
	Chiffres statistiques mensuels	2*

The data for the Federal Republic of Germany relate to its territory since 3 October 1990. The data for the "former territory of the Federal Republic" relate to the territory of the Federal Republic of Germany before 3 October 1990; they include Berlin-West. The data for the "new Länder and Berlin-East" relate to the Länder of Brandenburg, Mecklenburg-Western Pomerania, Saxony, Saxony-Anhalt, Thuringia as well as to Berlin-East.

Données pour la République fédérale d'Allemagne selon le territoire depuis le 3 octobre 1990. Les données pour «l'ancien territoire fédéral» se réfèrent à la République fédérale d'Allemagne, territoire jusqu'au 3 octobre 1990; Berlin-Ouest y est inclus. Les données pour les «nouveaux Länder et Berlin-Est» se réfèrent aux Länder Brandebourg, Mecklembourg-Poméranie occidentale, Saxe, Saxe-Anhalt, Thuringe ainsi qu'à Berlin-Est.

# Kurznachrichten

## In eigener Sache

### Statistischer Beirat empfiehlt Novellierung des Bundesstatistikgesetzes

Der Statistische Beirat – das vom Bundesstatistikgesetz eingerichtete Beratungsgremium der Nutzer und Befragten der Bundesstatistik – hat auf seiner 50. Tagung am 17. Juni 2003 in Wiesbaden die Bundesregierung gebeten, das deutsche Statistikrecht – insbesondere das Bundesstatistikgesetz – in der 15. Wahlperiode zu überarbeiten.

Anders als in den meisten anderen Ländern müssen in Deutschland fast alle Statistiken und ihre jeweiligen Erhebungsinhalte per Einzelgesetz geregelt werden. Dies ist eine der Hauptursachen für die Starrheit des statistischen Systems. Deshalb ist der amtlichen Statistik ein zeitnahes Reagieren auf kurz- und mittelfristige Veränderungen kaum möglich. Das statistische System muss in die Lage versetzt werden, flexibler auf die sich wandelnden Informationsanforderungen unserer Zeit zu reagieren. Gleichzeitig sollen die Statistikbelastungen für die Unternehmen reduziert und die Statistikproduktion effizienter gestaltet werden.

Der Statistische Beirat empfiehlt die Einführung einer mehrjährigen Programmplanung, die er zu Beginn einer jeden Wahlperiode erarbeitet und welche die Bundesregierung den für die Bundesgesetzgebung zuständigen Organen zur Kenntnis gibt. Ziel dieser Programmplanung ist, den künftigen statistischen Informationsbedarf unter Berücksichtigung der erforderlichen Ressourcen und der Belastungen für die Befragten festzulegen. Des Weiteren werden Geset-

zesänderungen empfohlen, die notwendig sind, damit die amtliche Statistik auf neue Datenbedarfe zeitnah reagieren kann. Mit seinen Empfehlungen bezweckt der Statistische Beirat, dass statistische Erhebungen entsprechend den Informationserfordernissen geändert werden können, ohne dass dafür – wie bisher – zeitaufwändige Gesetzgebungsverfahren eingeleitet werden müssen. Die Empfehlungen enthalten auch Vorschläge für konkrete Gesetzesänderungen, die der amtlichen Statistik eine intensive Nutzung von Verwaltungsdaten für statistische Zwecke ermöglichen, sodass Unternehmen von Meldepflichten befreit werden können.

## Aus aller Welt

### 54. ISI Weltkongress in Berlin

Der aktuelle Stand der Anmeldungen zum 54. Weltkongress des Internationalen Statistischen Instituts (ISI), der vom 13. bis 20. August 2003 in Berlin im Internationalen Congress Centrum (ICC) stattfindet, erfreut die Veranstalter und das Organisationsteam: Die bisher über 2 000 registrierten Anmeldungen aus aller Welt erfüllen zu diesem Zeitpunkt alle Erwartungen. Die Liste der Herkunftsländer der Statistiker und Statistikerinnen reicht von A wie Albanien bis Z wie Zimbabwe und dokumentiert die ungebrochene, mehr als hundertjährige Tradition, sich alle zwei Jahre zu einem internationalen wissenschaftlichen Austausch zu treffen, methodische Fragen zu diskutieren und neue Ergebnisse aus den vielfältigen Anwendungsgebieten der Statistik zu präsentieren.

Das bereits feststehende Programm der Invited paper meetings gibt einen beeindruckenden Überblick über diese Vielfalt: spezielle Fragestellungen aus Lehre, Forschung und der Ausbildung von statistischen Lehrkräften werden ebenso behandelt wie die Anforderungen an statistische Methoden und Verfahren in administrativen und wirtschaftlichen Bereichen. Statistik unter verschiedenen politischen Systemen, im Zeitalter der Informationstechnologie, in den Umweltwissenschaften, im Rechtswesen, im Gesundheitsbereich oder für die Finanz- und Wirtschaftsmärkte – wer am Kongress teilnimmt, dem wird ein attraktives Programm offeriert. Zusätzlich liegen mehr als 1 000 eingereichte Contributed papers der Kongressteilnehmer und -teilnehmerinnen vor, die derzeit thematisch geordnet und zusammengestellt werden. Beiträge können jetzt nicht mehr eingereicht werden, es besteht aber nach wie vor die Möglichkeit, sich zum ISI-Kongress anzumelden. Die kongressbegleitende Ausstellung mit dem thematischen Schwerpunkt „Statistik, Information, Netzwerke“ erweitert zusätzlich das Informationsangebot: Neben den offiziellen Sponsoren der ISI 2003 präsentieren etwa 35 internationale Aussteller aus Wirtschaft und Verwaltung ihre statistikbezogenen Produkte, darunter viele Verlage und Softwarehersteller, nationale und internationale statistische Ämter, Forschungsinstitute und statistische Vereinigungen.

Die bisherige Resonanz, das fachliche und wissenschaftliche Angebot, aber auch das ansprechende Rahmenprogramm mit den Abendveranstaltungen und nicht zuletzt die Stadt Berlin und ihre Umgebung werden den Kongress sicherlich zu einem besonderen Ereignis in der Welt der Statistik werden lassen.

Umfassende Informationen zu dem Kongress erhalten Sie unter <http://www.isi-2003.de>. Hier besteht auch nach wie vor die Möglichkeit, sich online zu dem Kongress anzumelden.

### Besuch des mongolischen Amtseleiters im Statistischen Bundesamt

Vom 12. bis 16. Mai 2003 besuchte der Leiter des mongolischen Amtes für Statistik, Herr Pandii Byambatseren, in Begleitung zweier leitender Mitarbeiter das Statistische Bundesamt in Wiesbaden, um sich dort über die Organisation eines Statistikamtes und den Einsatz neuer Führungs- und Steuerungsinstrumente zu informieren. Finanziert wurde dieser Studienaufenthalt mit dem Thema „Strategische Programmplanung und Management“ aus einer zweckgebundenen Beihilfe der Europäischen Union (EU).

Der Aufbau der mongolischen amtlichen Statistik wird seit mehreren Jahren im Rahmen des Tacis-Programms der EU gefördert (Tacis=Technical Assistance for the Commonwealth of Independent States). Konzentrierten sich die Fördermaßnahmen bisher auf einzelne Statistikbereiche wie zum Beispiel den Außenhandel, so soll in Zukunft ein größeres Gewicht auf dem Aufbau der statistischen Infrastruktur und der Kapazitäten des mit etwa 250 Mitarbeiterinnen und Mitarbeitern verhältnismäßig kleinen mongolischen Statistiksystems (zentrales Statistikamt und Regionalämter)

liegen, das vor großen Herausforderungen als Informationslieferant für Regierung und Gesellschaft steht.

Das regional organisierte mongolische Statistiksystem hat im Zuge des Systemwechsels – die Mongolei gehörte früher politisch zu den sozialistischen Ländern und lehnte sich eng an die ehemalige Sowjetunion an – u. a. den Umstieg von der mengenbasierten zur preisbasierten Wirtschaftsstatistik und von Großzählungen zu Stichprobenerhebungen zu bewältigen. Erhebungen zu sozialen und entwicklungsrelevanten Sachverhalten, die in der Regel als Stichproben durchgeführt werden, haben gegenüber früher ebenfalls an Bedeutung gewonnen. Gleichzeitig hat das mongolische Amt bei der Datenerhebung und -veröffentlichung erhebliche technische Fortschritte erzielt. Diese Aufgaben stellen für das an Ressourcen arme mongolische Statistikamt eine Herausforderung dar, die nur durch Effizienzgewinne bei der Aufbau- und Ablauforganisation bewältigt werden kann. Das Statistische Bundesamt wird hierzu im Rahmen seiner Möglichkeiten einen Beitrag leisten.

Nach einführenden Veranstaltungen zum deutschen Statistiksystem und zu neuen Führungs- und Steuerungsinstrumenten, die im Statistischen Bundesamt angewandt werden, wurden während des Besuchs vertiefende Veranstaltungen durchgeführt, wobei unter anderem die statistische Programmplanung, die Prozessanalysen und die Personalentwicklungspolitik im Statistischen Bundesamt vorgestellt wurden. Erläuterungen der Presse- und Veröffentlichungspraxis des Statistischen Bundesamtes und ein Besuch im Rechenzentrum der Behörde rundeten das Programm ab. Während der einwöchigen Veranstaltung wurden überdies Vorarbeiten für eine von mongolischer Seite angelegte bilaterale Kooperationsvereinbarung geleistet.

Für die künftige Zusammenarbeit ist wissenswert, dass die Mongolei ein von buddhistischer Tradition und nomadischer Kultur geprägtes Land ist, in dem deutsche Fachleute seit jeher einen guten Ruf genießen. In dem zwischen der Russischen Föderation und China gelegenen zentralasiatischen Land lebten 2001 laut Statistischem Jahrbuch der Mongolei nur 2,4 Mill. Menschen auf einer Fläche von 1,6 Mill. km<sup>2</sup>, was einer Bevölkerungsdichte von nur 2 Personen je km<sup>2</sup> entspricht (Bevölkerungsdichte in Deutschland: rund 230 Einwohner je km<sup>2</sup>).

## Aus Europa

### European Conference on Quality and Methodology in Official Statistics

Vom 24. bis 26. Mai 2004 veranstaltet das Statistische Bundesamt im Kurfürstlichen Schloss zu Mainz die European Conference on Quality and Methodology in Official Statistics (Q2004). Die mit Unterstützung des Statistischen Amtes der Europäischen Gemeinschaften (Eurostat) durchgeführte Veranstaltung bildet den Auftakt zu einer Reihe zweijährlicher Europäischer Konferenzen über Fragen der Qualität und der Methoden der amtlichen Statistik. Ziel ist es, ein regelmäßi-

ges internationales Forum für methodische Fragen und neue Entwicklungen der amtlichen Statistik Europas zu schaffen. Die Veranstaltung baut auf den positiven Erfahrungen der International Conference on Quality in Official Statistics (Q2001) auf, die 2001 in Stockholm stattgefunden hat.

Zu Q2004 werden etwa 400 Teilnehmerinnen und Teilnehmer vorwiegend aus Europa und Nordamerika erwartet. Die Themen der Veranstaltung umfassen alle qualitätsbezogenen Fragen der amtlichen Statistik. Abgedeckt werden neben den Prozessen der Erstellung amtlicher Statistiken auch Fragen der Messung der Qualität von Statistik sowie des Qualitätsmanagements. Am ersten Tag der Veranstaltung stehen zudem insgesamt vier halbtägige Seminare und ein ganztägiges Seminar zu wichtigen qualitätsbezogenen Fragen auf dem Programm. Konferenzsprache ist Englisch.

Inhaltlich wird die Konferenz von einem Programmkomitee vorbereitet, das sich aus Vertretern von insgesamt sieben nationalen statistischen Ämtern, Eurostat und zwei Vertretern der Wissenschaft zusammensetzt. Der Vorsitz liegt gemeinsam bei Eurostat und dem Statistischen Bundesamt. Im Rahmen der Konferenz werden zudem die Ergebnisse des europäischen Projektes DACSEIS (Data Quality in Complex Surveys within the New European Information Society) vorgestellt.

Frist für die Einreichung von Konferenzbeiträgen ist der 30. November 2003. Nähere Informationen zur Konferenz und der Call for Papers sind im Internet unter <http://q2004.destatis.de> verfügbar oder über die Vorsitzenden des Programmkomitees, Werner Grünewald (Tel. +352/4301/33280; [werner.grunewald@cec.eu.int](mailto:werner.grunewald@cec.eu.int)) und Thomas Körner (Tel. +49/(0)611/754413; [thomas.koerner@destatis.de](mailto:thomas.koerner@destatis.de)) erhältlich.

## Deutschlands Beitrag zum Haushalt der EU 2003

Die Bundesrepublik Deutschland wird im Jahr 2003 voraussichtlich 22,3 Mrd. Euro an die Europäische Union (EU) überweisen. Damit finanziert Deutschland 22,7% der gesamten für 2003 geplanten Ausgaben der EU. Da voraussichtlich 7,6 Mrd. Euro von der EU nach Deutschland zurückfließen, verbleibt rechnerisch eine Nettoszahlungsposition von 14,7 Mrd. Euro.

Im Vergleich zu den übrigen Mitgliedstaaten der EU ist Deutschland der größte Nettozahler. Nach den zuletzt für das Jahr 2000 für alle EU-Länder vorliegenden Daten hat Deutschland netto fast doppelt so viel an die EU gezahlt wie der zweitgrößte Nettozahler, das Vereinigte Königreich Großbritannien und Nordirland. Misst man die Nettoleistung an der Einwohnerzahl jedes Landes, so liegt Luxemburg mit 247 Euro je Einwohner an der Spitze, gefolgt von den Niederlanden mit 209 Euro und Schweden mit 165 Euro je Einwohner. Deutschland liegt mit 143 Euro je Einwohner auf Platz vier.

Weitere Auskünfte erteilt  
Otto Dietz, Telefon 06 11/75 41 82,  
E-Mail: [staatliche-haushalte@destatis.de](mailto:staatliche-haushalte@destatis.de).

## 49. Sitzung des Ausschusses für das Statistische Programm/38. EWR-Konferenz

Unter Beteiligung der Leiter der Statistischen Zentralämter der Europäischen Union (EU) und unter Teilnahme der EU-Beitrittskandidaten als Beobachter fand am 15. Mai 2003 die 49. Sitzung des Ausschusses für das Statistische Programm (ASP)/38. EWR-Konferenz in Luxemburg statt.

Dem Ausschuss wurden vier Entwürfe von Durchführungsverordnungen der Kommission vorgelegt, die die Verordnung des Rates über die strukturelle Unternehmensstatistik um Umweltvariablen und um Anhänge zur Erfassung von Kreditinstituten und Pensionsfonds erweitern soll. Die deutschen Vertreter enthielten sich der Stimme; alle anderen Mitgliedstaaten stimmten für die Verordnungsentwürfe, die eine Vielzahl von Ausnahmegenehmigungen für die einzelnen Mitgliedstaaten vorsehen. Die neuen und umfangreichen Datenanforderungen zu Kreditinstituten und Pensionsfonds können in Deutschland ohne zusätzliche kosten- und belastungsintensive Erhebungen nicht realisiert werden. Auch die Angaben zu den neuen Umweltvariablen (u. a. Investitionen der Unternehmen in den integrierten Umweltschutz) werden für die Befragten nicht einfach sein.

Zwei Entwürfe der Kommission mit Durchführungsbestimmungen zur Regelung der Verordnungen des Europäischen Parlaments und des Rates zur Eisenbahn- und zur Luftverkehrsstatistik wurden vom ASP befürwortet. Für die Eisenbahnstatistik werden Definitionen erläutert und für die Unfallstatistik einzubeziehende Daten präzisiert. Für die Erfassung des Luftverkehrs werden unter anderem Definitionen harmonisiert, die Meldeflughäfen bestimmt sowie die Formate und Übertragungsmedien der Daten geregelt.

Eurostat legte dem ASP ein Strategiepapier vor, das ein abgestimmtes System von vierteljährlichen, jährlichen und mehrjährigen Statistiken der Verdienste und Arbeitskosten vorschlägt. Deutschland und einige andere Mitgliedstaaten lehnten die Übermittlung von jährlichen Mikrodaten zum Aufbau einer Datenbank bei der Kommission über Einkommens- und Bevölkerungsdaten ab; sie widerspreche sowohl dem Subsidiaritätsprinzip als auch dem Verhältnismäßigkeitsgrundsatz und werfe zudem rechtliche Probleme auf. Aus Kosten- und Belastungsgesichtspunkten sprach sich die deutsche Delegation auch gegen die vorgeschlagene Ausweitung der vierjährigen Strukturerhebung aus, vor allem gegen die Einbeziehung von Unternehmen mit weniger als zehn Beschäftigten.

Der ASP begrüßte den neuen Zeitplan zur Fortsetzung der Diskussionen hinsichtlich der Revision der bestehenden internationalen Systematik der Wirtschaftszweige (ISIC) und der Statistischen Systematik der Wirtschaftszweige der Europäischen Gemeinschaft (NACE), die in revidierter Fas-



sung im Jahr 2007 veröffentlicht werden sollen. Demnach bleibt bis Herbst dieses Jahres genügend Zeit, um von den Nutzern der Statistiken Stellungnahmen zu den bislang erarbeiteten Vorschlägen für eine künftige Grobstruktur der ISIC einzuholen. Bevor die zuständigen Gremien der Vereinten Nationen zur Beschließung einer Grobstruktur im Oktober 2003 zusammentreffen, wird Eurostat eine mit den Mitgliedstaaten abgestimmte Position erarbeiten und den Vereinten Nationen übermitteln. Der ASP wird über den weiteren Hergang im November dieses Jahres informiert.

Eurostat präsentierte dem ASP eine erste Entwurfsfassung des statistischen Jahresarbeitsprogramms 2004. Die vorliegende Version wurde von den deutschen Vertretern als zu ehrgeizig eingestuft – einschließlich der dadurch zu erwartenden Belastungen für die nationalen statistischen Ämter und Auskunftspflichtigen. Der ASP beschloss, dass das Programm noch hinsichtlich der Setzung von Prioritäten und möglicher Streichungen überprüft werden müsse. Eine ins Detail gehende Diskussion über den vorliegenden Entwurf hat in der zuständigen Arbeitsgruppe Ende Juni 2003 stattgefunden.

In einem weiteren Tagesordnungspunkt behandelte der ASP einen Verordnungsvorschlag über Statistiken zur Informationsgesellschaft, der Erhebungen zum Einsatz von Informations- und Kommunikationstechnologien bei Unternehmen und privaten Haushalten vorsieht. Nach Ansicht Eurostats bedingt der eEurope 2005-Aktionsplan die Schaffung eines rechtsverbindlichen Rahmens über einen befristeten Zeitraum von fünf Jahren. Deutschland plädierte dafür, für die in der Rahmenverordnung anvisierten fünf Jahre eine Lösung auf Basis von Gentlemen's Agreements vorzusehen. Die Mehrheit des ASP sprach sich aber für eine Rahmenverordnung aus; die befragten Haushalte und Unternehmen dürften nicht über Gebühr belastet werden, was sich in den Durchführungsverordnungen niederschlagen müsse.

Der aktuelle Stand der Maßnahmen zur Weiterentwicklung des Europäischen Statistischen Systems (ESS) stand ebenfalls auf der Tagesordnung des ASP. Deutschland und die übrigen Mitgliedstaaten begrüßten den vorgelegten Sachstandsbericht. Wichtig erscheinen u. a. eine bessere Koordinierung der Programmplanung (einschließlich der Setzung negativer Prioritäten), eine stärkere Nutzung neuer Technologien bei der Erhebung, Aufbereitung und Übermittlung von Statistiken und die Schaffung von so genannten "Centres of Excellence". Darunter wird die partnerschaftliche Zusammenarbeit von zwei oder drei Mitgliedstaaten zur inhaltlichen und methodischen Weiterentwicklung bestimmter Statistikbereiche verstanden.

Die Schaffung eines zusätzlichen statistischen Gremiums auf Ratsebene wurde von deutscher Seite abgelehnt. Die deutsche Delegation sprach sich für eine Stärkung des bestehenden Nutzergremiums CEIES (Europäischer Beratender Ausschuss für statistische Informationen im Wirtschafts- und Sozialbereich) aus.

Im Rahmen der Modernisierung des ESS soll auch die bestehende Gremienstruktur überprüft werden. In diesem Zusammenhang befürwortete der ASP die Vorschläge zur

Bündelung der Arbeitsgremien im Bereich der Sozialstatistik (Direktorengruppe für Sozialstatistik, strategische Gruppe, fünf bereichsübergreifende Arbeitsgruppen, Task Forces). Der Ansatz soll langfristig auch auf andere Statistikbereiche übertragen werden. Deutschland hinterfragte u. a. die geplante Einrichtung der strategischen Gruppe und plädierte für eine Einbeziehung der für Sozialstatistik zuständigen Arbeitsgruppe des CEIES. Letzteren Vorschlag begrüßte der ASP.

Der ASP stimmte Vorschlägen für eine Reform der Partnerschaftsgruppe zu, die der Erhöhung der Zahl der Beitrittskandidaten ab Mai 2004 Rechnung tragen. Aufgabe der Partnerschaftsgruppe, in der jeweils mehrere Leiter der nationalen statistischen Ämter vertreten sind, ist u. a. die inhaltliche Vorbereitung des ASP. Herr Garvey, der Leiter des Statistischen Amtes Irlands, wurde als neuer Vorsitzender der Partnerschaftsgruppe gewählt (Amtszeit zwei Jahre).

Am 16. Mai 2003 fand eine akademische Feier anlässlich des 50-jährigen Bestehens von Eurostat statt, an der auch die ASP-Mitglieder teilnahmen. Termin für die nächste Sitzung des ASP ist der 17. September 2003 in Athen. Im Anschluss (vom 18. bis 19. September 2003) wird eine Konferenz der Leiter der nationalen Statistischen Zentralämter (DGINS) zum Thema „Sozialstatistik in der erweiterten EU“ stattfinden.

Weitere Informationen sind erhältlich bei Sabine Köhler, Telefon 06 11/75 26 93, oder Martin Tambour, Telefon 06 11/75 27 71.

## Aus dem Inland

### w3stat jetzt auch für die Extrahandelsstatistik

Die Extrahandelsstatistik, das heißt die Statistik über den Außenhandel mit Ländern außerhalb der Europäischen Union, ist traditionell eng an die zoll- und außenwirtschaftsrechtlichen Ausfuhr- bzw. Einfuhrformalitäten gekoppelt. Das Statistische Bundesamt erhält einen Durchschlag der Zollpapiere, sofern die Zollanmeldung auf Papiervordruck erfolgt, bzw. erhält die für die Statistik bestimmten Daten online aus dem im Aufbau befindlichen ATLAS-System des Zolls. Für Unternehmen, die monatlich eine sehr hohe Zahl von Warenverkehren mit Drittländern beim Zoll abwickeln, besteht schon seit langem die Möglichkeit, beim zuständigen Hauptzollamt ein so genanntes vereinfachtes Anmeldeverfahren zu beantragen. Dieses sieht die parallele Übermittlung der für den Zoll und die Statistik bestimmten Daten an das zuständige Hauptzollamt bzw. an das Statistische Bundesamt auf elektronischem Datenträger vor.

Die Übermittlung dieser Meldedateien ist seit kurzem auch über w3stat – das Internet-Erhebungsverfahren des Statistischen Bundesamtes – möglich.

Nachdem im Jahr 2000 die Anmeldung zur Intrahandelsstatistik mittels w3stat freigegeben wurde, ist die Zahl der Nut-



zer von anfänglich 30 stetig auf mittlerweile 20 000 registrierte Melder gestiegen. Gleichzeitig wurde die Meldeform auf vier weitere zentral erhobene Statistiken ausgedehnt.

Insbesondere Unternehmen, die sowohl zur Intrahandelsstatistik meldepflichtig sind und w3stat nutzen, als auch der Extrahandelsstatistik Daten in Dateiform übermitteln, haben seit der Einführung von w3stat auf eine Ausdehnung dieses Meldewegs auf die Extrahandelsstatistik gedrängt. Nachdem in den vergangenen Monaten mit Hilfe von Testteilnehmern die internen Abläufe geprüft und optimiert wurden, konnte nun das Verfahren für alle Dateimelder der Extrahandelsstatistik freigegeben werden.

Die Meldung im w3stat-System Extrahandel bleibt weiterhin nur für die Statistik bestimmt. Die zoll- und außenwirtschaftsrechtlichen Ausfuhr- bzw. Einfuhrformalitäten müssen parallel dazu erfolgen.

Nähere Informationen hierzu sind unter [http://w3stat.destatis.de/allgem\\_hinw\\_extrahandel.html](http://w3stat.destatis.de/allgem_hinw_extrahandel.html) zu finden.

## Informationsaustausch zu „Schlüsselindikatoren für nachhaltige Entwicklung“

Am 3. April 2003 fand im Statistischen Bundesamt auf Anregung des Ausschusses „Statistische Fragen der EU“ ein Informationsaustausch zwischen den Statistischen Ämtern des Bundes und der Länder zum Thema „Schlüsselindikatoren für nachhaltige Entwicklung“ statt. Teilnehmer waren neben dem Statistischen Bundesamt 11 Statistische Landesämter sowie Vertreter des Bundesministeriums für Umwelt, Naturschutz und Reaktorsicherheit (Bundesumweltministerium) und des Umweltbundesamtes.

Seitens der Länder referierte das Landesamt für Datenverarbeitung und Statistik Nordrhein-Westfalen über das Forschungsprojekt „Indikatorenmodell zur Nachhaltigkeit räumlicher Entwicklungen in Nordrhein-Westfalen“ der Fakultät Raumplanung der Universität Dortmund, und Baden-Württemberg informierte über die Aktivitäten seines Statistischen Landesamtes zu Nachhaltigkeitsindikatoren. Für die Bundesebene schilderte das Bundesumweltministerium den „Stand der Arbeiten an einem nationalen System für Schlüsselindikatoren für nachhaltige Entwicklung“. Das Umweltbundesamt war mit zwei Vorträgen über sein „Umweltindikatorensystem als eine Orientierungsgrundlage für die Fortentwicklung der nationalen Nachhaltigkeitsstrategie“ sowie über die Ergebnisse des Umweltforschungsplan-Vorhabens „Schlüsselindikatoren für eine nachhaltige Entwicklung“ vertreten. Die Gruppe „Umweltökonomische Gesamtrechnungen“ des Statistischen Bundesamtes beteiligte sich mit einem Beitrag zum Zusammenhang von „Nachhaltigkeitsindikatoren und Umweltökonomischen Gesamtrechnungen“. Zur internationalen Nachhaltigkeitsdiskussion berichtete das Bundesumwelt-

ministerium u. a. über die Arbeiten der „Eurostat Task Force on Sustainable Development Indicators“.

Während die von Nordrhein-Westfalen vorgestellten Nachhaltigkeitsindikatoren eher unverknüpft nebeneinander stehen, weisen die Indikatoren von Baden-Württemberg einen deutlichen Bezug zu den Umweltökonomischen Gesamtrechnungen auf.

In den Beiträgen von Bundesumweltministerium und Umweltbundesamt wurde deutlich, dass auf Bundesebene sowohl für den Umwelt- als auch den Nachhaltigkeitsbereich eine so genannte Datenpyramide mit den vier Informationsschichten Basisdaten, umfangreiches Indikatorenset (etwa 60 bis 90 Indikatoren), Schlüsselindikatorenset und – sofern sinnvoll und machbar – zentrale Indizes vorgesehen ist. Die Indexebene ist für den Bereich Umwelt durch den Deutschen Umweltindex DUX abgedeckt, für den Nachhaltigkeitsbereich ist sie noch offen. Hier besteht auch angesichts internationaler Versuche zur Arbeit mit Indizes noch Forschungsbedarf. Die Schlüsselindikatorenebene wird durch das Umweltbarometer bzw. die 21 Indikatoren der deutschen Nachhaltigkeitsstrategie repräsentiert. Die umfangreiche Indikatorenebene ist Gegenstand der aktuellen Arbeiten; die inhaltlich aufeinander abgestimmten Aktivitäten zum Umwelt- und zum Nachhaltigkeitsbereich sind beide beim Umweltbundesamt angesiedelt.

Auf die Frage nach dem Nachhaltigkeitsbezug des Umweltindikatorensystems betonten Bundesumweltministerium und Umweltbundesamt gemeinsam, dass eine Nachhaltigkeitsberichterstattung die Umweltberichterstattung nicht ersetzen kann. Umweltindikatorensysteme dienen dem Monitoring und der Kommunikation der Umweltpolitik. Wie die Wirtschafts- oder die Sozialberichterstattung hat sie einen eigenen Stellenwert. Zentrales Anliegen der Arbeiten sind die Herstellung einer maximalen Kohärenz der Indikatoren in der Umweltberichterstattung und der Indikatoren für die Darstellung der Umweltaspekte in der Nachhaltigkeitsberichterstattung. Sowohl Kommunikationsfähigkeit wie auch Effizienz der Indikatorensysteme werden dadurch erhöht.

Das Bundesumweltministerium plädierte dafür, sich bei der Formulierung von Indikatoren nicht allein vom vorhandenen Datenangebot leiten zu lassen. Wenn zu politikrelevanten und aussagefähigen Indikatoren Daten fehlen, sollte das Statistische System auf die entsprechende Anforderung reagieren.

Der Vortrag des Statistischen Bundesamtes illustrierte, dass die 21 Indikatoren der Nachhaltigkeitsstrategie konzeptionell weitgehend durch Gesamtrechnungssysteme (Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Umweltökonomische Gesamtrechnungen, sozio-ökonomische Gesamtrechnungen) abgedeckt werden können und plädierte für eine verstärkte Einbeziehung dieses Datenangebots in die Nachhaltigkeitsberichterstattung sowie eine umfassendere Nutzung für vertiefende Analysen. Das Bundesumweltministerium hob die Bedeutung der Umweltökonomischen Gesamtrechnungen für die geplante Berichterstattung hervor (insbeson-

dere für die zukünftige Phase, bei der verstärkt die Frage nach den Ursachen der erkennbaren Entwicklungen aufgeworfen werden wird) und nannte die umfassende Nutzung der Ergebnisse der Umweltökonomischen Gesamtrechnungen explizit als zukünftige Aufgabe.

Die Bedeutung der Umweltökonomischen Gesamtrechnungen für die Nachhaltigkeitsdiskussion auf internationaler Ebene wird erschwert durch die in vielen Staaten noch vergleichsweise schwach entwickelten Umweltökonomischen Gesamtrechnungen. Allerdings plädiert die ESEA (=European Strategy for Environmental Accounting) Task Force für eine stärkere Nutzung der Umweltökonomischen Gesamtrechnungen für die Nachhaltigkeitsdebatte, und auch der OECD-Workshop "Accounting frameworks to measure sustainable development" vom Mai 2003 belegt das breite Interesse auf internationaler Ebene, die Umweltökonomischen Gesamtrechnungen verstärkt in die Nachhaltigkeitsdiskussion zu integrieren.

Die Teilnehmer des Treffens verständigten sich darauf, sich zukünftig gegenseitig über aktuelle Entwicklungen zum Thema Nachhaltigkeitsindikatoren zu informieren.

## Neuerscheinungen

### Sozio-ökonomisches Berichtssystem für eine nachhaltige Gesellschaft

Im Sommer 2001 wurde im Statistischen Bundesamt eine Projektgruppe zum Thema „Aufbau eines sozio-ökonomischen Berichtssystems“ eingerichtet. Das geplante Berichtssystem soll in sozio-ökonomischen Gesamtrechnungen die bisherige Entwicklung der Gesellschaft beschreiben, im Rahmen von sozio-ökonomischen Modellrechnungen Szenarien für eine nachhaltige gesellschaftliche Entwicklung aufzeigen und mit Nachhaltigkeitsindikatoren die Unterschiede zwischen der gegenwärtigen Lage und einer modellmäßig entwickelten zukunftsfähigeren Konstellation beschreiben.

Im Beitrag „Aufbau eines sozio-ökonomischen Berichtssystems für eine nachhaltige Gesellschaft“, der anlässlich des 11. Wissenschaftlichen Kolloquiums des Statistischen Bundesamtes in Zusammenarbeit mit der Deutschen Statistischen Gesellschaft unter dem Thema „Sozialer Wandel: Daten, Analysen, Gesamtrechnungen“ im November 2002 verfasst wurde, wird zunächst der Darstellungsgegenstand der geplanten Berichterstattung erläutert. Anschließend wird ein Überblick über die verschiedenen Teilbereiche des Berichtssystems gegeben. In einem weiteren Abschnitt wird auf mögliche Zielvorgaben der sozialen Nachhaltigkeit eingegangen. Schließlich werden bestehende und zukünftige Kooperationsformen angesprochen.

Der Beitrag steht als kostenfreier Download im PDF-Format unter [http://www.destatis.de/w\\_forum/soz\\_oek/be\\_syst.htm](http://www.destatis.de/w_forum/soz_oek/be_syst.htm) zur Verfügung.

Im Statistik-Shop des Statistischen Bundesamtes können die drei bisher erschienenen Bände der Schriftenreihe „Sozio-ökonomisches Berichtssystem für eine nachhaltige Gesellschaft“ als Download in der Rubrik 92 „Forschung und Entwicklung“ erworben werden.

- Band 1: „Monetäre, physische und Zeit-Input-Output-Tabellen, Teil 1: Konzepte und Beispiel“, 9,80 EUR,
- Band 2: „Monetäre, physische und Zeit-Input-Output-Tabellen, Teil 2: Analytische Auswertung“, 14,00 EUR,
- Band 3: „Zeit für Kinder – Betreuung und Ausbildung von Kindern und Jugendlichen“, 6,60 EUR.

Die ersten beiden Bände informieren über grundlegende Konzepte des Berichtssystems anhand von Angaben für das Berichtsjahr 1990. Band 3 „Zeit für Kinder“ enthält eine detaillierte Studie zum zeitlichen und finanziellen Aufwand für Betreuung, Versorgung und Ausbildung von Kindern und Jugendlichen. So ist zum Beispiel zu erfahren, dass für jedes Kind in Deutschland im Jahr 1998 1957 Stunden für Betreuung, Versorgung und Ausbildung aufgewendet wurden; das sind 5,4 Stunden pro Tag. Damit kam jedem Kind deutlich mehr Zeit zugute, als ein erwerbstätiger Erwachsener an seinem Arbeitsplatz verbrachte (1998: 1489 Jahresarbeitsstunden).

Weitere Auskünfte erteilt

Prof. Dr. Carsten Stahmer, Telefon 06 11/75 25 26,  
E-Mail: [carsten.stahmer@destatis.de](mailto:carsten.stahmer@destatis.de).

### Sozialhilfe im Städtevergleich

Die Menschen in Großstädten beanspruchen relativ häufiger Sozialhilfe als die in den kleineren Städten. Die durchschnittliche Sozialhilfequote (Anteil der Empfänger von laufender Hilfe zum Lebensunterhalt außerhalb von Einrichtungen an der Bevölkerung in Prozent) betrug in 76 ausgewählten Großstädten mit mehr als 100 000 Einwohnern zum Jahresende 2001 rund 5,5%. Die Quote lag damit deutlich über dem Bundesdurchschnitt von 3,3% (bei insgesamt 2,7 Mill. Hilfeempfängern).

Die höchste Empfängerquote war in Bremerhaven mit 11,7% festzustellen, gefolgt von Kassel (9,9%) und Saarbrücken (9,3%). Die niedrigsten Quoten wiesen Erlangen (1,9%) sowie Gera und Jena (jeweils 2,1%) auf.

Diese Ergebnisse stammen aus der gemeinsamen Veröffentlichung „Sozialhilfe im Städtevergleich – Ein Vergleich 76 deutscher Großstädte“ der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder, die kostenlos online im Internetangebot des Statistischen Bundesamtes erhältlich ist ([http://www.destatis.de/allg/d/veroe/proser4fsoz\\_d.htm](http://www.destatis.de/allg/d/veroe/proser4fsoz_d.htm)). Aus dieser Publikation sind auch Angaben im Zeitvergleich für die Jahre 1997 bis 2001 ersichtlich.

Weitere Analysen und Regionaldaten für die 440 Kreise und kreisfreien Städte Deutschlands enthält die Auswertung des Statistischen Bundesamtes, die für den Bericht der Arbeitsgruppe „Arbeitslosenhilfe/Sozialhilfe“ der Kommis-

sion zur Reform der Gemeindefinanzen erstellt wurde. Die Ergebnisse dieser Untersuchung, die auf Stichprobendaten des Jahres 2000 basieren, sind ebenfalls kostenlos als Online-Publikation im Internetangebot des Statistischen Bundesamtes zu beziehen ([http://www.destatis.de/allg/d/veroe/proser4fsoz\\_d.htm](http://www.destatis.de/allg/d/veroe/proser4fsoz_d.htm)).

Weitere Auskünfte erteilt

Sascha Krieger, Telefon 0 18 88/6 44 81 59 oder - 89 53,  
E-Mail: [sozialhilfe@destatis.de](mailto:sozialhilfe@destatis.de).

## 70% der Pflegebedürftigen werden zu Hause versorgt

Im Dezember 2001 waren in Deutschland 2,04 Mill. Menschen pflegebedürftig im Sinne des Pflegeversicherungsgesetzes (SGB XI). Das waren rund 24 000 bzw. 1,2% mehr als 1999. Die Mehrheit (81%) der Pflegebedürftigen war 65 Jahre und älter; mehr als ein Drittel (35%) war 85 Jahre und älter. 69% der Pflegebedürftigen waren Frauen.

Mehr als zwei Drittel (70% bzw. 1,44 Mill.) der Pflegebedürftigen wurden zu Hause versorgt. Davon erhielten 1 Mill. Personen ausschließlich Pflegegeld, das bedeutet, sie wurden in der Regel zu Hause allein durch Angehörige gepflegt. Weitere 435 000 Pflegebedürftige lebten ebenfalls in Privathaushalten. Bei ihnen erfolgte die Versorgung jedoch zum Teil oder vollständig durch ambulante Pflegedienste. 604 000 (30%) Pflegebedürftige wurden in Pflegeheimen betreut.

Im Vergleich zu 1999 zeigt sich ein Trend hin zur „professionellen“ Pflege in Pflegeheimen und ambulanten Pflegediensten: So ist die Zahl der durch ambulante Dienste betreuten Pflegebedürftigen um 4,7% (+ 19 000) und der in Heimen Versorgten um 5,4% (+ 31 000) gestiegen, während die Pflege durch Angehörige bzw. die „reinen“ Pflegegeldempfänger um 2,6% (- 27 000) abnahm. Somit sank auch der Anteil der zu Hause Versorgten von 71,6 auf 70,4%.

Diese und weitere Angaben – insbesondere auch über die Pflegeheime und die ambulanten Pflegedienste einschließlich des Personals – enthält der „Bericht: Pflegestatistik 2001 – Deutschlandergebnisse“. Der Bericht ist kostenlos im Internetangebot des Statistischen Bundesamtes ([http://www.destatis.de/allg/d/veroe/proser4fsoz\\_d.htm](http://www.destatis.de/allg/d/veroe/proser4fsoz_d.htm)) abrufbar.

Weitere Auskünfte erteilt

Heiko Pfaff, Telefon 0 18 88/6 44 81 06,  
E-Mail: [pflege@destatis.de](mailto:pflege@destatis.de).

## Kompakt

### Einbürgerungen im Jahr 2002 weiterhin auf hohem Niveau

Rund 154 500 Ausländerinnen und Ausländer wurden in Deutschland im Verlauf des Jahres 2002 eingebürgert. Das

waren rund 23 600 (- 13,2%) Einbürgerungen weniger als 2001 (178 100). Für die Jahre 1997 bis 1999 vor der Reform des Staatsangehörigkeitsrechts wurden im Jahresdurchschnitt 110 990 Einbürgerungen vorgenommen.

Der Rückgang der Einbürgerungen im Jahr 2002 resultiert aus folgenden Entwicklungen: Zum einen wurden nur noch 13 900 ausländische Personen auf Grund der Übergangsregelung gemäß § 102 a Ausländergesetz (AuslG) nach den vor dem 1. Januar 2000 geltenden Regelungen eingebürgert; das waren 13 400 (- 49,1%) weniger Personen als 2001. Zum anderen wurden lediglich 4 400 in Deutschland zwischen 1990 und 2000 geborene Kinder ausländischer Eltern nach der befristeten Übergangsregelung des § 40 b Staatsangehörigkeitsgesetz (StAG) eingebürgert, 19 000 (- 81,2%) weniger als 2001.

Diesem Rückgang steht 2002 eine Zunahme bei den so genannten Anspruchs- und Ermessenseinbürgerungen nach neuem Recht gegenüber. Von allen Eingebürgerten des Jahres 2002 erwarben 112 600 und damit rund 73% die deutsche Staatsangehörigkeit auf Grundlage der seit dem 1. Januar 2000 geltenden Neufassung des § 85 AuslG durch das Reformgesetz zum Staatsangehörigkeitsrecht. Dies war eine Zunahme von 10 700 (+ 10,5%) gegenüber 2001. Rechtliche Voraussetzung der Anspruchseinbürgerung ist ein mindestens achtjähriger rechtmäßiger Aufenthalt in Deutschland; erst kürzere Zeit in Deutschland lebende ausländische Ehegatten und minderjährige Kinder solcher Personen können mit eingebürgert werden (Ermessenseinbürgerung).

Weitere 21 300 (13,8%) Ausländerinnen und Ausländer erhielten nach sonstigen Bestimmungen des neuen Staatsangehörigkeitsgesetzes die deutsche Staatsangehörigkeit, darunter vor allem Ehegatten von Deutschen; im Vergleich zum Vorjahr ergibt sich ein Rückgang um 2 100 (- 9,0%).

Betrachtet nach der früheren Staatsangehörigkeit stellten wiederum Türkinnen und Türken den größten Anteil an allen Einbürgerungen: Im Jahr 2002 wurden rund 64 600 Personen mit türkischer Staatsangehörigkeit eingebürgert. Ihr Anteil an allen Einbürgerungen ist mit 41,8% deutlich höher als der Anteil der türkischen Staatsangehörigen an allen in Deutschland lebenden ausländischen Personen (26,0%). An zweiter Stelle folgten im Jahr 2002 13 000 Eingebürgerte aus dem Iran. Weitere 8 400 Eingebürgerte besaßen eine ehemals jugoslawische Staatsangehörigkeit.

Weitere Auskünfte erteilt

Elle Krack-Roberg, Telefon 06 11/75 20 46,  
E-Mail: [elle.krack-roberg@destatis.de](mailto:elle.krack-roberg@destatis.de).

### Weinerzeugung 2002

Im Jahr 2002 wurden in Deutschland 9,8 Mill. Hektoliter Wein (einschl. dem in Wein umgerechneten Most) erzeugt. Dabei dominiert Weißwein mit 64% noch immer deutlich vor Rotwein (einschl. Rotling und Roséwein knapp 36%). Der Rotweinanteil hat gegenüber den Vorjahren (2000: 31%, 2001: 32%) jedoch weiter zugenommen.

Die Weinerzeugung stieg insgesamt um 11,2% gegenüber dem Vorjahr und um 0,3% gegenüber dem Jahr 2000. Umgerechnet in 0,75-Liter-Flaschen ergibt die Weinernte des Jahres 2002 rund 1 318 Mill. Flaschen Wein, also knapp 16 Flaschen pro Einwohner Deutschlands. Knapp 28% der Weinerzeugung waren im Jahr 2002 Qualitätswein mit Prädikat, 66% Qualitätswein und gut 6% Tafelwein.

Die quantitativ bedeutendsten Weinanbaugebiete in Deutschland waren Rheinhessen mit 27% der Weinerzeugung, die Pfalz (20%), Mosel-Saar-Ruwer (16%), Baden (13%), Württemberg (12%), Franken (4%), Nahe (3%) und der Rheingau (knapp 3%).

Weitere Auskünfte erteilt  
Dr. Isabella Mehlin, Telefon 06 11/75 86 13,  
E-Mail: [isabella.mehlin@destatis.de](mailto:isabella.mehlin@destatis.de).

## Straßenverkehrsunfälle in den letzten 50 Jahren

Bei Straßenverkehrsunfällen in Deutschland starben seit 1953 – der Wiederaufnahme der amtlichen Verkehrsunfallstatistik nach dem 2. Weltkrieg – 692 000 Fahrzeugbenutzer und Fußgänger. Dies sind mehr Getötete, als Frankfurt/Main heute Einwohner hat.

Die meisten tödlich Verunglückten (21 332) wurden nach polizeilichen Angaben im Jahr 1970 ermittelt, die wenigsten im vergangenen Jahr mit 6842. Nach einem kurzzeitigen Anstieg nach der deutschen Vereinigung sank die Zahl der Getöteten im Jahr 2002 auf den Tiefststand seit 1953. Im Jahr 2002 wurden in Deutschland 216 Kinder im Alter von unter 15 Jahren im Straßenverkehr getötet, 6% weniger als im Jahr 2001. Auch dies war die geringste Zahl seit Einführung der Statistik im Jahr 1953.

Verletzt wurden in den vergangenen 50 Jahren 24,9 Mill. Verkehrsteilnehmer.

Der Kraftfahrzeugbestand stieg von 1953 mit 4,76 Mill. (darunter 1,26 Mill. Pkw) auf 54,99 Mill., darunter 44,38 Mill. Pkw, im Jahr 2002. Während im Jahr 1953 265 Getötete auf 100 000 Kraftfahrzeuge kamen, lag die entsprechende Kennziffer im Jahr 2002 dagegen bei 12.

Diese positive Entwicklung ist in einer Vielzahl von Ursachen begründet. Dazu gehören Verbesserungen bei der passiven Sicherheit der Fahrzeuge, der Fahrzeugtechnik, im Straßenbau, der Verkehrsregelung und den Rettungsketten, eine andere Verkehrsstruktur, eine verbesserte Ausbildung der Verkehrsteilnehmer sowie eine weitgehende Trennung von Fußgängern, Zweiradfahrern und Kraftfahrzeugen.

Weitere Auskünfte erteilt  
Rudolf Kaiser, Telefon 06 11/75 24 98,  
E-Mail: [verkehrsunfaelle@destatis.de](mailto:verkehrsunfaelle@destatis.de).

## Daten aus der Hochschulstatistik

### Erneut deutlich mehr Habilitationen 2002

Im Jahr 2002 schlossen in Deutschland insgesamt 2 302 Wissenschaftler ihr Habilitationsverfahren erfolgreich ab. Das waren 103 Personen oder 4,7% mehr als im Jahr zuvor. Mit der Habilitation haben diese Wissenschaftler den Nachweis der wissenschaftlichen Lehrbefähigung erbracht und können sich um eine Professur an Hochschulen bewerben.

Von den im Jahr 2002 habilitierten Akademikern waren 498 Frauen, 31% mehr als ein Jahr zuvor. Daraus ergibt sich ein Frauenanteil von fast 22%, gegenüber rund 17% im Jahr 2001.

Die meisten Habilitationsverfahren wurden wie schon in den Jahren zuvor in den Fächergruppen Humanmedizin (37% aller Habilitationen), Mathematik, Naturwissenschaften (24%) sowie Sprach- und Kulturwissenschaften (20%) abgeschlossen. Auf die Fächergruppe Rechts-, Wirtschafts- und Sozialwissenschaften entfielen knapp 10%.

Das Durchschnittsalter der im Jahr 2002 neu Habilitierten blieb mit 40 Jahren nahezu unverändert. Damit liegen zwischen Studienbeginn und Habilitation in Deutschland fast zwei Jahrzehnte. Frauen sind bei Abschluss ihrer Habilitation durchschnittlich mehr als ein halbes Jahr älter als ihre männlichen Kollegen.

Mehr als zwei Drittel der im Jahr 2002 Habilitierten standen zum Zeitpunkt der Habilitation in einem Beschäftigungsverhältnis zu einer Hochschule (1 546 Personen oder 67%), darunter 290 Frauen. In der Mehrzahl waren die an einer Hochschule beschäftigten neu Habilitierten hauptberuflich als Dozenten und Assistenten tätig (insgesamt 788 Personen oder 52%).

Die Zahl der im Jahr 2002 Habilitierten ohne deutsche Staatsangehörigkeit ist gegenüber dem Vorjahr um 13 auf 95 gesunken. Der Anteil der ausländischen Wissenschaftler an den neu Habilitierten lag damit im Jahr 2002 bei gut 4%.

### 1,8% mehr Gasthörer an deutschen Hochschulen

Im Wintersemester 2002/2003 waren an den 359 Hochschulen in Deutschland rund 40 800 Gasthörer gemeldet, 1,8% mehr als im Vorjahr. Mehr als die Hälfte waren davon Frauen; knapp 6,6% (2 700) der Gasthörer besaßen eine ausländische Staatsangehörigkeit.

Gasthörer können – auch ohne formale Hochschulreife – einzelne Kurse oder Lehrveranstaltungen an Hochschulen besuchen. Das Gaststudium ermöglicht sowohl eine gezielte berufsbegleitende wissenschaftliche als auch eine auf persönliche Bildungsinteressen abgestellte Weiterbildung an Hochschulen. Es ist ein wichtiges Element qualifizierter Weiterbildung im Kontext des „Lebenslangen Lernens“.



In den von den Hochschulen angebotenen Fachrichtungen können die Gasthörer eine oder mehrere Veranstaltungen belegen. Die meisten der mehr als 51 000 „Belegungen“ im Wintersemester 2002/2003 entfielen auf die Fächergruppe „Sprach- und Kulturwissenschaften“ (21 300), gefolgt von „Rechts-, Wirtschafts- und Sozialwissenschaften“ (9 800) sowie „Mathematik, Naturwissenschaften“ (4 700).

Das Durchschnittsalter der Gasthörer lag im Wintersemester 2002/2003 wie bereits im vorausgehenden Berichtszeitraum bei knapp 50 Jahren. Fast 43% der Gasthörer (17 500 Personen) haben ihr 60. Lebensjahr bereits vollendet. Für diese Zielgruppe bieten einige Hochschulen ein spezielles „Seniorenstudium“ an. Mehr als 500 Gasthörer waren bereits 80 Jahre oder älter.

Weitere Auskünfte erteilt  
Rainer Wilhelm, Telefon 06 11/75 41 45,  
E-Mail: [hochschulstatistik@destatis.de](mailto:hochschulstatistik@destatis.de).

## Wissenswertes zum Tag der Umwelt am 5. Juni

### Entkopplung von Wirtschaftswachstum und Umweltnutzung hält an

Die Tendenz zur Entkopplung von Wirtschaftswachstum und Umweltbelastung hält weiterhin an. Die Energieproduktivität (Bruttoinlandsprodukt pro Energieverbrauch) – ein wesentlicher Indikator der Nachhaltigkeitsstrategie der Bundesregierung – stieg im Jahr 2002 gegenüber dem Vorjahr um 1,9%. Gegenüber 1991 erhöhte sich die Energieproduktivität um 18,3%, während das Bruttoinlandsprodukt in Preisen von 1995 um 16,0% wuchs.

Seit 1990 erhöhte sich die Energieproduktivität damit um insgesamt 23,7%. Ziel der Politik ist es, diesen Wert bis zum Jahr 2020 gegenüber dem Bezugsjahr 1990 zu verdoppeln. Fast drei Viertel der Energie wird in Deutschland in der Produktion verbraucht, etwas mehr als ein Viertel wird in den privaten Haushalten eingesetzt.

Weitere Auskünfte erteilt  
Angela Heinze, Telefon 06 11/75 37 68,  
E-Mail: [ugr@destatis.de](mailto:ugr@destatis.de).

### 93% der Bevölkerung an zentrale Kläranlagen angeschlossen

Nach vorläufigen Ergebnissen waren im Jahr 2001 93% der Bevölkerung an zentrale öffentliche Kläranlagen angeschlossen, 2 Prozentpunkte mehr als im Jahr 1998. Dieser Anstieg ist vor allem auf Neuanschlüsse in den neuen Ländern zurückzuführen. Trotzdem besteht zu den alten Bundesländern immer noch ein deutlicher Unterschied. Während im Westen bereits 96% aller Haushalte an zentrale Kläranlagen angeschlossen sind, beträgt der Anteil im Osten 76%.

In den öffentlichen Abwasserbehandlungsanlagen wurden 2001 insgesamt 10,5 Mrd. m<sup>3</sup> Abwasser behandelt. Dies entspricht der durchschnittlichen Menge von 28,7 Mill. m<sup>3</sup> pro Tag. Die Hälfte der Jahresabwassermenge besteht aus häuslichem und gewerblichem Schmutzwasser (5,3 Mrd. m<sup>3</sup>). Weitere 29% (3,0 Mrd. m<sup>3</sup>) waren Niederschlagswasser und 21% (2,2 Mrd. m<sup>3</sup>) durch undichte Stellen in die Kanalisation eingedrungenes Fremdwasser.

Das anfallende Abwasser wurde zu fast 100% mittels biologischer Behandlungsverfahren gereinigt. Hierbei fielen im Jahr 2001 insgesamt 2,4 Mill. t Klärschlamm an. Bei der Entsorgung dieses Klärschlammes spielte die stoffliche Verwertung, zum Beispiel durch Aufbringung in der Landwirtschaft oder Kompostierung, mit 58% die wichtigste Rolle. Weitere 23% wurden verbrannt, der Rest auf Deponien entsorgt oder zunächst zwischengelagert.

Weitere Auskünfte erteilt  
Birgit Hein, Telefon 0 18 88/6 44 81 88,  
E-Mail: [birgit.hein@destatis.de](mailto:birgit.hein@destatis.de).

### Über 11 Mill. Tonnen Verpackungsabfälle getrennt eingesammelt

Im Jahr 2001 wurden in Deutschland rund 11,1 Mill. t Verpackungsabfälle, bestehend aus Verkaufsverpackungen sowie Transport- und Umverpackungen, getrennt eingesammelt. Im Vergleich zum Vorjahr waren das 1,8% weniger eingesammelte Verpackungen.

Mit fast 6,6 Mill. t Abfällen entfielen 59% auf die bei privaten Endverbrauchern eingesammelten Verkaufsverpackungen. Pro Einwohner wurden durchschnittlich 80 kg Verpackungen im Jahr 2001 gesammelt, das waren etwa 1,5 kg pro Woche. Die Menge der eingesammelten Verkaufsverpackungen sank vor allem im Bereich der Getrenntsammlung von Glas um rund 219 000 t (-9%). Ursache für den Rückgang ist insbesondere ein zunehmender Wechsel von den schweren Glasverpackungen hin zu leichten Kunststoffverpackungen. Die größten Anteile der 6,6 Mill. t Verkaufsverpackungen bildeten die Leichtstofffraktionen zum Beispiel aus dem gelben System mit 2,3 Mill. t, die eingesammelten Mengen an farblich getrennten Glasverpackungen mit 2,2 Mill. t und Papier, Pappe und Kartonagen mit 1,6 Mill. Tonnen. Die übrigen Fraktionen (gemischtes Glas, Metalle, Kunststoffe und Verbunde) erreichten zusammen eine Menge von 425 000 t. Mit etwa 5,2 Mill. t wurde der Großteil (rund 80%) der Verkaufsverpackungen an Sortieranlagen weitergereicht. Lediglich 21%, das waren rund 1,4 Mill. t, wurden unmittelbar an Verwerterbetriebe abgegeben.

Von den 4,5 Mill. t an eingesammelten Transport- und Umverpackungen aus Gewerbe und Industrie waren 3,1 Mill. t oder 68,6% Papier, Pappe und Kartonagen. Die verbleibenden Mengen bestanden neben anderen vermischten Materialien zum größten Teil aus Holz mit 422 000 t und Kunststoffen mit 236 000 t. Im Gegensatz zu den Verkaufsverpackungen war bei Transport- und Umverpackungen ein leichter Mengenzuwachs zu verzeichnen. 2001 wurden fast 70 000 t mehr (+ 2%) eingesammelt als im Jahr 2000. Knapp

die Hälfte dieser Verpackungen (2,1 Mill. t) musste vor einer Verwertung noch weiter sortiert werden.

Weitere Auskünfte erteilt  
Hermann Knichel, Telefon 0 1888/6 44 82 19,  
E-Mail: [hermann.knichel@destatis.de](mailto:hermann.knichel@destatis.de).

## Weitere wichtige Monatszahlen

### Einzelhandel

Die Einzelhandelsunternehmen in Deutschland setzten im April 2003 nominal 0,5% und real 0,8% mehr als im April 2002 um. Der April hatte in diesem Jahr mit 24 Verkaufstagen einen Verkaufstag weniger als der April 2002. In den ersten vier Monaten des Jahres 2003 wurde im Einzelhandel nominal 0,3% und real 0,2% weniger als im vergleichbaren Vorjahreszeitraum umgesetzt.

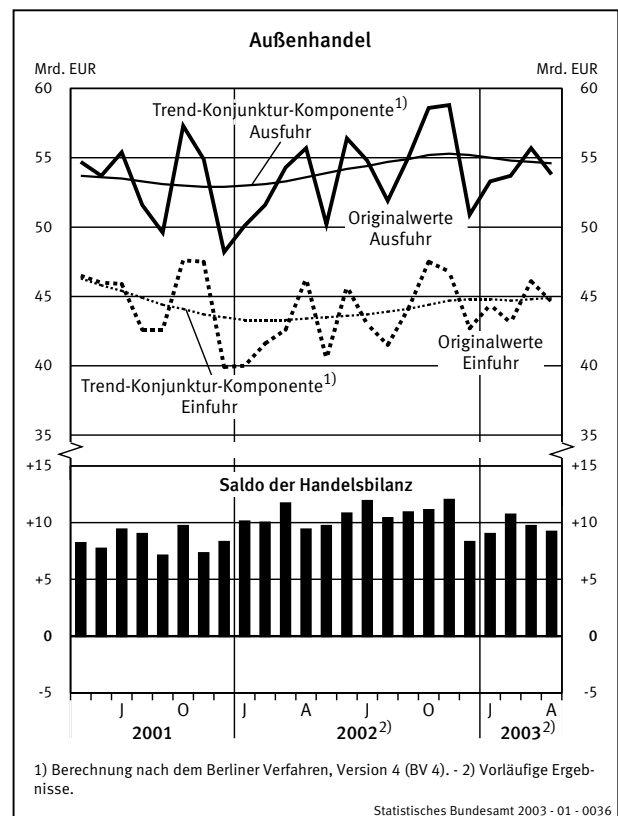
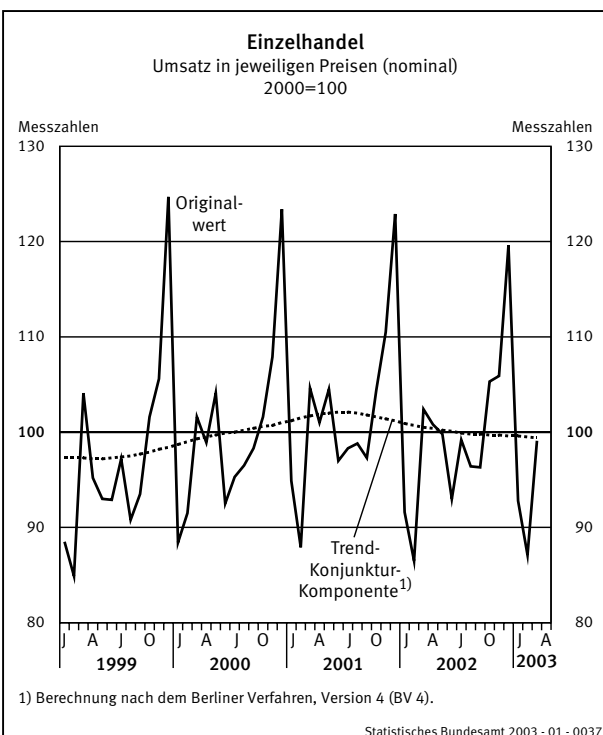
Im Einzelhandel mit Nahrungsmitteln, Getränken und Tabakwaren wurde im April nominal 4,6% und real 4,7% mehr als im Vorjahresmonat umgesetzt, die Lebensmittelgeschäfte mit einem breiten Sortiment (Supermärkte, SB-Warenhäuser und Verbrauchermärkte) erzielten dabei einen höheren Umsatzzuwachs (nominal + 4,7%, real + 4,8%) als der Facheinzelhandel mit Nahrungsmitteln – dazu gehören zum Beispiel die Getränkemarkte und Fischgeschäfte (nominal + 3,4%, real + 2,2%).

Im Einzelhandel mit Nicht-Nahrungsmitteln – dazu gehört der Einzelhandel mit Gebrauchs- und Verbrauchsgütern –

wurde das Ergebnis des Vorjahresmonats nicht erreicht (nominal – 2,6%, real – 2,1%). Lediglich der sonstige Einzelhandel mit Waren verschiedener Art, zu dem die Waren- und Kaufhäuser gehören, erzielte nominal und real höhere Umsätze als im April 2002 (nominal + 1,7%, real + 2,0%). Die anderen Branchen des Einzelhandels mit Nicht-Nahrungsmitteln blieben nominal und real hinter den Ergebnissen des Vorjahresmonats zurück: der Facheinzelhandel mit kosmetischen, pharmazeutischen und medizinischen Produkten sowie die Apotheken (nominal – 1,6%, real – 0,8%), der Facheinzelhandel mit Textilien, Bekleidung und Schuhen (nominal – 2,5%, real – 2,0%), der sonstige Facheinzelhandel (z. B. Bücher, Zeitschriften, Schmuck, Sportartikel) (nominal – 2,6%, real – 1,1%), der Facheinzelhandel mit Hausrat, Bau- und Heimwerkerbedarf (nominal – 2,6%, real – 2,4%) und der Versandhandel (nominal – 8,4%, real – 7,7%). Im April 2003 wurde im Vergleich zum März 2003 im Einzelhandel nach Kalender- und Saisonbereinigung der Daten (Berliner Verfahren, Version 4 – BV 4) nominal 1,3% und real 1,7% mehr abgesetzt.

### Außenhandel

Die Ausfuhren aus Deutschland verringerten sich im April 2003 gegenüber dem Vorjahr um 3,4% auf 53,8 Mrd. Euro, die Einfuhren nahmen vergleichbar um 3,6% auf 44,6 Mrd. Euro ab. Auch die Preise der Einfuhren gingen im April 2003 gegenüber dem Vorjahresniveau um 3,0% zurück. Diese Preissenkung wäre ohne den starken Rückgang der Rohölpreise weniger deutlich ausgefallen, denn die Einfuhrpreise ohne Erdöl und Mineralölzerzeugnisse gingen im gleichen





Zeitraum um 2,3% zurück. Die Preise der ausgeführten Güter stiegen im April 2003 dagegen leicht um 0,3%.

Der Überschuss der Außenhandelsbilanz betrug im April 2003 9,2 Mrd. Euro und verringerte sich damit gegenüber April 2002 um 0,2 Mrd. Euro. Nach vorläufigen Berechnungen der Deutschen Bundesbank ging auch der Überschuss der Leistungsbilanz um 0,2 Mrd. Euro auf 3,1 Mrd. Euro zurück, denn neben dem geringeren Überschuss der Handelsbilanz verstärkte sich das Defizit der Dienstleistungsbilanz auf –3,1 Mrd. Euro. Die Salden der übrigen in die Leistungsbilanz einfließenden Bilanzen – der Übertragungsbilanz (–2,7 Mrd. Euro), der Bilanz der Ergänzungen zum Warenverkehr (–0,9 Mrd. Euro) und der Bilanz der Erwerbs- und Vermögenseinkommen (+0,7 Mrd. Euro) – verbesserten sich oder blieben unverändert. Im April 2002 schloss die Leistungsbilanz mit einem Überschuss von 3,3 Mrd. Euro.

Gegenüber März 2003 sanken die deutschen Ausfuhren nominal um 3,5% und die Importe um 3,2%. Saisonbereinigt (nach dem Verfahren Census-X12-ARIMA) war im April der Rückgang der Exporte gegenüber März 2003 weniger ausgeprägt (–2,2%), aber die Einfuhren nahmen stärker ab (–4,8%). Die kumulierten Ausfuhren von Januar bis April 2003 haben jedoch gegenüber dem gleichen Vorjahreszeitraum nominal um 2,3% zugenommen, die Einfuhren um 4,5%.

## Änderung bei den Statistischen Monatszahlen

Die Berechnungen des Index der Charterraten der Tramp-Trockenfahrt, Zeitcharter, sowie der Durchschnittlichen Worldscale-Messzahlen der Tramp-Tankerfahrt, Reisecharter, wurden mit dem Berichtmonat März 2003 eingestellt. Aus diesem Grund entfallen diese Nachweise auch in den Statistischen Monatszahlen, dem Tabellenteil dieser Zeitschrift.

Sie finden ab dieser Ausgabe die Tabellen zu den Bereichen „Löhne und Gehälter“ auf S. 66\* ff., „Finanzen und Steuern“ auf S. 78\* ff. und „Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen“ auf S. 88\* ff. [u](#)



Dipl.-Volkswirtin Tanja Götzke, Dipl.-Volkswirt Roland Sturm<sup>1)</sup>

# Unternehmensbelastung durch Bundesstatistiken – erste Ergebnisse für Handel, Verarbeitendes Gewerbe und Baugewerbe

Das Statistische Bundesamt führt zurzeit eine Untersuchung zum Meldeaufwand seiner Erhebungen durch. Dieser Beitrag stellt Ergebnisse für die drei bislang betrachteten Erhebungen vor.

## 1 Unternehmensbelastung durch Bundesstatistiken

Die Belastungen der Wirtschaft durch „bürokratische Dienste“ für die öffentliche Verwaltung sind ein Dauerthema in Politik und Medien. Im Zuge dieser Bürokratiediskussion steht auch die amtliche Statistik in der Kritik. Bundesstatistiken stellen dabei nur einen sehr kleinen Ausschnitt im Kanon der „Verwaltungslasten“ dar, auch wenn Untersuchungen über solche Lasten oft ein anderes Bild vermitteln. Breit angelegte Bürokratiestudien, die das gesamte Spektrum der „Verwaltungslasten“ abbilden und quantifizieren möchten, können in erster Linie Anhaltspunkte für den Gesamtrahmen liefern. Ihre Aussagekraft nimmt allerdings sehr schnell ab, wenn der Fokus des Interesses auf spezielle Aspekte wie zum Beispiel die Belastung durch Bundesstatistiken fällt.<sup>2)</sup>

Die statistischen Ämter wissen, dass ihre Erhebungen bei Unternehmen und Betrieben Aufwand verursachen. Die Beschränkung dieses Aufwandes ist eine Herausforderung, der sich die Ämter stellen. Die Bundesstatistik war in den vergangenen Jahren Ziel umfassender Überprüfungen des Umfangs ihrer Aufgaben, die ganz wesentlich auch der Ent-

lastung von Berichtspflichtigen dienen.<sup>3)</sup> Diesem Ziel der Entlastung widmen sich die statistischen Ämter permanent weiter.

Nach Auffassung des Statistischen Bundesamtes liegt der Sinn einer Untersuchung der von der Bundesstatistik verursachten Belastung nicht nur in der Ermittlung einer Globalzahl zur Höhe der Lasten. Die Statistiker möchten vor allem Aufschlüsse darüber erhalten, wo die Schwerpunkte der Belastung liegen und welche konkreten Schwierigkeiten die Befragten mit der Beantwortung der Fragen der Statistiker haben. Um gezielt für Verbesserungen sorgen zu können, ist es nötig, differenzierte Informationen zu ermitteln. Untersuchungen zur Belastung durch statistische Erhebungen müssen daher erhebungsbezogen sein und die konkreten Belastungsursachen aufdecken. Gleichzeitig soll eine Aufwandsermittlung nicht selbst zu einer weiteren Belastung der Betroffenen führen und auch in den Ämtern selbst keinen großen Aufwand zur Erhebung und Auswertung erfordern.

## 2 Konzeption der Untersuchung des Statistischen Bundesamtes

Unter Beteiligung von Vertretern der Wirtschaft im Statistischen Beirat und einiger Statistischer Ämter der Länder wurde im Statistischen Bundesamt die Konzeption einer sol-

1) Die Autoren danken Herrn Julian Bader, der als Praktikant im Statistischen Bundesamt die empirischen Auswertungen wertvoll unterstützt hat.

2) Siehe hierzu Sturm, R./Stock, G.: „Untersuchung der Unternehmensbelastung durch Bundesstatistiken“ in WiSta 10/2002, S. 838 ff.

3) Siehe z. B. „Empfehlungen zur Weiterentwicklung der amtlichen Statistik“, Bericht des Statistischen Beirats an die Bundesregierung, abgedruckt in WiSta 9/2002, S. 784 ff.

chen zielgerichteten Untersuchung der Belastung durch amtliche Statistiken erarbeitet<sup>4</sup>). Wesentliche Elemente sind:

- Das statistische Amt, das eine statistische Erhebung durchführt, untersucht auch den damit verbundenen Aufwand.
- Der Meldeaufwand wird im unmittelbaren Zusammenhang mit der jeweiligen Erhebung auf einem Beiblatt erfragt.
- Es werden nur wenige und leicht zu beantwortende Fragen gestellt.
- Andere für die Untersuchung erforderliche Tatbestände (Unternehmensgröße, Kumulierung von Berichtspflichten usw.) werden aus vorhandenen Daten gewonnen.
- Es werden geeignete Technik und statistische Hilfsmittel eingesetzt.

Mit dieser Konzeption werden die guten Voraussetzungen genutzt, über die die statistischen Ämter zur Durchführung einer solchen Untersuchung verfügen: Sie kennen Umfang und Struktur der Unternehmen und Betriebe in Deutschland und die aus dieser Grundgesamtheit stammenden Berichtskreise ihrer Erhebungen. Aufbauend auf der Strukturierung der Auskunftgebenden durch das statistikinterne Register kann die Statistikbelastung zielgerichtet untersucht werden, um möglichst aussagekräftige Daten zu ermitteln und eine sachgerechte Interpretation der Ergebnisse zu gewährleisten.

Um die befragten Unternehmen so wenig wie möglich zu belasten, beschränkt sich der kurze Fragebogen – dessen Beantwortung freiwillig ist – auf folgende Inhalte:

- Welche Stelle im Unternehmen hat wie lange für die Bearbeitung der jeweiligen Statistik gebraucht?
- Stammen die erfragten Daten aus dem Rechnungswesen oder aus speziellen Berechnungen für die amtliche Statistik?
- Welche Schwierigkeiten traten auf und wie könnte man die Erhebung vereinfachen?

Weitere Informationen, etwa zur Größe der Einheiten (Beschäftigte, gegebenenfalls auch Umsatz), zum Wirtschaftszweig oder zur Kumulierung von Statistiken bei den Unternehmen („Statistiken, zu denen die Einheit meldet“) werden aus statistikinternen Quellen entnommen und mit den erhobenen Angaben zum Meldeaufwand zusammengeführt.

### 2.1 Erste Erhebungen als Praxistest des Untersuchungskonzeptes

Das Statistische Bundesamt untersucht einige der von ihm selbst durchgeführten Erhebungen, darunter alle Erhebun-

gen mit großem Berichtskreis<sup>5</sup>). Im Einzelnen werden bis zum Jahresende 2003 die Jahresehebung im Großhandel und in der Handelsvermittlung, die jährlichen Kostenstrukturerhebungen im Bergbau und Verarbeitenden Gewerbe sowie im Baugewerbe, die neuen Strukturerhebungen bei kleinen Unternehmen dieser Branchen, die Material- und Wareneingangserhebung im Bergbau und Verarbeitenden Gewerbe sowie die jährlichen Unternehmenserhebungen in der Binnenschifffahrt und im Luftverkehr einbezogen. Im Jahr 2004 ist vorgesehen, die Erhebung der Aufwendungen für den Umweltschutz in die Studie aufzunehmen. Bereits im Jahr 2002 wurde die Intrastaterhebung untersucht, allerdings nach einem anderen Ansatz<sup>6</sup>).

Da der Fragebogen zum Meldeaufwand direkt mit den jeweiligen Erhebungsunterlagen der einzelnen Statistiken versendet wird, folgt die Reihenfolge der untersuchten Erhebungen den zeitlich gestaffelten Versand- und Rücklaufterminen der Fachstatistiken. Bislang wurden drei zentral durchgeführte Stichprobenerhebungen untersucht: die Jahresehebung im Großhandel und der Handelsvermittlung (im Folgenden: Großhandelsstatistik) sowie die Strukturerhebungen bei den kleinen Unternehmen (mit weniger als 20 Beschäftigten) des Bauhaupt- und Ausbaugewerbes (im Folgenden: Strukturerhebung Bau) und des Verarbeitenden Gewerbes, des Bergbaus und der Gewinnung von Steinen und Erden (im Folgenden: Strukturerhebung Verarbeitendes Gewerbe), jeweils für das Berichtsjahr 2001. Die beiden letztgenannten Erhebungen fanden aufgrund europäischer Anforderungen in Deutschland erstmalig statt.

#### 2.1.1 Berichtskreise

Alle drei bisher untersuchten Erhebungen sind Stichprobenerhebungen. Die Auswahlsätze betragen bei der Jahresehebung im Großhandel 7,7%, bei den beiden Strukturerhebungen bei kleinen Unternehmen sogar nur rund 2 bzw. 3%. Insgesamt wurden im Rahmen der Großhandelsstatistik rund 7 700 Erhebungsbogen an Unternehmen des Großhandels und 700 an Handelsvermittlungen verschickt. Der Rücklauf der Belastungsuntersuchung beläuft sich auf über 65%, was für eine freiwillige Erhebung ein bemerkenswertes Ergebnis ist. Im Rahmen der untersuchten Strukturerhebung Verarbeitendes Gewerbe wurde bei einem Versand von 5 980 Erhebungsbogen eine Rücklaufquote von über 37% erreicht, bei der Strukturerhebung Bau bei 5 974 versendeten Bogen über 42%. Allerdings sind auch diese niedrigeren Quoten ein sehr gutes Ergebnis. Vergleicht man die Rückläufe der Belastungsuntersuchung mit denen der jeweiligen Fachstatistik, so liegen dort die Quoten der verwertbaren Rückläufe bei 57% (Strukturerhebung Bau) bzw. 60% (Strukturerhebung Verarbeitendes Gewerbe) gegenüber knapp 95% in der Großhandelsstatistik. Die relativ niedrigeren Antwortquoten bei den beiden Strukturerhebungen bei Kleinunternehmen erklären sich aus der hohen Fluktuation im Bereich kleiner und sehr kleiner Unternehmen. Diese Erhebungen wurden

4) Diese Konzeption bezog sich ursprünglich auf die Untersuchung aller bundesstatistischer Erhebungen. Zurzeit werden nur die Erhebungen des Statistischen Bundesamtes untersucht. Siehe auch Fußnote 2.

5) Das Statistische Bundesamt führt nur wenige bundesstatistische Erhebungen selbst durch. Beim weit überwiegenden Teil liegen diese Arbeiten gemäß dem föderalen Arbeitsschnitt bei den Statistischen Ämtern der Länder.

6) Die Intrastaterhebung wurde auf Initiative des Statistischen Amtes der Europäischen Gemeinschaften (Eurostat) in mehreren Mitgliedstaaten untersucht; siehe Sturm, R./Blang, D.: „Belastung der Befragten durch die Intrahandelsstatistik“ in WiSta 3/2003, S. 226 ff.

zum ersten Mal durchgeführt, sodass noch keine gepflegten Berichtskreise zur Verfügung stehen. Dadurch gibt es bei beiden Stichproben eine ungewöhnlich große Anzahl an unechten Ausfällen<sup>7)</sup>, also angeschriebene Unternehmen, die zum Beispiel zwischenzeitlich in Konkurs gegangen sind, ihr Gewerbe abgemeldet haben oder deren wirtschaftliche Tätigkeit außerhalb des Berichtskreises liegt.

Nach erfolgter Plausibilitätsprüfung gingen insgesamt 5 503 befragte Unternehmen der Großhandelsstatistik, 2 551 der Strukturhebung Bau und 2 255 der Strukturhebung im Verarbeitenden Gewerbe in die weitere Auswertung der Belastungsuntersuchung ein.<sup>8)</sup>

### 2.1.2 Einsatz von Register und Beleglesertechnik

Die Konzeption der Untersuchung sieht vor, alle Möglichkeiten zur Entlastung der teilnehmenden Unternehmen und zur arbeitssparenden Auswertung im statistischen Amt auszuschöpfen, die Untersuchung also so „schlank“ wie möglich zu gestalten.

Zur Entlastung der Unternehmen sollen die Angaben zur Größe der Einheit (Beschäftigte, gegebenenfalls auch Umsatz) und zum Wirtschaftszweig aus statistischen Registern oder aus regulären statistischen Erhebungen gewonnen und mit den Ergebnissen zum Meldeaufwand zusammengeführt werden. Informationen über die Kumulierung von Statistiken bei den Unternehmen können ebenfalls aus dem statistikinternen Register entnommen werden. Für die hier betrachteten Erhebungen hat sich gezeigt, dass die Verwendung der Daten aus der jeweiligen Fachstatistik den Daten aus dem Unternehmensregister vorzuziehen war. Auch dies hängt damit zusammen, dass zwei neu eingeführte Statistiken untersucht wurden, deren Berichtskreise im Register bislang noch nicht aus Erhebungsrückläufen gepflegt werden konnten.

Bei dem Vorschlag, für die Bearbeitung des Rücklaufs Beleglesertechnik einzusetzen, ging man davon aus, alle bundesstatistischen Erhebungen in die Untersuchung einzubeziehen. Der bisherige Einsatz des Beleglesers bei drei Erhebungen des Statistischen Bundesamtes konnte aufgrund der geringen Fallzahlen bislang noch keinen Effizienzgewinn bewirken. Allerdings steht mit den erwähnten sechs Erhebungen, die im weiteren Verlauf in die Belastungsuntersuchung einbezogen werden sollen, die Erfassung des größeren Teils der Fragebogen zum Meldeaufwand noch aus.

## 3 Ergebnisse der Untersuchung

### 3.1 Struktur der befragten Unternehmen

Zur Beschreibung der Größenstrukturen wurden die erfassten Unternehmen zunächst nach Umsatz und Beschäftigten klassifiziert<sup>9)</sup>. Jede der untersuchten Erhebungen bezieht sich auf einen anderen Wirtschaftsbereich<sup>10)</sup>. Probeauswertungen für tiefer gegliederte Wirtschaftszweige zeigten keine Branchenspezifika, die eine weitere Aufgliederung der Darstellungen nahegelegt hätten. Daher wird in den folgenden Auswertungen auf eine tiefere Differenzierung nach Wirtschaftszweigen innerhalb der jeweiligen Erhebung verzichtet.

Tabelle 1: Struktur des Rücklaufs der befragten Unternehmen

Befragte Unternehmen Größenklassen	Großhandel <sup>1)</sup>	Baugewerbe <sup>2)</sup>	Verarbeitendes Gewerbe <sup>2)</sup>
Unternehmen .....	5 503	2 551	2 255
	%		
Unternehmen mit ... bis ... Beschäftigten			
keine Angabe .....	5,3	1,5	8,8
1 – 5 .....	26,4	68,8	49,5
6 – 19 .....	26,6	29,7	41,0
20 – 49 .....	17,6	0,0	0,7
50 – 249 .....	19,9	0,0	0,0
250 – 499 .....	2,6	0,0	0,0
500 und mehr .....	1,6	0,0	0,0
Unternehmen mit ... bis unter ... EUR Umsatz			
keine Angabe .....	5,3	1,5	9,2
unter 100 000 .....	6,5	20,9	23,3
100 000 – 1 Mill. ...	16,8	61,2	48,8
1 Mill. – 10 Mill. ...	33,0	16,4	18,3
10 Mill. – 100 Mill. ...	31,6	0,0	0,5
100 Mill. – 500 Mill. ...	5,6	0,0	0,0
500 Mill. und mehr ....	1,2	0,0	0,0

1) Jahreserhebung 2001. – 2) Strukturhebung kleiner Unternehmen 2001.

Entsprechend der Abgrenzung der Berichtskreise beschränken sich die erfassten Unternehmen der Strukturhebung Bau und der Strukturhebung Verarbeitendes Gewerbe auf die Klassen mit wenigen Beschäftigten und geringen Umsätzen, da bei beiden Erhebungen nur kleine Unternehmen mit weniger als 20 Beschäftigten befragt werden. So entfallen bei der Strukturhebung Bau fast 70% und bei der Strukturhebung Verarbeitendes Gewerbe knapp 50% auf Unter-

7) Bei der Strukturhebung Bau sind es 1 291, bei der Strukturhebung Verarbeitendes Gewerbe sogar 1 985 unechte Ausfälle (Stand: April/Mai 2003).

8) Als unplausibel eingestuft wurden Mehrfachnennungen bei der Frage nach der Datenquelle im Unternehmen (34 Fälle in der Großhandelsstatistik, 30 in der Strukturhebung Bau und 12 in der Strukturhebung Verarbeitendes Gewerbe) sowie extrem hohe (mehr als 20 Stunden) oder niedrige (weniger als 5 Minuten) Werte bei den Zeitangaben, die nicht anderweitig interpretiert werden konnten (25 Fälle in der Großhandelsstatistik, 10 in der Strukturhebung Bau und 9 in der Strukturhebung Verarbeitendes Gewerbe). Komplett aus den weiteren Berechnungen ausgeschlossen wurden lediglich die Datensätze, bei denen alle Angaben unplausibel waren (ein Fall in der Großhandelsstatistik, zwei in der Strukturhebung Bau und einer in der Strukturhebung Verarbeitendes Gewerbe).

9) Die Daten zu Umsatz und Beschäftigten stammen aus der jeweiligen fachstatistischen Erhebung. Bei der Strukturhebung Bau und der Strukturhebung Verarbeitendes Gewerbe wurden die Erhebungsdaten von 2001 verwendet; bei der Großhandelsstatistik waren diese noch nicht verfügbar, weshalb behelfsweise die Erhebungsdaten von 2000 verwendet wurden.

10) Aus der Handelsstatistik werden nur die vom Statistischen Bundesamt befragten Bereiche Großhandel und Handelsvermittlung betrachtet (Abschnitt 51 der NACE Rev. 1); die Strukturhebung Bau betrifft nur das Baugewerbe (NACE-Abschnitt F); die Strukturhebung Verarbeitendes Gewerbe wird im Verarbeitenden Gewerbe und im Bergbau durchgeführt (NACE-Abschnitte C und D).

nehmen mit 1 bis 5 Beschäftigten. In die jährliche Großhandelsstatistik werden Unternehmen aller Größenklassen einbezogen. Dort fällt rund ein Viertel der Befragten in die Klasse der kleinsten Unternehmen. Mehr als 40% der Unternehmen hatten 20 und mehr Beschäftigte. Die Verteilung der Umsätze zeigt ein ähnliches Bild: Über 80% der erfassten Unternehmen der beiden Strukturhebungen hatten im Jahr 2001 einen Umsatz von weniger als 1 Mill. Euro, während mehr als 70% der bei der Großhandelsstatistik erfassten Unternehmen im Jahr 2000 einen Umsatz von 1 Mill. Euro oder mehr verzeichneten.

### 3.2 Bearbeitungszeiten und Bearbeitertypen

Bei der Bearbeitungszeit der statistischen Erhebung handelt es sich um die Arbeitszeit, die von den Auskunftgebenden insgesamt benötigt wird, um die Fragen der jeweiligen Statistik zu beantworten. Sind mehrere Stellen (Bearbeiter) mit der Beantwortung der Erhebung befasst, soll die Summe der Arbeitszeit aller Beteiligten angegeben werden, differenziert nach Bearbeitertypen, bei denen die Bearbeitungszeit entstanden ist (siehe Schaubild 1). So werden Erkenntnisse darüber gewonnen, wer die Erhebungen beantwortet und ob bzw. wie der Bearbeitertyp die Bearbeitungszeit beeinflusst.

Die durchschnittliche Bearbeitungszeit ist bei der Großhandelsstatistik mit etwas über zwei Stunden (122 Minuten) am höchsten, bei der Strukturhebung Bau beträgt sie 94 Minuten und bei der Strukturhebung im Verarbeitenden Gewerbe 86 Minuten<sup>11)</sup>.

Betrachtet man die Bearbeitungszeiten der drei Erhebungen jeweils für die Gruppe der Unternehmen mit weniger als 20 Beschäftigten, so sind nur geringe Unterschiede feststellbar: Die durchschnittlichen Zeiten bei der Großhandelsstatistik

Tabelle 2: Bearbeitungszeiten der Auskunftgebenden verschiedener Bundesstatistiken

Befragte Unternehmen Bearbeitungszeit Größenklasse	Großhandel <sup>1)</sup>	Baugewerbe <sup>2)</sup>	Verarbeitendes Gewerbe <sup>2)</sup>
Unternehmen .....	5 479	2 543	2 247
	Minuten		
Mittelwert .....	122,4	93,8	85,5
Minimum .....	5,0	5,0	5,0
Maximum .....	1 170,0	1 155,0	1 080,0
Standardabweichung ..	114,6	106,6	98,7
Unternehmen mit ... bis ... Beschäftigten			
1 - 5 .....	86,2	86,5	77,4
6 - 19 .....	110,1	110,2	95,3
20 - 49 .....	127,2	.	56,9
50 - 249 .....	158,0	.	30,0
250 - 499 .....	187,4	.	.
500 und mehr .....	287,0	.	.

1) Jahreserhebung 2001. – 2) Strukturhebung kleiner Unternehmen 2001.

sind praktisch identisch mit denen bei der Strukturhebung Bau, die Zeiten bei der Strukturhebung Verarbeitendes Gewerbe sind etwas geringer (siehe Tabelle 2).

Bei den Großhandelsunternehmen aller Größenklassen zeigt sich, dass mit zunehmender Größe des Unternehmens die Bearbeitungszeit der Jahreserhebung ansteigt. Erklären lässt sich dies zum einen mit der Art der Bearbeitung der Erhebung: In kleinen Unternehmen wird die Erhebung meist von einem Bearbeiter beantwortet; je größer das Unternehmen, desto eher sind mehrere Stellen im Unternehmen, wie zum Beispiel Buchhaltung, Lohnbuchhaltung und Wareneingang, an der Bearbeitung der Erhebung beteiligt, was tendenziell zu einer längeren Gesamtbearbeitungszeit

Schaubild 1

Ausschnitt aus dem Erhebungsbogen zur Untersuchung der Unternehmensbelastung: Frage nach Bearbeitertyp und Bearbeitungszeit

**Welche der folgenden Stellen wurden bei der Bearbeitung der oben angeführten Erhebung beteiligt und wieviel Zeit wurde benötigt?**

*Berücksichtigen Sie bitte alle Tätigkeiten, die für die Ermittlung und Zusammenstellung der statistischen Angaben notwendig waren. Sofern mehrere Stellen oder Personen einbezogen waren, bitten wir Sie, den Zeitaufwand aller Beteiligten zu berücksichtigen, ggf. durch sorgfältige Schätzung.*

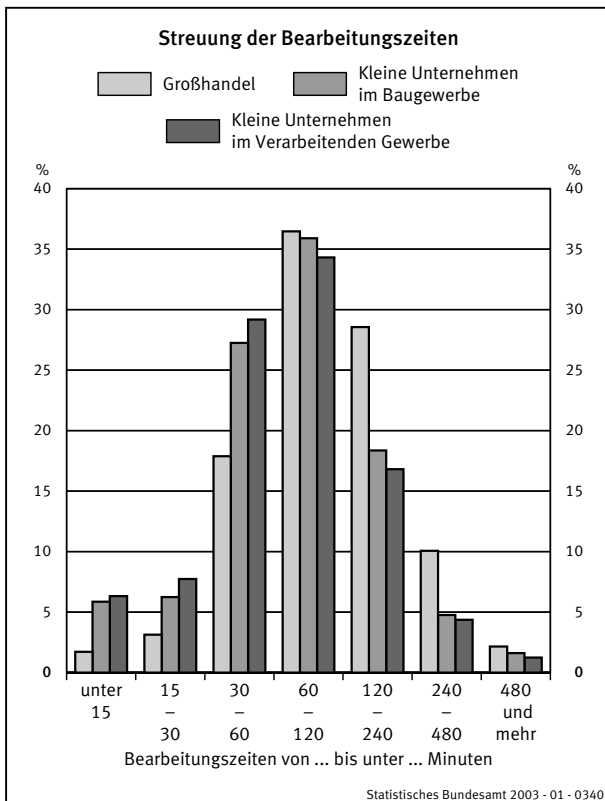
	Stunden	Minuten
- Geschäftsleitung	<input type="text"/>	<input type="text"/>
- Sachbearbeiter(in)	<input type="text"/>	<input type="text"/>
- externe(r) Bearbeiter(in) (z.B. Steuerberater)	<input type="text"/>	<input type="text"/>

Statistisches Bundesamt 2003-01-0339

11) Hierbei handelt es sich allerdings lediglich um den Zeitaufwand, der den befragten Unternehmen entstanden ist; da es sich bei allen drei betrachteten Erhebungen um sehr kleine Stichproben handelt, ist dies keinesfalls der Zeitaufwand, der einem durchschnittlichen Unternehmen der jeweiligen Branche durch die jeweilige Erhebung entsteht (vgl. Abschnitt 4).



Schaubild 2



führt. Zum anderen sind einige besonders differenzierte Fragen der Fachstatistik, wie zum Beispiel die Aufgliederung der Beschäftigten nach Stellung im Beruf und nach Geschlecht oder die Aufgliederung der Aufwendungen, für kleine Unternehmen mit deutlich geringerem Aufwand zu beantworten, da diese Aufgliederungen dort seltener zutreffen bzw. kaum relevant sind. Diese Beobachtung ist für die Beurteilung von Belastungswirkungen bedeutsam: Das Ziel der Bundesstatistiker ist es, bei der Konzeption von Erhebungen die Belastungswirkung für die kleinen Unternehmen besonders zu berücksichtigen. In diesem Zusammenhang wird der Vergleich zwischen den in diesem Beitrag betrachteten Erhebungen im Verarbeitenden Gewerbe und im Bau mit den Strukturserhebungen bei den größeren Unternehmen dieser Branchen sehr interessant werden. Bei diesen Erhebungen wurde nämlich bereits der Fragenkatalog unterschiedlich gestaltet, um kleine Einheiten nach Möglichkeit zu entlasten. Für die Großhandelsstatistik zeigt sich nun, dass selbst bei einem undifferenzierten Fragenkatalog (gleicher Statistikbogen für Unternehmen jeglicher Größe) der absolute Meldeaufwand für kleinere Unternehmen signifikant geringer ist.

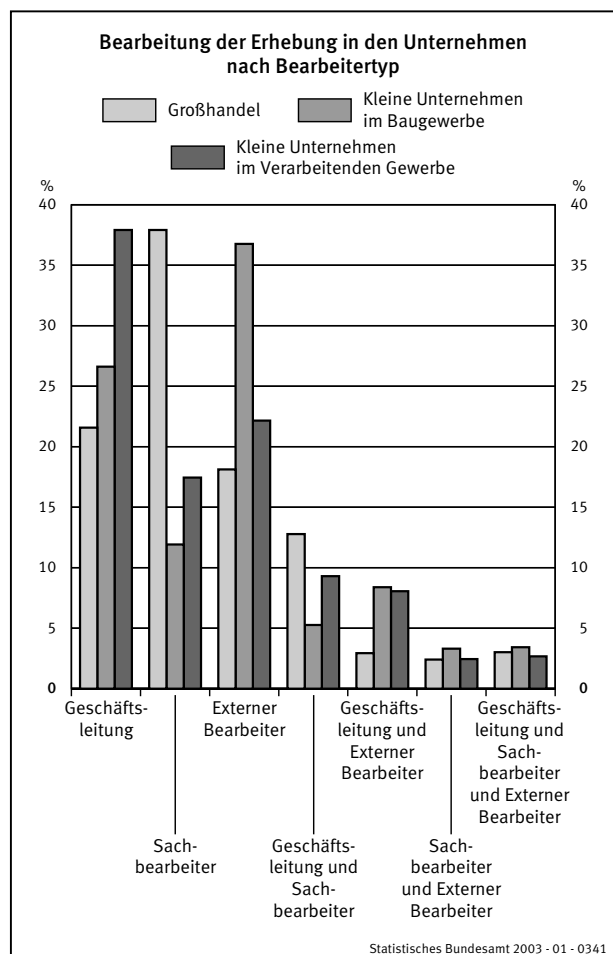
Die angegebenen Bearbeitungszeiten bewegen sich für Unternehmen jeder Größe innerhalb erheblicher Spannen. Sie betragen für jede der drei untersuchten Befragungen zwischen fünf Minuten und knapp 20 Stunden. Für die große

Differenz zwischen Minimal- und Maximalwerten der Bearbeitungszeit je Erhebung sind zum einen mehrere Missinterpretationen der gestellten Frage denkbar:

- Es wurde nicht die Bearbeitungszeit der Erhebung, sondern die des gelben Belastungsfragebogens angegeben (zu geringe Werte/Unterbewertung).
- Es wurde nicht die Bearbeitungszeit einer Erhebung, sondern die mehrerer oder aller Erhebungen pro Jahr angegeben (zu große Werte/Überbewertung der Bearbeitungszeit).
- Es wurde nicht nur die Bearbeitungszeit für die Beantwortung der Erhebung, sondern auch die Zeit für die Steuererklärung bzw. den Jahresabschluss des Unternehmens mit angegeben (zu große Werte/Überbewertung).

Daneben muss auch mit einigen willentlichen Falschantworten gerechnet werden, die im Rahmen der Plausibilitätsprüfung nicht identifiziert werden konnten (zu große Werte/Überbewertung).<sup>12)</sup>

Schaubild 3



12) In einigen Fällen ist dies aus eindeutigen Kommentaren auf dem Erhebungsbogen ersichtlich; diese Fälle werden nicht in die Auswertung einbezogen. Das betrifft allerdings nur etwa 30 von über 10 000 Fällen. Kann eine unrealistische Antwort dagegen lediglich vermutet, aber nicht belegt werden, wird die Antwort in die Auswertung einbezogen.

Tabelle 3: Bearbeitertypen verschiedener Bundesstatistiken in Unternehmen verschiedener Größenklassen

Befragte Unternehmen Bearbeitertyp	Großhandel <sup>1)</sup>						Baugewerbe <sup>2)</sup>		Verarbeitendes Gewerbe <sup>2)</sup>	
	Unternehmen mit ... bis ... Beschäftigten									
	1 – 5	6 – 19	20 – 49	50 – 249	250 – 499	500 und mehr	1 – 5	6 – 19	1 – 5	6 – 19
Unternehmen .....	1445	1457	963	1094	145	86	1749	757	1112	925
	%									
Keine Angabe .....	2,8	0,9	1,0	0,4	0,7	0,0	4,3	2,4	4,1	1,8
Geschäftsleitung .....	32,9	18,5	19,4	16,5	11,0	2,3	32,3	14,1	41,9	26,0
Sachbearbeiter .....	15,3	35,1	46,6	55,2	66,9	82,6	8,5	20,0	12,0	22,4
Externer Bearbeiter .....	33,4	23,0	10,0	3,0	1,4	0,0	37,7	35,8	25,4	19,9
Geschäftsleitung und Sachbearbeiter .....	6,2	11,8	14,3	19,8	17,9	15,1	4,2	7,7	5,9	13,7
Geschäftsleitung und Externer Bearbeiter .....	6,2	3,1	0,9	0,8	0,0	0,0	9,0	7,1	7,7	9,0
Sachbearbeiter und Externer Bearbeiter .....	1,4	2,8	4,4	1,7	1,4	0,0	1,9	6,7	1,5	3,5
Geschäftsleitung, Sachbearbeiter und Externer Bearbeiter .....	1,9	4,9	3,3	2,5	0,7	0,0	2,2	6,2	1,6	3,8

1) Jahreserhebung 2001. – 2) Strukturerhebung kleiner Unternehmen 2001.

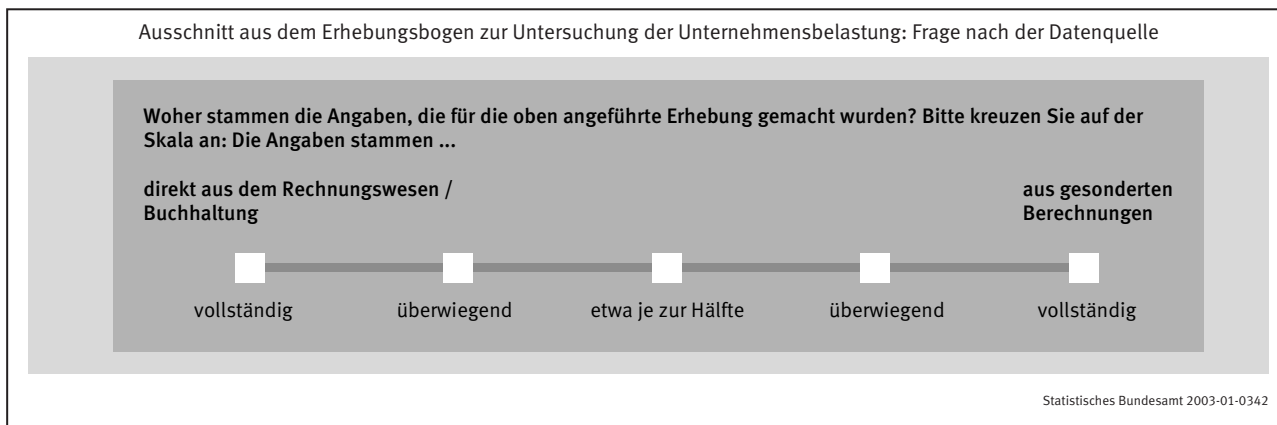
Ingesamt kann insoweit davon ausgegangen werden, dass die ermittelten Bearbeitungszeiten die tatsächlichen Belastungen eher über- als unterschätzen. Allerdings sind die erwähnten Ursachen wohl nur zu einem geringen Teil für die festgestellten Streuungen verantwortlich. Die Hauptursache für die Streuung muss daher in der Art der Bearbeitung der jeweiligen Statistik durch die Auskunftgebenden vermutet werden.

Betrachtet man die Beteiligung der drei möglichen Bearbeitertypen (Geschäftsleitung, Sachbearbeiter, externe Bearbeiter) an der Beantwortung der Statistiken, so ergibt sich ein differenziertes Bild. Da Mehrfachnennungen möglich sind, gibt es insgesamt sieben Typen von Bearbeitern bzw. deren Kombinationen, die auch alle in der Praxis auftauchen (siehe Schaubild 3 auf der vorigen Seite). Bei jeder der drei betrachteten Erhebungen dominiert ein anderer Bearbeitertyp. Bei der Großhandelsstatistik sind Sachbearbeiter in 38% der Fälle die alleinigen Bearbeiter, bei der Strukturerhebung Bau sind dies in 37% der Unternehmen die externen Bearbeiter, und bei der Strukturerhebung Verarbeitendes Gewerbe in 34% der Fälle die Geschäftsleitung. An der Beantwortung

ist der jeweils dominante Bearbeitertyp bei jeder der drei Erhebungen sogar in mehr als der Hälfte aller befragten Unternehmen zumindest beteiligt.

Bei den Befragten der Großhandelsstatistik fällt auf, wie selten die Bearbeitung der Erhebung nach außen vergeben wird: Lediglich in gut einem Viertel aller Fälle sind externe Bearbeiter beteiligt. An dieser Erhebung lässt sich auch der Zusammenhang von Bearbeitertyp und Unternehmensgröße beobachten: Mit zunehmender Unternehmensgröße werden häufiger nur Sachbearbeiter mit der Bearbeitung betraut, die Bearbeitung durch die Geschäftsleitung und noch stärker die durch Externe sinkt. Dagegen wird die Erhebung bei kleinen Unternehmen häufig allein durch externe Bearbeiter oder durch die Geschäftsleitung beantwortet. So sind bei den Unternehmen der Großhandelsstatistik mit 1 bis 5 Beschäftigten externe Bearbeiter und Geschäftsleitung mit jeweils etwa 33% der dominierende Bearbeitertyp, während bei den Großunternehmen ab 250 Beschäftigten in mehr als zwei Dritteln aller Fälle Sachbearbeiter allein mit der Bearbeitung der Erhebung betraut sind, Externe dagegen nur noch eine

Schaubild 4



untergeordnete Rolle spielen. Für die kleinen Unternehmen wird dieser Befund auch bei den anderen untersuchten Erhebungen bestätigt.

### 3.3 Herkunft der Daten im Unternehmen

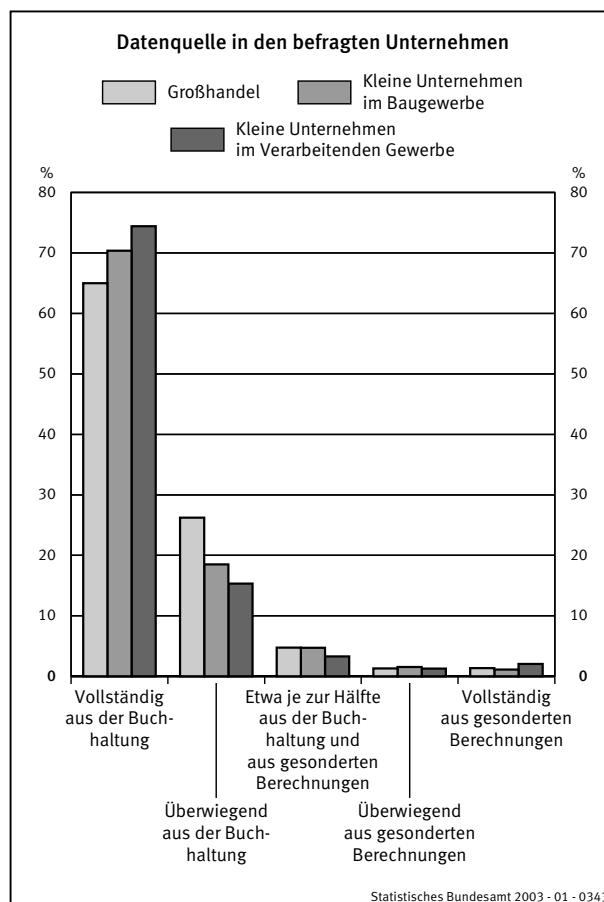
Mit der zweiten Frage des Erhebungsbogens zur Untersuchung der Unternehmensbelastung (siehe Schaubild 4) sollen Erkenntnisse darüber gewonnen werden, ob die in der statistischen Erhebung angegebenen Daten im Unternehmen direkt aus dem Rechnungswesen bzw. der Buchhaltung des Unternehmens entnommen werden können oder aus gesonderten Berechnungen für die Statistik stammen. Dabei ist anzunehmen, dass im ersten Fall die Bearbeitungszeiten entsprechend niedriger ausfallen als im zweiten.

Offensichtlich sind alle drei Erhebungen so gestaltet, dass die große Mehrheit der befragten Unternehmen (rund 90%) die erforderlichen Daten vollständig oder überwiegend aus dem betrieblichen Rechnungswesen entnehmen kann (siehe das nebenstehende Schaubild 5). Eine vollständig manuelle Bearbeitung mit Daten aus gesonderten Berechnungen wird nur von 1 bzw. 2% aller befragten Unternehmen vorgenommen.

Bezieht man in diese Betrachtung die Unternehmensgröße mit ein, so ergibt sich für die Befragten der Großhandelsstatistik mit steigender Unternehmensgröße eine signifikante Verschiebung von „vollständig aus der Buchhaltung“ zu „überwiegend aus der Buchhaltung“. Während von den Unternehmen mit weniger als 20 Beschäftigten noch etwa 70% angeben, die Daten vollständig der Buchhaltung zu entnehmen, ist dies bei Unternehmen mit 250 und mehr Beschäftigten nur noch etwa bei einem Drittel der Fall. Die Ausprägung „überwiegend aus der Buchhaltung“ steigt dagegen von rund 20% auf rund die Hälfte der Nennungen. Überwiegend oder gar vollständig aus gesonderten Berechnungen werden die Daten aber auch nur in einem verschwindend kleinen Teil der größeren Unternehmen gewonnen (siehe Tabelle 4).

Ein Zusammenhang zwischen Bearbeitertyp und Datenquelle zeigt sich am deutlichsten bei der Großhandels-

Schaubild 5



statistik: Die Bearbeitung der Statistik durch einen *einzig*en Bearbeitertyp korrespondiert mit der *vollständigen* Entnahme der Daten aus dem Rechnungswesen. In Unternehmen, in denen *mehrere* Bearbeitertypen beteiligt sind, werden die Daten nur in etwa der Hälfte der Fälle *vollständig*, aber in mehr als einem Drittel der Fälle *überwiegend* der Buchhaltung entnommen. Die Daten in Unternehmen der Großhandelsstatistik mit einem einzigen Bearbeitertyp werden zu 66% (Sachbearbeiter) bis 78% (externe Bear-

Tabelle 4: Datenquellen bei verschiedenen Unternehmensgrößenklassen

Befragte Unternehmen Datenquelle	Großhandel <sup>1)</sup>						Baugewerbe <sup>2)</sup>		Verarbeitendes Gewerbe <sup>2)</sup>	
	Unternehmen mit ... bis ... Beschäftigten									
	1 – 5	6 – 19	20 – 49	50 – 249	250 – 499	500 und mehr	1 – 5	6 – 19	1 – 5	6 – 19
Unternehmen .....	1448	1450	964	1087	144	86	1739	757	1112	925
	%									
Keine Angabe .....	2,2	1,2	0,6	0,9	1,4	3,5	3,7	3,0	2,7	1,7
Vollständig Buchhaltung .....	74,0	70,3	64,4	53,7	36,1	29,1	71,7	68,4	78,2	73,7
Überwiegend Buchhaltung .....	17,3	21,9	28,8	36,5	54,9	48,8	16,9	22,2	12,9	18,1
Etwa je zur Hälfte .....	3,8	4,1	4,5	6,3	6,3	11,6	4,5	5,0	2,3	4,1
Überwiegend gesonderte Berechnungen .....	0,8	1,3	0,7	1,6	0,7	7,0	1,8	0,9	1,5	1,0
Vollständig gesonderte Berechnungen .....	1,9	1,2	0,9	1,0	0,7	0,0	1,4	0,4	2,4	1,4

1) Jahreserhebung 2001. – 2) Strukturerhebung kleiner Unternehmen 2001.

Tabelle 5: Datenquellen bei den verschiedenen Bearbeitertypen

Befragte Unternehmen — Datenquelle	Keine Angabe	Geschäfts- leitung	Sachbearbeiter	Externer Bearbeiter	Geschäfts- leitung und Sachbearbeiter	Geschäfts- leitung und Externer Bearbeiter	Sachbearbeiter und Externer Bearbeiter	Geschäfts- leitung, Sach- bearbeiter und Externer Bearbeiter
Großhandel <sup>1)</sup>								
Anzahl								
Unternehmen .....	41	1 170	2 054	975	689	157	129	156
%								
Vollständig aus der Buchhaltung .....	73,2	70,3	66,3	79,4	50,5	53,5	53,5	34,0
Überwiegend aus der Buchhaltung .....	14,6	21,9	28,1	17,0	37,6	35,0	37,2	40,4
Etwa je zur Hälfte aus der Buchhaltung und aus gesonderten Berechnungen .	2,4	4,5	3,8	1,4	8,6	10,8	7,8	16,0
Überwiegend aus gesonderten Berechnungen .....	2,4	1,0	1,3	0,8	1,7	0,6	1,6	4,5
Vollständig aus gesonderten Berechnungen .....	7,3	2,2	0,5	1,3	1,6	0,0	0,0	5,1
Baugewerbe <sup>2)</sup>								
Anzahl								
Unternehmen .....	44	657	298	922	128	207	82	82
%								
Vollständig aus der Buchhaltung .....	77,3	66,7	72,8	85,5	62,5	60,9	54,9	50,0
Überwiegend aus der Buchhaltung .....	15,9	22,5	22,2	11,2	23,4	27,5	36,6	31,7
Etwa je zur Hälfte aus der Buchhaltung und aus gesonderten Berechnungen .	0,0	6,7	3,0	2,1	10,2	8,7	6,1	13,4
Überwiegend aus gesonderten Berechnungen .....	4,6	1,8	1,7	0,8	2,3	2,4	1,2	3,7
Vollständig aus gesonderten Berechnungen .....	2,3	2,3	0,3	0,5	1,6	0,5	1,2	1,2
Verarbeitendes Gewerbe <sup>2)</sup>								
Anzahl								
Unternehmen .....	44	739	384	494	205	178	55	57
%								
Vollständig aus der Buchhaltung .....	88,6	76,5	79,7	86,0	65,9	73,6	67,3	50,9
Überwiegend aus der Buchhaltung .....	6,8	15,2	13,8	9,9	26,3	18,5	27,3	38,6
Etwa je zur Hälfte aus der Buchhaltung und aus gesonderten Berechnungen .	0,0	3,1	4,4	1,2	6,8	3,4	3,6	8,8
Überwiegend aus gesonderten Berechnungen .....	0,0	2,3	0,5	1,0	0,5	1,7	0,0	1,8
Vollständig aus gesonderten Berechnungen .....	4,6	3,0	1,6	1,8	0,5	2,8	1,8	0,0

1) Jahresherhebung 2001. – 2) Strukturhebung kleiner Unternehmen 2001.

beiter) vollständig und nur zu 17% (externe Bearbeiter) bis 28% (Sachbearbeiter) überwiegend der Buchhaltung entnommen. In den beiden Strukturhebungen bei Kleinunternehmen sind diese Zusammenhänge etwas weniger deutlich ausgeprägt (siehe Tabelle 5).

### 3.4 Bearbeitungszeit nach verschiedenen Einflussfaktoren

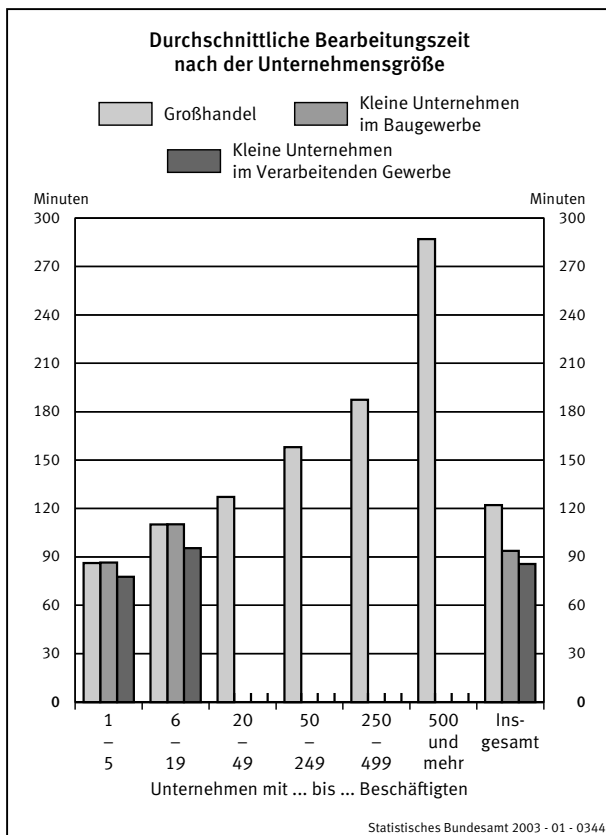
Um die angegebenen durchschnittlichen Bearbeitungszeiten besser einschätzen zu können, wurden verschiedene Einflussfaktoren untersucht.

Eine Aufschlüsselung der Bearbeitungszeiten nach der Unternehmensgröße (gemessen an der Anzahl der Beschäf-

tigten) zeigt einen deutlichen Zusammenhang, der auf Grund der Berichtskreise allerdings nur für die Großhandlernerhebung untersucht werden konnte: Je größer das Unternehmen, desto höher ist die durchschnittliche Bearbeitungszeit. So benötigt ein Unternehmen mit 500 und mehr Beschäftigten mehr als dreimal so lange für die Beantwortung der Großhandelsstatistik wie ein Unternehmen mit 1 bis 5 Beschäftigten. Bei den kleinen Größenklassen sind die Bearbeitungszeiten für alle drei Erhebungen sehr ähnlich (siehe das nebenstehende Schaubild 6). Die Ergebnisse für den Zeitaufwand in Abhängigkeit vom Unternehmensumsatz bestätigen dieses Bild.

Aufschlussreiche Ergebnisse liefert auch die Aufschlüsselung der durchschnittlichen Bearbeitungszeiten nach den verschiedenen Bearbeitertypen (siehe Schaubild 7). Zum

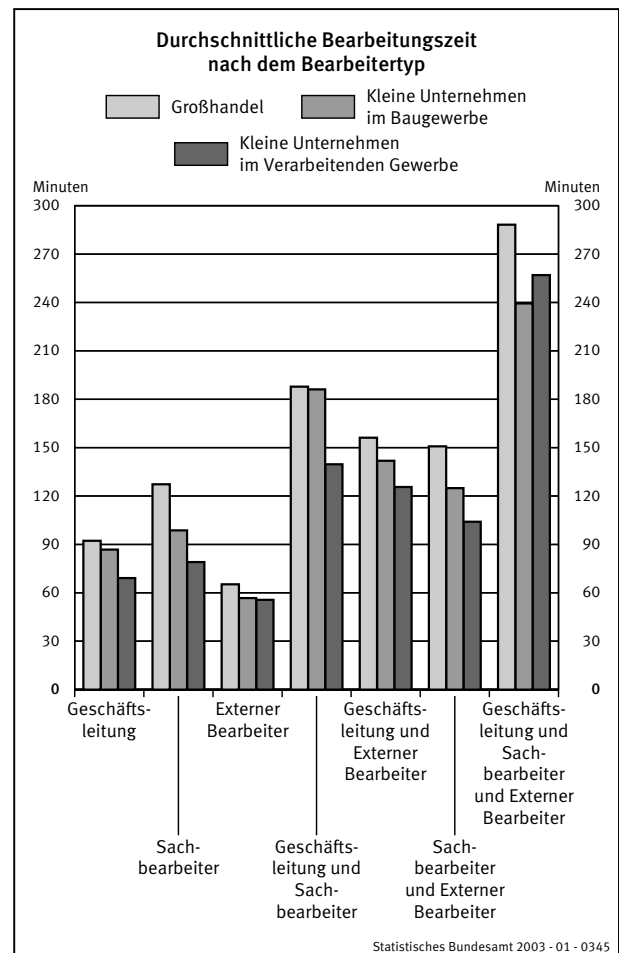
Schaubild 6



einen wird deutlich, dass die Bearbeitungszeit umso höher ist, je mehr Bearbeitertypen beteiligt sind. So ist die durchschnittliche Zeit, die Geschäftsleitung, Sachbearbeiter und externe Bearbeiter gemeinsam für die Beantwortung einer Erhebung benötigen, in allen drei untersuchten Erhebungen mehr als doppelt so hoch wie die, die ein einzelner Bearbeitertyp benötigt, und sie liegt deutlich über dem jeweiligen Mittelwert für die Erhebung. Zum anderen sind externe Bearbeiter offensichtlich am effizientesten: Nach den Ergebnissen aller drei Erhebungen benötigen sie mit Abstand die geringste durchschnittliche Bearbeitungszeit, die jeweils bei etwa einer Stunde liegt. Dagegen ist die durchschnittliche Bearbeitungszeit für Sachbearbeiter der Großhandelsstatistik (die die Erhebung in mehr als einem Drittel der Unternehmen allein bearbeiten) mit mehr als zwei Stunden deutlich höher. Besonders lange Bearbeitungszeiten werden für die Kombination aus Geschäftsleitung und Sachbearbeitern angegeben: Deren gemeinsame Bearbeitung der Großhandelsstatistik und der Strukturhebung Bau erfordert jeweils einen durchschnittlichen Zeitaufwand von mehr als drei Stunden. Diese Ergebnisse bieten eine weitere Erklärung für die höhere durchschnittliche Bearbeitungszeit der Großhandelsstatistik, die überwiegend intern, also von Sachbearbeitern oder Geschäftsleitung, bearbeitet wird.

Bei der Betrachtung der durchschnittlichen Bearbeitungszeit nach der Datenquelle (siehe Schaubild 8 auf der folgen-

Schaubild 7



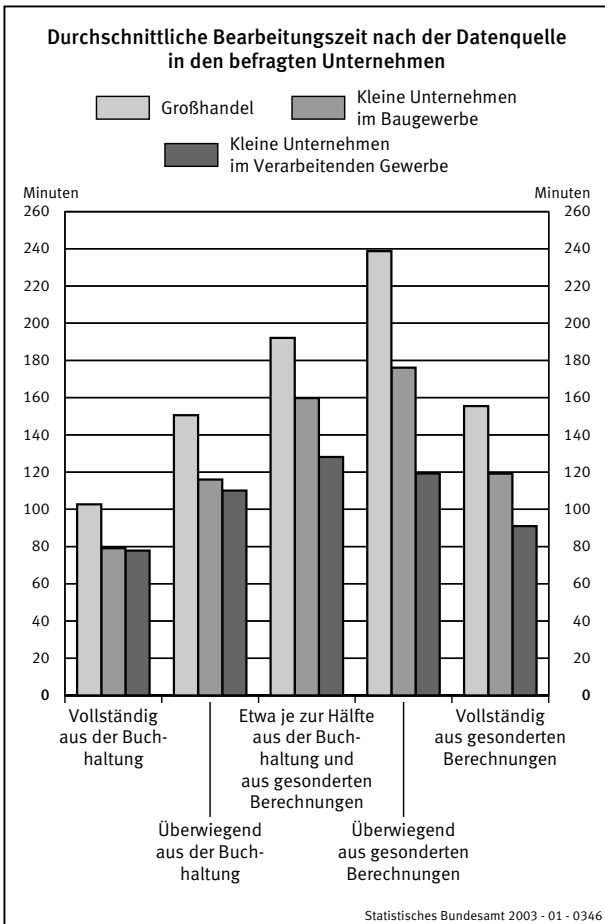
den S. 476) zeigt sich eine klare Zeitersparnis, je stärker die Daten der betrieblichen Buchhaltung entnommen werden: Unternehmen, deren Daten vollständig aus der Buchhaltung stammen, benötigen nur etwa die Hälfte der Bearbeitungszeit von Unternehmen, deren Daten überwiegend aus gesonderten Berechnungen stammen.<sup>13)</sup>

### 3.5 Schwierigkeiten und Anregungen – Auswertung der offenen Frage

Die offene Frage nach Schwierigkeiten und Anregungen soll den Befragten die Gelegenheit geben, auf besondere Probleme hinzuweisen und sich aktiv an der Verbesserung und Vereinfachung der Erhebungsunterlagen zu beteiligen (siehe Schaubild 9). Es wurden bewusst keine Antwortmöglichkeiten vorgegeben, um jegliche Beeinflussung der Befragten zu vermeiden und den Fragebogen optisch nicht unnötig aufzublähen. Der wesentliche Zweck dieser Frage liegt nicht in der quantitativen Auswertung, die durch eine offene Fragestellung erschwert wird. Vielmehr interessieren sinnvolle Hinweise, wie die Erhebungen verbessert und vereinfacht

13) Allerdings sind die Fallzahlen für die Ausprägungen „überwiegend aus gesonderten Berechnungen“ und „vollständig aus gesonderten Berechnungen“ sehr gering.

Schaubild 8



werden können und womit die Befragten besondere Schwierigkeiten haben.

Der Anteil der Befragten, die diese Möglichkeit der Artikulation genutzt haben, ist erwartungsgemäß niedrig: Insgesamt haben 18% der Befragten der Großhandelsstatistik, 16% der Befragten der Strukturhebung Verarbeitendes

Gewerbe und 14% der Befragten der Strukturhebung Bau davon Gebrauch gemacht. Ein deutlich höherer Anteil, nämlich jeweils 31% der Befragten der Großhandelsstatistik und der Strukturhebung Bau und sogar 39% der Befragten der Strukturhebung Verarbeitendes Gewerbe geben explizit an, keine Schwierigkeiten gehabt zu haben. Bei allen drei Erhebungen kam etwa die Hälfte der gesamten Erhebungsbogen ganz ohne Anmerkungen zurück (siehe Tabelle 6).

Tabelle 6: Schwierigkeiten und Anregungen der Befragten

Befragte Unternehmen	Großhandel <sup>1)</sup>	Baugewerbe <sup>2)</sup>	Verarbeitendes Gewerbe <sup>2)</sup>	Unternehmen
Unternehmen .....	5503	2551	2255	10309
		%		Anzahl
Keine Anmerkungen ....	51,2	55,7	44,4	5238
Anmerkung „Keine Schwierigkeiten“ .....	30,9	30,7	39,2	3366
Sonstige Anmerkungen .	17,9	13,7	16,4	1705
und zwar:				
Formale Anregungen ..	1,8	3,3	1,2	209
Erhebungsorganisation	3,7	1,8	1,6	287
Erhebungsmethodik ..	1,1	2,9	3,3	209
Erhebungsinhalte .....	9,5	5,0	9,8	873
Unrealisierbare Anregungen .....	4,7	4,0	4,1	454

1) Jahreserhebung 2001. – 2) Strukturhebung kleiner Unternehmen 2001.

Um trotz der offenen Fragestellung eine Quantifizierung zu ermöglichen, wurden die Antworten für die Auswertung fünf Kategorien zugeordnet:

- formale Anregungen zum Erhebungsbogen, zum Beispiel Vereinfachung der Formulare und Fragestellungen, weniger „amtsdeutsch“;
- Anregungen zur Erhebungsorganisation, zum Beispiel frankierter und adressierter Rückumschlag, Internetnutzung, andere Abgabetermine und -fristen;

Schaubild 9

Ausschnitt aus dem Erhebungsbogen zur Untersuchung der Unternehmensbelastung:  
Offene Fragen nach Schwierigkeiten und Anregungen

Traten bei der Beantwortung Schwierigkeiten auf? Wenn ja, welche?

.....

.....

Haben Sie Anregungen zur Verbesserung oder Erleichterung der Erhebung?

.....

.....

Statistisches Bundesamt 2003-01-0339



- Anregungen zur Erhebungsmethodik, zum Beispiel Periodizität ändern, Befreiung kleiner Unternehmen von der Auskunftspflicht, Abfrage der Daten beim Finanzamt;
- Anregungen zu und Schwierigkeiten bei Erhebungsinhalten, zum Beispiel Anpassung der Erhebung an betriebliches Rechnungswesen, Schwierigkeiten bei bestimmten Fragen;
- unqualifizierte Bemerkungen und nicht realisierbare Anregungen, zum Beispiel Abschaffung der Statistik, Erstattung der Kosten, Herausnahme des Betriebs aus der Erhebung.

Die große Mehrheit der Anregungen und Schwierigkeiten bezieht sich auf die Erhebungsinhalte: Bei der Großhandelsstatistik sowie bei der Strukturhebung Verarbeitendes Gewerbe sind dies fast die Hälfte aller Bemerkungen, bei der Strukturhebung Bau immerhin noch knapp ein Drittel. Unqualifizierte Bemerkungen und nicht realisierbare Vorschläge machen 20% (Strukturhebung Verarbeitendes Gewerbe), 23% (Großhandelsstatistik) und 24% (Strukturhebung Bau) aller Bemerkungen aus, das entspricht zwischen 4 und 5% aller Antworten (siehe Schaubild 10).

Betrachtet man den Zusammenhang zwischen geäußerten Schwierigkeiten und Anregungen und der benötigten Bearbeitungszeit, so zeigt sich, dass die Mitarbeiter, die geäußert haben, die Erhebung habe keine Schwierigkeiten verursacht, durchschnittlich die geringsten Bearbeitungszeiten angeben. Mitarbeiter, die sich zu dieser Frage nicht geäu-

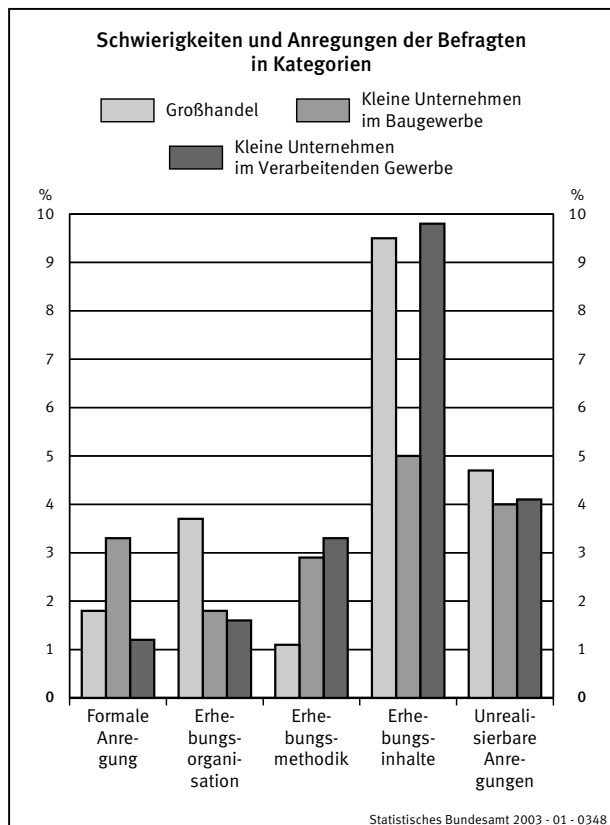
Tabelle 7: Durchschnittliche Bearbeitungszeiten nach Schwierigkeiten und Anregungen der Befragten

Befragte Unternehmen	Großhandel <sup>1)</sup>	Baugewerbe <sup>2)</sup>	Verarbeitendes Gewerbe <sup>2)</sup>
Unternehmen .....	5479	2543	2247
Minuten			
Keine Anmerkungen ....	120,1	88,7	87,5
Anmerkung „Keine Schwierigkeiten“ .....	101,2	78,8	74,4
Sonstige Anmerkungen ..	166,2	149,7	107,4
Formale Anregungen ..	162,3	155,1	154,6
Erhebungsorganisation	165,9	114,1	103,6
Erhebungsmethodik ..	156,5	138,1	103,8
Erhebungsinhalte .....	175,2	139,1	98,5
Unrealisierbare Anregungen .....	168,6	176,7	155,3

1) Jahreserhebung 2001. – 2) Strukturhebung kleiner Unternehmen 2001.

bert haben, nennen etwas höhere Bearbeitungszeiten. Die durchschnittliche Bearbeitungszeit von Bearbeitern mit Schwierigkeiten liegt dagegen in allen Erhebungen deutlich höher. Innerhalb dieser Gruppe, die zwischen 14 und 18% der Befragten der drei Erhebungen umfasst, weisen bei allen drei Erhebungen diejenigen Befragten sehr lange Bearbeitungszeiten auf – und zwar im Durchschnitt mehr als zweieinhalb Stunden –, die formale oder unqualifizierte bzw. nicht realisierbare Anmerkungen gemacht haben (siehe Tabelle 7).

Schaubild 10



#### 4 Zusammenfassung und Ausblick

Bereits die Auswertungen zum Meldeaufwand der ersten drei untersuchten Erhebungen zeigen, dass die Studie interessante Aussagen ermöglicht, für die bislang die empirische Untermauerung unzureichend war.

Wie erwartet, wurden nicht unerhebliche durchschnittliche Bearbeitungszeiten in den Unternehmen ermittelt. Da bei der Plausibilisierung sehr vorsichtig verfahren und nur eindeutig unzutreffende Angaben vor den Berechnungen herausgenommen wurden, stellen die ermittelten Zahlen die obere Grenze der Belastungen durch die betrachteten statistischen Erhebungen dar. Bei zwei dieser Erhebungen handelt es sich um vollständig neue Berichtskreise.

Die Betrachtung der Großhandelsstatistik, die als einzige der drei Erhebungen alle Größenklassen von Unternehmen befragt, zeigt, dass die Bearbeitungszeiten tendenziell mit der Größe der Unternehmen zunehmen. Da die Erhebungen jeweils einen einheitlichen Fragebogen für alle Auskunftgebenden verwenden, bedeutet das, dass der Fragekatalog Elemente enthält, die erst bei größeren Unternehmen mit einer aufwändigeren Bearbeitung verbunden sind. Entlastende Elemente für die oft als besonders belastet vermuteten kleineren Unternehmen liegen also auch bereits ohne besondere Maßnahmen vor. Die verbreitete Meinung, nur größere Firmen mit ausreichend Verwaltungsangestellten könnten mit dem Ausfüllen von Statistiken zurecht kommen, wird dadurch relativiert.

Die Streuung der angegebenen Bearbeitungszeiten ist beträchtlich. Im Vorfeld der Untersuchung wurde die Vermutung formuliert, dass eine geringe Streuung auf eine homogene, tatsächlich in der Art der statistischen Erhebung beruhende Belastung hindeute. Sei die Streuung dagegen groß, werden die Unternehmen durch gleiche Sachverhalte offensichtlich sehr unterschiedlich belastet, was seine Ursache in einer suboptimalen Bearbeitung der Erhebung in einigen Unternehmen haben könnte. Die Erhebungsergebnisse zeigen nun, dass es in der Tat Möglichkeiten gibt, die Statistiken mit überschaubarem Aufwand zu bearbeiten. Im Statistischen Bundesamt wird weitergehend untersucht werden, wie effizient arbeitende Unternehmen die Erhebungen beantworten und welche Hilfen und Unterstützungen den übrigen Befragten angeboten werden können.

Erste Aussagen über eine schlanke Bearbeitung von statistischen Erhebungen liefert die Belastungsuntersuchung bereits selbst. Es zeigen sich deutliche Differenzen in den Bearbeitungszeiten der verschiedenen Bearbeitertypen. Externe Bearbeiter erledigen statistische Meldungen am schnellsten, ein Befund, der auch bei der Untersuchung der Intrastaterhebung<sup>14)</sup> festgestellt wurde. Inwieweit daraus Handlungsvorschläge abgeleitet werden können, muss näher untersucht werden.

Bezüglich der Generierung der Daten für statistische Erhebungen in den Unternehmen kann festgestellt werden, dass – zumindest für die bislang betrachteten Statistiken – die Orientierung der Erhebungsinhalte an den im Unternehmen vorliegenden Informationen gelungen ist.

Einen Eindruck vom Belastungsempfinden der Befragten zeigt die Behandlung der offenen Fragen nach Schwierigkeiten und nach Hinweisen auf Verbesserungsmöglichkeiten. Jedes zweite Unternehmen hat keine Reaktion in die entsprechenden Felder eingetragen. Der überwiegende Teil der expliziten Äußerungen lautet: „Wir hatten keine Schwierigkeiten“. Hinweise auf Entlastungspotenziale wird die tiefere Auswertung der je nach Erhebung 14 bis 18% weiteren Äußerungen zu den offenen Fragen liefern, die unter Beteiligung der jeweiligen Fachstatistiker vorgenommen werden soll. Im Vorfeld der Untersuchung wurde gelegentlich die Befürchtung geäußert, die Fragen könnten vor allem von verärgerten Auskunftgebenden als Ventil genutzt werden, um unqualifizierte Bemerkungen anstelle von wirklichen Hinweisen zu äußern. Diese Befürchtung hat sich als unbegründet erwiesen. Gerade einmal rund 4% aller Antworten auf die Belastungsuntersuchung bestehen in solchen Bemerkungen. Besonders im Verhältnis zu der erwähnten achtmal häufigeren Bestätigung, keine Schwierigkeiten empfunden zu haben, ist dies für die Statistiker ein sehr positives Ergebnis.

Insgesamt belegen bereits diese ersten schlaglichtartigen Einblicke, dass die in der öffentlichen Diskussion oft anzutreffenden Anwürfe an die amtliche Statistik als einer wesentlichen Belastungsquelle stark überzogen sind. Berücksichtigt man weiter, dass die untersuchten Erhebun-

gen mit zum Teil sehr geringen Stichprobenauswahlsätzen arbeiten, so entkräftet dies das Bild der Bundesstatistik als wesentlicher Ursache der „Bürokratiebelastung der Wirtschaft“ noch mehr: Bei einem Auswahlsatz von unter 8% im Großhandel und gar nur 2% im Bereich der kleinen Unternehmen des Baugewerbes belaufen sich die durchschnittlichen Statistiklasten, die die betrachteten Erhebungen bei Unternehmen der betroffenen Wirtschaftsbereiche verursachen, auf wenige Minuten<sup>15)</sup>. Starke Statistikschele lässt sich mit solchen Zahlen nicht wirksam belegen. [uu](#)

---

14) Siehe Fußnote 6.

15) Großhandelsstatistik: 9,4 Minuten, Strukturhebung Bau: 1,9 Minuten, Strukturhebung Verarbeitendes Gewerbe: 2,1 Minuten.

Dr. Christiane Bald-Herbel

# Umstellung der Produktions- und Produktivitätsindizes im Produzierenden Gewerbe auf Basis 2000 = 100

Mit dem Berichtsmonat Mai 2003 werden die Produktions- und Produktivitätsindizes auf das Basisjahr 2000 umgestellt. Die Produktionsindizes werden auf die nunmehr gültige „Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 2003 (WZ 2003)“ – je nach Verfügbarkeit der Daten – bis zum Berichtsmonat Januar 1991 zurückgerechnet. Ergebnisse für die vollständige Untergliederung der WZ 2003 stehen für den Gebietsstand Deutschland zur Verfügung, für die Untergliederung „Früheres Bundesgebiet“ und „Neue Länder und Berlin-Ost“ lediglich die Ergebnisse der wichtigsten Aggregate. Die Produktivitätsindizes werden für Deutschland einmal jährlich in der vollständigen Untergliederung des Verarbeitenden Gewerbes (einschließlich Bergbau und Gewinnung von Steinen und Erden) berechnet, vierteljährlich stehen die Ergebnisse der wichtigsten Hauptgruppen zur Verfügung.

Die Berechnungsweise der Produktions- und Produktivitätsindizes bleibt konzeptionell unverändert. Die Produktivitätsindizes werden auf dem neuen Basisjahr nur noch nach drei Merkmalsausprägungen berechnet. Im Rahmen des Monatsberichts für Betriebe im Verarbeitenden Gewerbe werden ab dem Berichtsjahr 2003 statt der geleisteten Arbeiterstunden die geleisteten Arbeitsstunden (Beschäftigtenstunden) gemeldet. Eine Berechnung nach geleisteten Arbeiterstunden ist daher nicht mehr möglich.

## Vorbemerkung

Die Produktionsindizes müssen gemäß der Vorschrift der Konjunkturverordnung<sup>1)</sup> des Rates der Europäischen Union

innerhalb eines Zeitraums von drei Jahren nach dem Ablauf der auf 0 oder 5 endenden Bezugsjahre auf eine neue Basis umgestellt werden. Mit dem Berichtsmonat Mai 2003 wird nun die bislang geltende Basis 1995 = 100 durch das neue Basisjahr 2000 abgelöst.

Die zur Indexberechnung erforderlichen Ausgangsdaten werden nach geänderten Wirtschaftszweig- und Güterklassifikationen erhoben. Für die Abgrenzung der dargestellten Produktions- und Produktivitätsindizes wird nun die „Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 2003 (WZ 2003)“ herangezogen, deren Tätigkeiten wiederum durch das „Systematische Güterverzeichnis für Produktionsstatistiken, Ausgabe 2002 (GP 2002)“ definiert sind.

Bisher lag den institutionell abgegrenzten Statistiken die „Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 1993 (WZ 93)“ zugrunde; die Erfassung der güterwirtschaftlichen Erzeugung erfolgte nach dem „Systematischen Güterverzeichnis für Produktionsstatistiken, Ausgabe 1995 (GP 95)“.

Die Bildung der Hauptgruppen (Vorleistungsgüterproduzenten, Investitionsgüterproduzenten, Verbrauchs- und Verbrauchsgüterproduzenten sowie die Hauptgruppe Energie) erfolgt durch die direkte Zuordnung der WZ 2003-Dreisteller zu diesen Aggregaten. Die Definition dieser Bereiche ist in der Hauptgruppen-Verordnung der Europäischen Gemeinschaften festgelegt.<sup>2)</sup>

1) Verordnung (EG) Nr. 1165/98 des Rates vom 19. Mai 1998 über Konjunkturstatistiken (Amtsbl. der EG Nr. L 162, S. 1).

2) Verordnung (EG) Nr. 586/2001 der Kommission vom 26. März 2001 zur Durchführung der Verordnung (EG) Nr. 1165/98 des Rates über Konjunkturstatistiken: Definition der industriellen Hauptgruppen (MIGS) (Amtsbl. der EG Nr. L 86, S. 11).

Die Produktionsindizes für den Gebietsstand Deutschland werden als kalendermonatliche Originalindizes und in arbeitstäglich bereinigter Form zur Verfügung gestellt. Zusätzlich werden saisonbereinigte Indizes (nach der Methode Census X-12-ARIMA) sowie die Trend-Konjunkturkomponente (nach dem „Berliner Verfahren, Version 4 (BV 4)“) publiziert.

Für die Gebietsstände früheres Bundesgebiet sowie die neuen Länder und Berlin-Ost können lediglich Ergebnisse bis zur Hauptgruppenebene zur Verfügung gestellt werden; die zur Indexberechnung benötigten Wertschöpfungsdaten liegen nur für den Gebietsstand Deutschland vor und die geschätzte Aufteilung dieser Größen auf die Teilgebiete ist für einzelne Wirtschaftszweige nicht hinreichend genau.

Produktivitätsindizes werden nur für Deutschland berechnet, und zwar vierteljährlich für das Produzierende Gewerbe (ohne Bauleistungen und Energie<sup>3)</sup>) und wichtige Hauptgruppen sowie jährlich für alle Wirtschaftszweige der WZ 2003.

Der Rückrechnungszeitraum der Indizes im Produzierenden Gewerbe reicht bis zum Januar 1991, wobei zu beachten ist, dass die WZ 2003 einige Wirtschaftszweige enthält (z. B. Verlagsgewerbe, Recycling usw.), für die es vor 1995 keine Informationen gibt.

### 1 Produktionsindizes

Aus dem in der Gütergliederung des GP 2002 erhobenen Datenmaterial der Produktionserhebung werden zunächst Messzahlen der (Brutto-)Produktion gebildet. In diese erste Berechnungsstufe gehen sowohl Mengen- als auch Wertreihen ein. Die Wertangaben werden mit auf die jeweilige Güterposition zugeschnittenen Indizes der Erzeugerpreise für gewerbliche Produkte deflationiert. In den Wirtschaftszweigen „Schiffbau“, „Bahnindustrie“, „Luft- und Raumfahrzeugbau“ sowie dem in die Bereiche „Hochbauleistungen“ und „Tiefbauleistungen“ untergliederten Bauhauptgewerbe werden zur Schätzung der Produktionsentwicklung Informationen über geleistete Stunden herangezogen, weil hier eine wert- oder mengenbezogene Fortschreibung wegen der in der Regel über einen Monat hinaus reichenden Fertigungsdauer dieser Erzeugnisse nicht sachgerecht ist; bei der stundenbasierten Fortschreibungsart ist allerdings die Produktivitätsentwicklung in geeigneter Weise zu berücksichtigen.

Die zweite Berechnungsstufe der Produktionsindizes ist die Zusammenfassung der jeder Klasse (= Vierstellige Wirtschaftszweige) der WZ 2003 zugeordneten Fortschreibungselemente (also der einzelnen Messzahlen der Produktion) zu Indizes für Wirtschaftszweige. Für jede Fortschreibungsposition wird der Anteil des Bruttoproduktionswerts am gesamten Bruttoproduktionswert im Basisjahr für alle zum jeweiligen Wirtschaftszweig gehörenden Fortschreibungsreihen gebildet. Mit dieser „Einzelgewichtungsstruktur“ werden die Fortschreibungsmesszahlen aggregiert.

Die dritte Stufe der Indexberechnung fasst schließlich die Indizes der Klassen zu höheren Aggregaten bis hin zum Produzierenden Gewerbe zusammen. Hierzu wird aber die Verteilung der Wertschöpfung herangezogen, da bei der Aggregation ausschließlich die eigene Leistung des jeweiligen Wirtschaftsbereichs zum Ausdruck kommen soll. Für diese „Zweiggewichtung“ wird die Bruttowertschöpfung zu Faktorkosten verwendet. Sie wird definiert als die Differenz zwischen dem Bruttoproduktionswert und den Vorleistungen sowie dem Saldo „sonstige indirekte Steuern abzüglich Subventionen für die laufende Produktion“. Diese Wertschöpfungsgröße wird im Einklang mit den Anforderungen Eurostats in allen Mitgliedstaaten der Europäischen Union (EU) den Berechnungen von Produktionsindizes zugrunde gelegt.

Das Schaubild zeigt am Produktionskonto, wie diese Wertschöpfungsgröße ausgehend vom Bruttoproduktionswert bestimmt wird.

Schaubild

Ableitung der Wertschöpfungsgröße <sup>1)</sup> des Produktionsindex				
Verbrauch an Roh-, Hilfs- und Betriebsstoffen .....		Brutto-wert-schöpfung	Brutto-produktions-wert	
Einsatz an Handelsware .....				
Kosten für durch andere Unternehmen ausgeführte Lohnarbeiten .....				
Kosten für sonstige industrielle/handwerkliche Dienstleistungen (nur fremde Leistungen) .....				
Kosten für Leiharbeitnehmer .....				
Mieten und Pachten .....				
Sonstige Kosten .....				
Sonstige indirekte Steuern abzüglich Subventionen für die laufende Produktion .....				Netto-produktions-wert
Abschreibungen ..	Brutto-wert-schöpfung zu Faktorkosten			
Nettowertschöpfung zu Faktorkosten ...				

1) Ohne Umsatzsteuer.

Da die Produktionsindizes die gesamte Wertschöpfung eines Wirtschaftszweiges (unter Ausschaltung der Preisveränderung) repräsentativ fortschreiben sollen, werden die Angaben der Bruttowertschöpfung zu Faktorkosten (für Unternehmen mit im Allgemeinen 20 und mehr Beschäftigten) aus der Kostenstrukturerhebung 2000 über Umsatzinformationen aus dem Handwerksbericht sowie der industriellen Kleinbetriebserhebung auf den Berichtskreis „Alle Unternehmen“ hochgerechnet. Die so ermittelte Gewichtung ist in der Tabelle dargestellt.

#### 1.1 Monatlicher Produktionsindex

Zur Berechnung des monatlichen Produktionsindex werden – bis auf die bereits erwähnten, auf den Arbeitsstunden

3) Dieses Aggregat wird vom Bundesministerium für Wirtschaft und Arbeit und der Deutschen Bundesbank als „Industrie“ bezeichnet.

Tabelle: Gewichtung des Produktionsindex

Ab-schnitte und Unterabschnitte der WZ 2003 <sup>1)</sup>	Wirtschaftszweig (H.v. = Herstellung von)	Bruttowertschöpfung		
		2000		1995
		1 000 EUR	%	
C – F	Produzierendes Gewerbe ..	483 867 942	100	100
C – E	Produzierendes Gewerbe (ohne Bauleistungen) ...	446 687 679	92,32	88,22
C – D	Bergbau, Gewinnung von Steinen und Erden und Verarbeitendes Gewerbe	415 315 681	85,83	81,74
	Vorleistungsgüterproduzenten .....	162 016 772	33,48	32,47
	Investitionsgüterproduzenten .....	148 253 409	30,64	28,06
	Gebrauchsgüterproduzenten .....	17 725 804	3,66	3,87
	Verbrauchsgüterproduzenten .....	75 025 951	15,51	15,26
	Energie .....	43 665 743	9,02	8,56
C	Bergbau und Gewinnung von Steinen und Erden ..	8 248 682	1,70	2,20
CA	Kohlenbergbau, Torfgewinnung, Gewinnung von Erdöl und Erdgas ....	6 154 120	1,27	1,63
CB	Erzbergbau, Gewinnung von Steinen und Erden, sonstiger Bergbau .....	2 094 562	0,43	0,56
D	Verarbeitendes Gewerbe ..	407 066 999	84,13	79,54
DA	Ernährungsgewerbe und Tabakverarbeitung .....	35 479 753	7,33	6,86
DB	Textil- und Bekleidungs-gewerbe .....	8 266 375	1,71	2,00
DC	Ledergewerbe .....	996 233	0,21	0,26
DD	Holzgewerbe (ohne H.v. Möbeln) .....	6 722 085	1,39	1,55
DE	Papier-, Verlags- und Druckgewerbe .....	30 276 010	6,26	5,84
DF	Kokerei, Mineralölverarbeitung, Herstellung und Verarbeitung von Spalt- und Brutstoffen ...	6 139 625	1,27	0,44
DG	Chemische Industrie .....	39 593 379	8,18	8,46
DH	H.v. Gummi- und Kunststoffwaren .....	19 500 515	4,03	3,90
DI	Glasgewerbe, Keramik, Verarbeitung von Steinen und Erden .....	15 483 942	3,20	3,71
DJ	Metallerzeugung und -bearbeitung, H.v. Metallerzeugnissen .....	52 997 874	10,95	10,64
DK	Maschinenbau .....	60 035 300	12,41	11,66
DL	H.v. Büromaschinen, Datenverarbeitungsgeräten und -einrichtungen; Elektrotechnik, Feinmechanik und Optik .....	62 643 295	12,95	10,95
DM	Fahrzeugbau .....	57 466 558	11,88	10,81
DN	H.v. Möbeln, Schmuck, Musikinstrumenten, Sportgeräten, Spielwaren und sonstigen Erzeugnissen; Recycling ..	11 466 055	2,37	2,47
E	Energie- und Wasserversorgung .....	31 371 998	6,48	6,49
45.1/2	Bauhauptgewerbe .....	37 180 263	7,68	11,78
	Hochbauleistungen .....	24 398 452	5,04	7,67
	Tiefbauleistungen .....	12 781 811	2,64	4,10

1) Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 2003.

basierenden Ausnahmen – die Angaben über Mengen und Werte der monatlichen Produktionserhebung herangezogen. Diese Erhebung wird durchgeführt bei den rund 15 000 größten Betrieben der Abschnitte C und D der WZ 2003 (Verarbeitendes Gewerbe einschl. Bergbau und Gewinnung von Steinen und Erden). Die Auswahl der Meldebetriebe wird jährlich neu bestimmt, wobei eine produktionswertbezogene Repräsentationsgrenze von mindestens 75% in jedem Bundesland vorgegeben wird.<sup>4)</sup> Damit ergibt sich auf Bundesebene ein Repräsentationsgrad von über 78%, bezogen auf den gesamten Produktionswert aller zur Vierteljährlichen Produktionserhebung meldepflichtigen Betriebe (wobei die Angaben der Monatsmelder zu Vierteljahresdaten addiert werden). Die ausgewählten Betriebe melden ihre gesamte Absatzproduktion und entsprechend ihre zur Weiterverarbeitung bestimmte Produktion in der Gliederung des „Systematischen Güterverzeichnisses für Produktionsstatistiken, Ausgabe 2002 (GP 2002)“.

Aus dieser monatlichen Produktionserhebung stehen Wert- und Mengenangaben für rund 6 000 Erzeugnisse, die so genannten Neunsteller der Güterklassifikation, zur Verfügung. Diese Neunsteller werden zu Sechststellern zusammengefasst. Aus diesen zusammengefassten Positionen werden die Messzahlen der Produktion gebildet, da in dieser Abgrenzung der Güterpositionen des GP 2002 Indizes der Erzeugerpreise gewerblicher Produkte zur Deflationierung der in die Indexberechnung eingehenden Wertreihen zur Verfügung stehen. Bis zum Vorliegen der Preisindizes auf der Originalbasis 2000=100 werden die derzeit noch geltenden Preisindizes auf Basis 1995=100 umbasiert.

Die Berechnung des Produktionsindex wird originär für die Gebietsstände „Früheres Bundesgebiet“ und „Neue Länder und Berlin-Ost“ durchgeführt. Die vierstelligen Wirtschaftszweige der WZ 2003 für Deutschland werden durch die Aggregation der Viersteller der Teilgebiete gebildet. Als Gewichtung wird die Bruttowertschöpfung zu Faktorkosten des Basisjahres der Teilgebiete herangezogen. Die Bruttowertschöpfung der Teilgebiete wurde durch die Aufteilung der Bruttowertschöpfung für Deutschland schätzungsweise ermittelt. Auf diese Weise ist gewährleistet, dass die Ergebnisse für Deutschland innerhalb der Grenzen liegen, welche durch die Ergebnisse für die Teilgebiete vorgegeben werden.

Die Bildung der Hauptgruppen (Vorleistungsgüterproduzenten, Investitionsgüterproduzenten, Verbrauchs- und Verbrauchsgüterproduzenten sowie Energie) erfolgt durch die direkte Zuordnung der WZ 2003-Dreisteller zu diesen Aggregaten. Dies ist in der Hauptgruppenverordnung der EU verbindlich geregelt.

Der Produktionsindex wird als kalendermonatlicher Originalindex und in arbeitstäglich bereinigter Form publiziert. Zusätzlich werden saisonbereinigte Indizes (nach der Methode Census X-12-ARIMA<sup>5)</sup>) sowie die Trend-Konjunktur-Komponente (nach dem „Berliner Verfahren, Version 4 (BV 4)“) veröffentlicht.

4) Zu den Einzelheiten siehe Herbel, N./Weisbrod, J.: „Auswirkungen des neuen Konzepts der Produktionserhebungen auf die Berechnung der Produktionsindizes ab 1999“ in WiSta 4/1999, S. 293 ff. sowie Bald-Herbel, C.: „Erste Erfahrungen mit dem neuen Konzept des Produktionsindex für das Produzierende Gewerbe“ in WiSta 6/2000, S. 413 ff.

5) Das Verfahren wird detailliert beschrieben in Jung, S.: „Erfahrungen mit dem Saisonbereinigungsverfahren Census X-12-ARIMA für den Produktionsindex“ in WiSta 9/2002, S. 797 ff.



In der Fachserie 4 „Produzierendes Gewerbe“, Reihe 2.1 „Indizes der Produktion und der Arbeitsproduktivität im Produzierenden Gewerbe“ sind die Ergebnisse für das gesamte Bundesgebiet für einen großen Teil der verfügbaren Klassen der WZ 2003 enthalten<sup>6)</sup>; Produktionsindizes für die Teilgebiete stehen lediglich für die Hauptgruppen und höhere Aggregate zur Verfügung.

### 1.2 Vierteljährlicher Produktionsindex

In analoger Weise zur monatlichen Indexkonzeption wird auch vierteljährlich ein Produktionsindex berechnet. Zur Berechnung der Indizes für die 258 Viersteller der WZ 2003 steht hier das Datenmaterial der den vollständigen Berichtskreis abdeckenden Vierteljährlichen Produktionserhebung zur Verfügung, wobei – wie bereits ausgeführt – die Angaben der Monatsmelder zu Vierteljahresdaten addiert werden. In den ersten beiden Berechnungsstufen werden Messzahlen der Produktion gebildet und zu Wirtschaftszweigindizes zusammengefasst, die dritte Stufe bildet – wie auch bei den Monatsindizes – die wertschöpfungsgestützte Aggregation zu den Hauptgruppen und zum Gesamtindex.

Die Frage, ob die Ergebnisse des Berichtskreises repräsentativ für die Entwicklung eines Wirtschaftszweiges sind, stellt sich daher bei den Vierteljährlichen Indizes nicht, da die Informationen sämtlicher berichtspflichtiger Betriebe verarbeitet werden. Auch bei der vierteljährlichen Berechnung gelten die beim Monatlichen Produktionsindex genannten Ausnahmeregelungen, bei denen die Berechnung eines Produktionsindex mit Hilfe von Angaben aus einer unterjährigen Produktionserhebung nicht sinnvoll ist.

### 1.3 Angleichung des Monatlichen an den Vierteljährlichen Produktionsindex

Das zur Entlastung der Berichtsfirmen entwickelte Konzept der Produktionserhebungen, nämlich jede Berichtsstelle meldet nur einmal, entweder monatlich oder vierteljährlich, ermöglicht einen Abgleich zwischen monatlicher und vierteljährlicher Indexberechnung. Der Vierteljährliche Index ist der „wahre Wert“, der alle Angaben sämtlicher Betriebe umfasst und an den der monatliche Index angepasst wird (Benchmark). Diese Anpassung ist möglich, da monatliche und vierteljährliche Indexberechnung inhaltlich identisch sind. Die verwendeten Gewichte sowohl auf der Ebene der Messzahlenverdichtung (Sechssteller) als auch bei der Aggregation der Wirtschaftszweige sind in beiden Systemen gleich. Da auch in der Fortschreibung formal dieselbe Klassifikation (GP 2002) angewendet wird, ist eine Angleichung der beiden Indexergebnisse methodisch zu vertreten.

Die jeweils nach Fertigstellung eines Vierteljährlichen Index noch bestehenden Unterschiede zum Quartalsergebnis aus der monatlichen Berechnung werden ex post beseitigt, indem das Niveau der Monatsindizes jeweils an das Niveau der Vierteljahresindizes angeglichen wird. Die Anwendung der Anpassungsfaktoren erfolgt für alle Monate des zugehö-

rigen Zeitraums in gleicher Weise, das heißt die Ergebnisse der monatlichen Berechnung werden im jeweils gleichen Prozentsatz abgesenkt oder angehoben. Da nicht bekannt ist, in welchem Umfang die registrierten Unterschiede ihre Ursache in den Ergebnissen eines, zweier oder aller drei Monate haben, ist diese proportionale Anpassung nur einer von verschiedenen denkbaren Korrekturingriffen.

Da am aktuellen Rand die Ergebnisse der Produktionserhebung des dazugehörigen Quartals noch nicht vorliegen, werden jeweils die letztverfügbaren Anpassungsfaktoren verwendet. Die Praxis hat gezeigt, dass diese behelfsmäßige Anpassung die vierteljährlich fällige Korrektur relativ gut annähert. Eine Ausnahme bildet das erste Quartal eines Jahres: Hier werden nicht die Faktoren des Vorquartals herangezogen, sondern die Faktoren des entsprechenden Vorjahresquartals.

### 1.4 Indexkorrekturen

Die vorläufigen Ergebnisse der monatlichen Indexberechnung liegen rund fünf Wochen nach dem Ende des Berichtsmonats vor. Ein Jahr im Voraus werden – in Abstimmung mit dem Bundesministerium für Wirtschaft und Arbeit – die Veröffentlichungstermine für die vorläufigen monatlichen Indizes festgelegt. Etwa drei Wochen später erfolgt eine erste Berichtigung dieser Daten. Diese berichtigten Monatsergebnisse werden dann nochmals verändert, wenn die Ergebnisse des zugehörigen Vierteljährlichen Index vorliegen; dies ist voraussichtlich etwa sechs bis acht Wochen nach Ende eines Berichtsquartals der Fall. Beispielsweise bedeutet dies, dass die vorläufigen Produktionsindizes für die Berichtsmonate Januar bis März mit der Veröffentlichung der berichtigten Mai-Indizes revidiert und an das Niveau des Vierteljährlichen Index für das erste Quartal angepasst werden.

Eine endgültige Berichtigung der Produktionsindizes wird nach Vorliegen des vierten Quartals der Vierteljährlichen Produktionserhebung für alle Monate des jeweiligen Berichtsjahres vorgenommen.

Mit dieser Verzahnung der monatlichen und vierteljährlichen Produktionsindexberechnung entfällt eine eigenständige Veröffentlichung des Vierteljährlichen Produktionsindex. Das Quartalsergebnis ergibt sich aus der Aggregation der entsprechenden Monatsergebnisse.

## 2 Produktivitätsindizes

Neben Produktions-, Auftragseingangs- und Umsatzindizes werden vom Statistischen Bundesamt für jedes Basisjahr auch Produktivitätsindizes berechnet. Im Rahmen der Produktivitätsberechnungen im Verarbeitenden Gewerbe wird das Verhältnis des Produktionsindex zu dem eingesetzten Arbeitsvolumen als „Arbeitsproduktivität“ bezeichnet. Das Produktionsergebnis wird allerdings auch von der Verände-

<sup>6)</sup> Im Informationssystem STATIS-BUND (Zugriff über den Zeitreihenservice im Internet, Adresse: <http://www-zr.destatis.de>) sind Ergebnisse für alle Klassen der WZ 2003 zugänglich, für die Produktionsindizes berechnet werden.



zung des Produktionsfaktors „Kapital“ bestimmt, der sich wiederum auf Organisation und Zusammensetzung des Produktionsfaktors „Arbeit“ auswirkt. Die durch die Produktivitätsquotienten gemessenen Veränderungsdaten stellen daher nur bedingt die Entwicklung der reinen Arbeitsproduktivität dar, was bei der Interpretation der Ergebnisse zu beachten ist.

Drei verschiedene Ausprägungen des Arbeitsvolumens werden für die Indexberechnung herangezogen:

- Anzahl der Arbeiter (für fachliche Betriebsteile),
- Anzahl der Beschäftigten (für fachliche Betriebsteile),
- Anzahl der geleisteten Arbeitsstunden (für Betriebe).

Alle Merkmale des Arbeitseinsatzes werden im Rahmen des Monatsberichts für Betriebe des Verarbeitenden Gewerbes sowie des Bergbaus und der Gewinnung von Steinen und Erden erhoben.

Für jede Periode und jede Aggregationsstufe der Wirtschaftszweig-Klassifikation wird die erbrachte Produktionsleistung – repräsentiert durch den Produktionsindex – zu den Komponenten der jeweils benötigten Arbeitsinputs in Beziehung gesetzt. Die Produktivitätsindizes für die geleisteten Arbeitsstunden verwenden zur Quotientenbildung den kalendermonatlichen Produktionsindex. Da der Produktionsindex für fachliche Teile berechnet wird und die geleisteten Arbeitsstunden für Betriebe erhoben werden, werden die geleisteten Arbeitsstunden für die fachlichen Betriebsteile schätzungsweise aus den Betriebsangaben (über die durchschnittliche Arbeitszeit je Beschäftigten) errechnet. Die monatlichen Angaben für die Beschäftigten und Arbeiter sind stichtagsbezogen (Stand zum Monatsende) und ändern sich damit nicht mit der Zahl der monatlichen Arbeitstage. Daher werden für die Berechnung dieser Kategorie von Produktivitätsindizes die arbeitstäglich bereinigten Produktivitätsindizes herangezogen.

Die Berechnung der Produktivitätskennzahlen erfolgt vierteljährlich für Hauptgruppen und Verarbeitendes Gewerbe einschließlich Bergbau und Gewinnung von Steinen und Erden (Produzierendes Gewerbe ohne Abschnitte E und F). Produktivitätsindizes für Wirtschaftszweige werden jährlich nach Vorliegen der Jahreskorrektur für die Produktionsindizes veröffentlicht.

### 3 Zur Aussagefähigkeit von Produktions- und Produktivitätsindizes

Aufgabe des Produktionsindex ist die aktuelle, kurzfristige Beschreibung der konjunkturellen Entwicklung im Pro-

duzierenden Gewerbe in der Gliederung der WZ 2003 bis hin zum Viersteller dieser Klassifikation. Idealtypisch ist der Produktionsindex als Wertschöpfungsindex konzipiert („Geary-Index“). Doch in der praktischen Durchführung stehen monatlich und auch vierteljährlich nicht die benötigten Berechnungsdaten zur Verfügung. Wertschöpfungsgrößen werden nur einmal jährlich im Rahmen der Strukturstatistiken im Produzierenden Gewerbe berechnet, sodass nur bei der Gewichtung der Viersteller zu übergeordneten Aggregaten die eigene Leistung der einzelnen Wirtschaftszweige berücksichtigt werden kann. Die monatliche und vierteljährliche Fortschreibung der Viersteller der WZ 2003 hingegen basiert hauptsächlich auf Bruttoausstoßdaten der entsprechenden Produktionserhebung. Faktisch wird also kurzfristig nur die Produktionsentwicklung der einzelnen Wirtschaftszweige dargestellt. Die Berechnung mit Bruttogrößen spiegelt nur dann die Entwicklung der Wertschöpfungsgrößen richtig wider, wenn von einer Konstanz oder nur geringfügigen Veränderung der Vorleistungsquote während der Laufzeit eines Basisjahres ausgegangen werden kann. Daher ist der Produktionsindex – insbesondere beim Nachweis der Entwicklung über mehrere Jahre – nur von begrenzter Aussagekraft, sowohl was die Entwicklung der Wertschöpfung in einem einzelnen Wirtschaftszweig als auch was besonders die gesamtwirtschaftliche Wertschöpfung<sup>7)</sup> anbelangt. Strukturelle Änderungen werden nur in mehrjährigem Abstand beim Wechsel der Basisjahre berücksichtigt.

Die genannten Restriktionen müssen auch bei der Interpretation der Ergebnisse für die Produktivitätsindizes beachtet werden. Hinzu kommen dann noch die aus der Definition der Merkmale des Arbeitsinputs vorgegebenen Einschränkungen. Im Monatsbericht für Betriebe des Verarbeitenden Gewerbes sowie des Bergbaus und der Gewinnung von Steinen und Erden wird nach der Anzahl der Beschäftigten gefragt und nicht nach Arbeitsplätzen. Auch eine notwendige Umrechnung in Vollzeitäquivalente – entsprechend den Strukturstatistiken des Verarbeitenden Gewerbes – wird in den Monatsstatistiken nicht vorgenommen. Allein der zunehmende Einsatz von Teilzeit- an der Stelle von Vollzeitkräften kann daher zu einer Änderung in den Ergebnissen der Produktivitätsindizes führen. Beim Merkmal Arbeitsstunden sollen von den Betrieben die geleisteten Stunden gemeldet werden. Bei den Angestellten ist es jedoch den Firmen nicht immer möglich, die tatsächlich geleisteten Angestelltenstunden kurzfristig den statistischen Ämtern zu melden. In diesen Fällen wird dann nur die tariflich oder individuell vereinbarte Arbeitszeit oder eine pauschale Schätzung zur Verfügung gestellt. Ein kausaler Bezug zwischen Output und Input, welcher durch die Berechnung von Produktivitätsindizes hergestellt werden soll, ist dann nicht mehr im vollen Umfang gegeben. Vergleiche mit anderen Berechnungen, u. a. mit denen im Rahmen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen<sup>8)</sup>, sollten diesen Bedingungen Rechnung tragen.

7) In den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen wird die reale Wertschöpfung über die „doppelte Deflationierung“ erzeugt, d. h. Vorleistungen und Bruttoproduktion werden mit jeweils geeigneten Preisindikatoren deflationiert und die Wertschöpfung ergibt sich dann als Differenz der beiden Komponenten.

8) Siehe hierzu Herbel, N./Räth, N.: „Produktion und Produktivität in der amtlichen Statistik – Ein Methodenvergleich“ in WiSta 10/2002, S. 848 ff.

## 4 Formeldarstellung zur Berechnung der Indizes

### 4.1 Produktionsindizes

Auf der ersten Stufe der Indexberechnung werden Messzahlen für die einzelnen, die Entwicklung eines Wirtschaftszweigs repräsentierenden Fortschreibungselemente gebildet. In den meisten Fällen werden Bruttoproduktionswerte zur Fortschreibung herangezogen, die noch einer entsprechenden Preisbereinigung zu unterziehen sind. Die einzelne Fortschreibungsreihe entspricht dabei einer Gruppe von möglichst homogenen Einzelerzeugnissen.

Dem Wirtschaftszweig  $k$  seien  $j(k)$  Erzeugnisgruppen (= Fortschreibungsreihen, Sechssteller der Produktionserhebung) zugeordnet. Jede dieser  $j(k)$  Erzeugnisgruppen wird aus der Summe der Produktionswerte von  $n_j$  einzelnen Erzeugnissen (= Neunsteller der Produktionserhebung) gebildet:

- $i = 1, \dots, n_j$  Erzeugnisse in der Erzeugnisgruppe  $j$
- $j = 1, \dots, n_k$  Erzeugnisgruppen im Wirtschaftszweig  $k$
- $k = 1, \dots, n$  Anzahl der Wirtschaftszweige

$$(1) \quad w_{j(k)} = \sum_{i=1}^{n_j(k)} p_{ij(k)} q_{ij(k)}$$

Bruttoproduktionswert  $w$  der Erzeugnisgruppe  $j$  im Wirtschaftszweig  $k$

Für die Indexbildung werden die Daten aus der Berichtsperiode ( $T=t$ ) zu den Ergebnissen der Basisperiode ( $T=0$ ) in Beziehung gesetzt und Wertmesszahlen  $W$  aus den Bruttoproduktionswerten gebildet:

$$(2) \quad W_{j(k)}(t) = \frac{w_{j(k)}(t)}{w_{j(k)}(0)} \cdot 100 = \frac{\sum_{i=1}^{n_j(k)} p_{ij(k)}(t) q_{ij(k)}(t)}{\sum_{i=1}^{n_j(k)} p_{ij(k)}(0) q_{ij(k)}(0)} \cdot 100$$

Die zur methodisch einwandfreien Deflationierung eigentlich notwendigen Preisindizes vom Typ Paasche sind nicht verfügbar. Es muss deshalb auf analog gebildete Preisindizes vom Typ Laspeyres zurückgegriffen werden:

$$(3) \quad P_{j(k)}(t) = \frac{\sum_{i=1}^{n_j(k)} p_{ij(k)}(t) q_{ij(k)}(0)}{\sum_{i=1}^{n_j(k)} p_{ij(k)}(0) q_{ij(k)}(0)} \cdot 100$$

Die Division der Wertmesszahlen  $W_{j(k)}(t)$  durch den Preisindex  $P_{j(k)}(t)$  führt also auf der ersten Berechnungsstufe zu Volumenzahlen vom Typ Paasche:

$$(4) \quad V_{j(k)}(t) = \frac{W_{j(k)}(t)}{P_{j(k)}(t)} \cdot 100 = \frac{\sum_{i=1}^{n_j(k)} p_{ij(k)}(t) q_{ij(k)}(t)}{\sum_{i=1}^{n_j(k)} p_{ij(k)}(t) q_{ij(k)}(0)} \cdot 100$$

Der Einfluss der Preisverhältnisse des Basisjahres – der das Laspeyres-Konzept prägt – wird erst auf der zweiten Berechnungsstufe bei der Zusammenfassung der einzelnen Volumenzahlen zu den das Produzierende Gewerbe bildenden 258 Indizes für Wirtschaftszweige relevant. Hierfür wird jeweils der Produktionswertanteil der einzelnen Fortschreibungsreihe  $j$  an der Summe der Produktionswerte aller dem Wirtschaftszweig  $k$  zugeordneten  $j(k)$  Fortschreibungsreihen im Basisjahr (Jahreswerte) gebildet:

$$(5) \quad g_{j(k)} = \frac{w_{j(k)}(0)}{\sum_{j=1}^{n_k} w_{j(k)}(0)}, \text{ wobei gilt } \sum_{j=1}^{n_k} g_{j(k)} = 1$$

Die  $g_{j(k)}$  sind die „Einzelgewichte“ zur Zusammenfassung der  $j(k)$  Fortschreibungsmesszahlen des Wirtschaftszweigs  $k$ . Auf diese Weise werden Indizes für die unterste Gliederungsstufe der anzuwendenden Wirtschaftszweigklassifikation gebildet:

$$(6) \quad I_k(t) = \sum_{j=1}^{n_k} g_{j(k)} V_{j(k)}(t)$$

Die dritte Berechnungsstufe der Produktionsindizes verdichtet die Indizes der untersten Gliederungsebene zu den höheren Aggregaten gemäß der Gliederung der Wirtschaftszweigklassifikation. Für diese Zusammenfassung wird bei den Produktionsindizes der Anteil  $b_k$  einer Wertschöpfungsgröße  $B_k$  an der Wertschöpfung aller zur Indexbildung notwendigen Wirtschaftszweige im Basisjahr 0 gebildet:

$$(7) \quad b_k = \frac{B_k(0)}{\sum_{k=1}^n B_k(0)}$$

Mit diesen Koeffizienten der „Zweiggewichtung“ werden die Indizes  $I_k$  zu Aggregaten bzw. dem Gesamtindex  $I(t)$  verdichtet:

$$(8) \quad I(t) = \sum_{k=1}^n b_k I_k(t)$$

Jeweils nach Vorliegen des aktuellen Datenmaterials der Vierteljährlichen Produktionsstatistik werden die monatlichen Indizes an das Niveau der auf der Grundlage dieser vollständigen Produktionserhebung berechneten Vierteljährlichen Indizes angeglichen. Hierzu werden quartalsweise Anpassungsfaktoren als Quotienten gebildet.

Für das Quartal  $T$  gilt

$$(9) \quad f^T = \frac{I_T^V}{\frac{1}{3} \sum_{i=1}^3 I_i(T)} \text{ mit}$$

$I_T^V$  = Vierteljährlicher Index im Quartal  $T$

$I_i(T)$  = Monatsindizes im Quartal  $T$

Da am aktuellen Rand die – zu den Monatsindizes passenden – Quartalsindizes noch nicht vorliegen, werden mit den

jeweils letztverfügbaren Faktoren die Monatsindizes an das vierteljährliche Niveau angepasst

$$(10) \quad I_t^{AM} = f^{T-1} \cdot I_t$$

bzw. für das erste Quartal im Jahr in der Regel

$$(11) \quad I_t^{AM} = f^{T-4} \cdot I_t$$

Wenn die entsprechenden Quartalsindizes aus der vierteljährlichen Berechnung vorliegen, ergibt sich ex post für die Monatsindizes

$$(12) \quad I_t^{AM} = f^T \cdot I_t$$

## 4.2 Produktivitätsindizes

Für die Produktivitätsberechnungen werden die folgenden Messzahlen zur Entwicklung des Arbeitsvolumens zur Charakterisierung der verschiedenen Input-Komponenten herangezogen

$$(13) \quad A^{FB}(t) = \frac{a^{FB}(t)}{a^{FB}(0)}$$

$a(T)$  = Zahl der Arbeiter (fachliche Betriebsteile) in der Berichts- ( $T = t$ ) bzw. in der Basisperiode ( $T = 0$ )

$$(14) \quad B^{FB}(t) = \frac{b^{FB}(t)}{b^{FB}(0)}$$

$b(T)$  = Zahl der Beschäftigten (fachliche Betriebs-teile) in der Berichts- ( $T = t$ ) bzw. in der Basisperiode ( $T = 0$ )

Zur Berechnung der stundenbasierten Produktivität müssen zunächst die nur für Betriebe erfassten monatlichen Arbeitsstunden  $as$  auf die Abgrenzung nach fachlichen Betriebsteilen umgerechnet werden. Dazu werden die Beschäftigtenzahlen herangezogen, die sowohl für Betriebe als auch für fachliche Betriebsteile zur Verfügung stehen:

$$(15) \quad as^{FB}(t) = \frac{as^B(t)}{b^B(t)} \cdot b^{FB}(t)$$

Damit werden die Messzahlen der Arbeitsstunden  $AS$  berechnet:

$$(16) \quad AS^{FB}(t) = \frac{as^{FB}(t)}{as^{FB}(0)}$$

$as(T)$  = geleistete Arbeitsstunden (fachliche Betriebsteile) in der Berichts- ( $T = t$ ) bzw. in der Basisperiode ( $T = 0$ ).

Die Produktivitätsindizes  $IP(t)$  setzen das Produktionsergebnis eines Wirtschaftszweiges  $k$  bzw. der Aggregationsstufe  $s$  – repräsentiert durch den dafür verfügbaren Index der Produktion – zu den Messzahlen für die verschiedenen Input-Komponenten in Beziehung. Die von der Zahl der Arbeitstage

unabhängigen Pro-Kopf-Produktivitätsindizes verwenden die arbeitstäglichen bereinigten Produktionsindizes  $I^{ab}$ , die kalendermonatlichen Produktionsindizes  $I^{km}$  repräsentieren die Output-Komponente des von der Arbeitstagezahl beeinflussten Stunden-Produktivitätsindex.

### Index für das Produktionsergebnis je Arbeiter

$$(17) \quad IP_k^A(t) = \frac{I_k^{ab}(t)}{A_k(t)} \cdot 100 \quad IP_s^A(t) = \frac{I_s^{ab}(t)}{A_s(t)} \cdot 100$$

### Index für das Produktionsergebnis je Beschäftigten

$$(18) \quad IP_k^B(t) = \frac{I_k^{ab}(t)}{B_k(t)} \cdot 100 \quad IP_s^B(t) = \frac{I_s^{ab}(t)}{B_s(t)} \cdot 100$$

### Index für das Produktionsergebnis je Arbeitsstunde

$$(19) \quad IP_k^{AS}(t) = \frac{I_k^{km}(t)}{AS_k(t)} \cdot 100 \quad IP_s^{AS}(t) = \frac{I_s^{km}(t)}{AS_s(t)} \cdot 100$$

Dipl.-Geographin Iris Fischer

# Verlängerung der Ladenöffnungszeiten

## Rückblick auf den Prozess der Liberalisierung der Ladenöffnungszeiten

*Ein weiterer Schritt zur Liberalisierung der gesetzlichen Ladenöffnungszeiten ist getan worden. Ab Juni 2003 können die Geschäftsleute ihre Läden an Samstagen wie schon an den anderen Werktagen bis 20:00 Uhr geöffnet lassen. Diese Ausweitung der Ladenschlusszeiten dürfte insbesondere deshalb auf Zustimmung bei den deutschen und auch ausländischen Kunden stoßen, da im Ausland häufig längere Einkaufsmöglichkeiten bestehen. So können beispielsweise die Geschäfte in Italien von Montag bis Samstag 15 Stunden am Tag, nämlich von 7:00 Uhr bis 22:00 Uhr, geöffnet haben; in den Niederlanden sind es 16 Stunden (6:00 Uhr bis 22:00 Uhr). Keinerlei Einschränkungen gibt es unter anderem in Polen, Schweden und den Vereinigten Staaten; hier können die Einzelhändler sogar am Sonntag und darüber hinaus jeden Tag rund um die Uhr ihre Geschäfte geöffnet haben.<sup>1)</sup>*

*Seit der Verabschiedung des Gesetzes über den Ladenschluss im Jahr 1956 wurden die allgemeinen Ladenöffnungszeiten auf Grund der dafür bestehenden restriktiven gesetzlichen Vorgaben und der geringen Flexibilität für die Einzelhändler und damit auch für die Kunden zunehmend zum Gegenstand öffentlicher Diskussionen. Dennoch blieb für vier Jahrzehnte der Umfang der zulässigen Gesamtstunden, an denen die Geschäfte verkaufen durften, per saldo nahezu unverändert. Die erste beachtliche Ausweitung der Öffnungszeiten wurde schließlich 1996 mit der Verschiebung der Ladenschlusszeiten an den Werktagen von Montag bis Freitag von 18:30 Uhr auf 20:00 Uhr erzielt. Diese Änderung brachte eine spürbare Verbesserung der Einkaufsmöglichkeiten für die Kunden mit sich, da die maximal zu-*

*lässige Gesamtstundenzahl von seinerzeit 64,5 auf 80 Stunden sprunghaft anstieg.*

*Die Kritik an den reglementierten Öffnungszeiten versiegte jedoch auch danach nicht mit der Folge, dass eine weitere Liberalisierung stattfand. Zukünftig können die Einzelhändler vier Stunden mehr und damit insgesamt 84 Stunden pro Woche ihre Waren feilhalten. Verglichen mit 1956 hat sich die Gesamtstundenzahl um 20,5 Stunden erhöht.*

### Vorbemerkung

Seit 1956 bis zur jüngsten Änderung zum 1. Juni 2003 sind die Öffnungszeiten im Einzelhandel wiederholt neu geregelt worden. Damit sollte einerseits dem Wunsch der Kunden nach einer großzügigen Lockerung der Ladenöffnungszeiten entsprochen werden, andererseits sollten aber auch ordnungs- und arbeitsmarktpolitische Einwände nicht unberücksichtigt bleiben. Ordnungspolitische Zweifel betreffen vor allem die kleineren und mittleren Einzelhandelsunternehmen. In ihrem Fall werden zunehmende Wettbewerbsverluste zu Gunsten der großen, mit vielen Filialen ausgestatteten Unternehmen befürchtet. Hingegen gelten die arbeitsmarktpolitischen Bedenken den im Einzelhandel Beschäftigten, die durch die langen Einkaufszeiten in den späten Abendstunden oder an verkaufsoffenen Sonntagen höheren Belastungen ausgesetzt sein dürften. Hiervon wären insbesondere die Frauen betroffen, die den Einzelhandel als Arbeitgeber auf Grund der attraktiven Teilzeitarbeitsmöglichkeiten präferieren. So sind nach den Ergebnissen des Mikrozensus 2001 54% der Erwerbstätigen im

<sup>1)</sup> Siehe „Späte Schließung nicht ausgeschlossen“ in Handelsjournal, 1/2003, S. 10 ff.

Handel Frauen, unter dem Verkaufspersonal sind es sogar über drei Viertel.

In dem nachfolgenden Bericht werden die gesetzlich festgelegten Änderungen der Ladenöffnungszeiten seit 1956 mit einer starken Konzentration auf die für die Einzelhandelsunternehmen allgemein gültigen Vorgaben beschrieben. Auf Sonderregelungen, wie sie beispielsweise für besondere Berufsgruppen oder bestimmte Regionen gelten, wird dabei nur am Rande eingegangen.

## Überblick über die Entwicklung der Ladenöffnungszeiten

Seit seiner Verabschiedung am 28. November 1956 unterlag das Gesetz über den Ladenschluss bis zur jüngsten Beschlussfassung im April 2003 zwar häufigen Veränderungen, doch nur in wenigen Fällen wirkten sich diese auf die allgemein gültigen Ladenöffnungszeiten aus. Von den Neuregelungen waren fast immer die Öffnungszeiten an Samstagen betroffen, also an dem Tag, an welchem einer Familie die meiste Zeit zum gemeinsamen Einkauf zur Verfügung steht.

1956 betrug die allgemeinen Ladenöffnungszeiten insgesamt 63,5 Stunden pro Woche. Zu diesem Zeitpunkt durften die Geschäfte ihre Ladentüren montags von 10:00 Uhr bis 18:30 Uhr, dienstags bis freitags von 7:00 Uhr bis 18:30 Uhr und samstags von 7:00 Uhr bis 16:00 Uhr offen halten (siehe die Übersicht). Diese Regelung war jedoch nur vorübergehend bis zum 1. Januar 1958 vorgesehen. Danach sollte jeweils am ersten Samstag im Monat um 18:00 Uhr Ladenschluss sein, allerdings nur unter der Einschränkung,

dass die Geschäfte am darauffolgenden Montag bis 13:00 Uhr geschlossen blieben.<sup>2)</sup>

Doch bereits vor dem 1. Januar 1958, nämlich am 17. Juli 1957, wurde die spätere Öffnungszeit für den Montagmorgen vollständig aufgehoben. Bis zum Jahreswechsel 1957/1958 galten stattdessen einheitliche Öffnungszeiten von Montag bis Freitag 7:00 Uhr bis 18:30 Uhr und am Samstag von 7:00 Uhr bis 16:00 Uhr. Damit betrug die Ladenöffnungszeiten insgesamt 66,5 Stunden pro Woche.<sup>3)</sup>

Mit dem 1. Januar 1958 griff dann erneut eine andere Regelung: Während die werktäglichen Einkaufszeiten unverändert blieben, wurde der lange Samstag eingeführt. Hierbei durften die Geschäfte jeweils am ersten Samstag in einem Monat oder – wenn dieser auf einen Feiertag fiel – am darauffolgenden Sonnabend von 7:00 Uhr bis 18:00 Uhr geöffnet haben. An den übrigen Samstagen galt eine Beschränkung der Öffnungszeiten von 7:00 Uhr bis 14:00 Uhr. Die gesetzlichen Ladenöffnungszeiten lagen jetzt – ohne Berücksichtigung des langen Samstags – bei 64,5 Stunden pro Woche.<sup>4)</sup>

Diese Gesamtstundenzahl blieb für 38 Jahre nahezu unverändert, abgesehen von der Einführung der vier langen Samstage vor Weihnachten im Jahr 1960.<sup>5)</sup> Selbst die Verabschiedung des Gesetzes zur Einführung eines Dienstleistungsabends vom 10. Juli 1989 mit einer maximalen Öffnungszeit bis 20:30 Uhr – vorzugsweise am Donnerstag – führte zu keiner Ausweitung der Ladenöffnungszeiten. Die an diesem Abend zusätzlich angebotenen Stunden mussten nämlich an anderen Tagen wieder eingespart

Änderung der Ladenöffnungszeiten von 1956 bis 2003

Datum der Gesetzesverabschiedung und Gültigkeit	Geltende allgemeine Ladenöffnungszeiten		Gesamtstundenzahl pro Woche (ohne Berücksichtigung des langen Samstags)
	Montag bis Freitag	Samstag	
28. November 1956 (BGBl. I S. 875), gültig ab: einen Monat später	Mo.: 10:00 – 18:30 Di. – Fr.: 7:00 – 18:30	7:00 – 16:00	63,5
28. November 1956 (BGBl. I S. 875), gültig ab: 1. Januar 1958 (trat nicht in Kraft) <sup>1)</sup>	Mo. – Fr.: 7:00 – 18:30 Mo.: 13:00 – 18:30 <sup>2)</sup>	7:00 – 14:00 7:00 – 18:00 <sup>4)</sup>	64,5
17. Juli 1957 (BGBl. I S. 722), gültig ab: 24. Januar 1957	Mo. – Fr.: 7:00 – 18:30	7:00 – 16:00	66,5
17. Juli 1957 (BGBl. I S. 722), gültig ab: 1. Januar 1958	Mo. – Fr.: 7:00 – 18:30	7:00 – 14:00 7:00 – 18:00 <sup>4)</sup>	64,5
14. November 1960 (BGBl. I S. 845), gültig ab: 14. November 1960	Mo. – Fr.: 7:00 – 18:30	7:00 – 14:00 7:00 – 18:00 <sup>5)</sup>	64,5
10. Juli 1989 (BGBl. I S. 1382), gültig ab: 1. Oktober 1989	Mo. – Fr.: 7:00 – 18:30 Do.: 7:00 – 20:30 <sup>3)</sup>	7:00 – 14:00 7:00 – 16:00 <sup>6)</sup> 7:00 – 18:00 <sup>7)</sup>	64,5
30. Juli 1996 (BGBl. I S. 1186), gültig ab: 1. November 1996	Mo. – Fr.: 6:00 – 20:00	6:00 – 16:00	80,0
15. Mai 2003 (BGBl. I S. 658), gültig ab: 1. Juni 2003	Mo. – Fr.: 6:00 – 20:00	6:00 – 20:00	84,0

1) Diese Regelungen traten nicht in Kraft, sondern wurden durch das Gesetz zur Änderung über den Ladenschluss vom 17. Januar 1957 (BGBl. I S. 722) abgelöst. – 2) Diese Regelung galt nur für den Montag, der auf den langen Samstag folgte. – 3) Der lange Donnerstag durfte nur in Anspruch genommen werden, wenn die zulässige Gesamtöffnungszeit nicht überschritten wurde. – 4) Diese Regelung galt nur für den langen Samstag. – 5) Diese Regelung galt nur für den langen Samstag und die vier Samstage vor dem 24. Dezember. – 6) Diese Regelung betraf den langen Samstag in den Monaten April bis September. – 7) Diese Regelung

2) Siehe Gesetz über den Ladenschluss vom 28. November 1956 (BGBl. I S. 875).

3) Siehe Gesetz zur Änderung des Gesetzes über den Ladenschluss vom 17. Juli 1957, Art. 1 Nr. 1 (BGBl. I S. 722).

4) Siehe Gesetz zur Änderung des Gesetzes über den Ladenschluss vom 17. Juli 1957, Art. 1 Nr. 1 (BGBl. I S. 722).

5) Siehe Zweites Gesetz zur Änderung des Gesetzes über den Ladenschluss vom 14. November 1960, Art. 1 Nr. 1 (BGBl. I S. 845).



werden. Damit wurde sichergestellt, dass die zulässige wöchentliche Gesamtöffnungszeit weiterhin auf 64,5 Stunden begrenzt blieb.<sup>6)</sup>

Gleichzeitig verkürzten sich die Ladenöffnungszeiten an den langen Samstagen: Durften die Läden bislang vorher ganzjährig an jedem ersten Samstag im Monat bis 18:00 Uhr geöffnet haben, galt diese Regelung ab 1989 nur noch von Oktober bis März. In den übrigen Monaten, also von April bis September, mussten die Läden ihre Türen hingegen bereits um 16:00 Uhr schließen.<sup>7)</sup>

Eine beachtliche Lockerung der Ladenöffnungszeiten fand schließlich im November 1996 statt, als der allgemeine Ladenschluss werktags von 18:30 Uhr auf 20:00 Uhr verlegt wurde. Samstags konnten die Läden bis 16:00 Uhr das ganze Jahr über offen haben, dafür fiel – ausgenommen an den vier Wochenenden vor Weihnachten – der lange Samstag weg. Damit wurde den Einzelhändlern die Möglichkeit eingeräumt, maximal 80 Stunden pro Woche für den Kunden bereitzustehen.<sup>8)</sup>

Mit der jüngsten Änderung gelten ab Juni 2003 nunmehr von Montag bis Samstag einheitliche Öffnungszeiten von 6:00 Uhr bis 20:00 Uhr.<sup>9)</sup> Die maximal zulässige Öffnungszeit hat sich damit gegenüber Ende 1996 zwar nur um vier Stunden auf 84 Stunden erhöht, verglichen mit der Situation im Jahr 1956 bedeutet diese Regelung aber eine Ausweitung der Ladenöffnungszeiten um 20,5 Stunden oder 32%.

Parallel zu den allgemeinen Ladenöffnungszeiten gab es allerdings schon seit 1956 Sonderregelungen, die im Laufe der Jahre ausgeweitet wurden. Sie gelten für Apotheken, Kioske, Tankstellen, Warenautomaten, Verkaufsstellen auf Personenbahnhöfen und Flughäfen, Kur- und Erholungsorte, den Verkauf in ländlichen Gebieten oder von bestimmten Waren, verkaufsoffene Sonntage sowie für den Verkauf an Werktagen nach 18:30 Uhr. Eine weitere Ausnahmeregelung gilt für Bäckereien, die seit 1989 um 6:30 Uhr<sup>10)</sup> und seit 1996 sogar schon um 5:30 Uhr öffnen dürfen; an Sonntagen können sie zusätzlich für drei Stunden die Kunden bedienen.<sup>11)</sup>

## Schlussbemerkung

Für vollzeitbeschäftigte Angestellte oder Arbeiter/-innen mit einer derzeitigen durchschnittlichen wöchentlichen Arbeitszeit von 36,9 Stunden<sup>12)</sup> bieten die erweiterten Ladenöffnungszeiten die Möglichkeit, ab Juni 2003 noch 47,1 Stunden nach Feierabend einkaufen zu können. Gegenüber 1958<sup>13)</sup> ergibt sich eine Steigerung der potenziellen Ein-

kaufszeit, die Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer unter Berücksichtigung ihrer beruflichen Tätigkeit haben, um 27,9 Stunden.<sup>14)</sup>

Ungewissheit besteht derzeit darüber, wie die Unternehmen zukünftig ihre Ladenöffnungszeiten gestalten werden. Weitgehend sicher erscheint bisher nur, dass vorwiegend die großen filialisierten Einzelhandelsunternehmen in Großstädten eventuell zulasten der morgendlichen Öffnungszeiten länger in den Abend hinein verkaufen werden. Demgegenüber bleibt unklar, ob und wie die anderen Einzelhandelsunternehmen – insbesondere die kleinen und mittelständischen Einzelhändler – die neuen Regelungen aufgreifen werden. Für das Angebot an Verkaufszeiten wird letztlich das Verhalten der Kunden ausschlaggebend sein: Nutzen sie die längeren Öffnungszeiten am Samstag nur, um ihre Einkaufszeiten entsprechend ihren Bedürfnissen anzupassen oder lassen sie sich zu zusätzlichen Einkäufen animieren? Nicht auszuschließen ist daher eine Phase, in der die Einzelhändler erst ihre optimalen, das heißt umsatzwichtigen Geschäftszeiten zu erkennen suchen und den Kunden dabei zumuten werden, auch kurzfristige Veränderungen bei den Ladenöffnungszeiten hinzunehmen.

Das Institut für Handelsforschung an der Universität zu Köln (IfH) führte jüngst eine Erhebung unter Händlern und Kunden durch mit dem Ziel, die Regelungen der Ladenöffnungszeiten in Deutschland bewerten zu lassen.<sup>15)</sup> Ihrer Studie zufolge gaben über 60% der befragten Konsumenten an, eine Erweiterung der Öffnungszeiten nutzen zu wollen, allerdings mit starken Unterschieden hinsichtlich des Alters und der Berufstätigkeit. Von den Händlern signalisierten 73% die Bereitschaft, sich veränderten bzw. gegebenenfalls noch stärker liberalisierten Ladenöffnungszeiten anpassen zu wollen. [u](#)

6) Siehe Gesetz zur Einführung eines Dienstleistungsabends vom 10. Juli 1989, Art. 1 und Art. 2 Nr. 1 (BGBl. I S. 1382).

7) Siehe Gesetz zur Einführung eines Dienstleistungsabends vom 10. Juli 1989, Art. 2 Nr. 1 (BGBl. I S. 1382).

8) Siehe Gesetz zur Änderung des Gesetzes über den Ladenschluss und zur Neuregelung der Arbeitszeit in Bäckereien und Konditoreien vom 30. Juli 1996, Art. 1 Nr. 2 (BGBl. I S. 1186).

9) Siehe Gesetz zur Verlängerung der Ladenöffnung an Samstagen vom 15. Mai 2003, Art. 1 Nr. 2 (BGBl. I S. 658).

10) Siehe Gesetz zur Einführung eines Dienstleistungsabends vom 10. Juli 1989, Art. 2 Nr. 1 (BGBl. I S. 1382).

11) Siehe Gesetz zur Änderung des Gesetzes über den Ladenschluss und zur Neuregelung der Arbeitszeit in Bäckereien und Konditoreien vom 30. Juli 1996, Art. 1 Nr. 2 und Art. 3 Nr. 2 (BGBl. I S. 1186).

12) Diese Angaben gelten nur für das frühere Bundesgebiet.

13) Daten vor 1958 sind nicht verfügbar; Daten ab 1958 gelten ebenfalls nur für das frühere Bundesgebiet.

14) 1958 lag die durchschnittliche Arbeitszeit eines Angestellten oder Arbeiters bei 45,3 Stunden pro Woche, damit standen noch 19,2 Stunden zum Einkaufen zur Verfügung.

15) Siehe Knob, A./Sondermann, N. [Institut für Handelsforschung an der Universität zu Köln (IfH)]: „Ladenschluss im Einzelhandel – Erhebung unter Händlern und Konsumenten“, Köln 2003.



Dipl.-Sozialwissenschaftler Jörg Decker

# Entwicklung im Gastgewerbe im Jahr 2002

In diesem Beitrag wird über die konjunkturelle Entwicklung im Gastgewerbe in Deutschland im Jahr 2002 berichtet. Das Jahr 2002 war für das deutsche Gastgewerbe das umsatzschwächste Jahr seit langem. Mit einem Umsatzminus von nominal 3,6% (real 7,0%) gegenüber dem Vorjahr setzte sich der seit einigen Jahren zu beobachtende tendenzielle Umsatzrückgang weiter fort. Im Vergleich zu 1994 fiel der Umsatz im Jahr 2002 um nominal 5,6% (real 17,3%).

## Vorbemerkung

Die konjunkturelle Entwicklung im Gastgewerbe<sup>1)</sup> in Deutschland stützt sich auf die Angaben von rund 9 000 Unternehmen, die monatlich über ihren Umsatz sowie die Anzahl ihrer Voll- und Teilzeitbeschäftigten berichten. Der Beitrag

konzentriert sich auf die Darstellung der Umsatzentwicklung, auch in der Gliederung nach Wirtschaftszweigen, und versucht Ursachen und Auswirkungen des konjunkturellen Verlaufs im Gastgewerbe aufzuzeigen. Einige Angaben zur Beschäftigtenentwicklung sowie ein kurzer Blick auf die Umsatzentwicklung im ersten Quartal 2003 beschließen den Beitrag.

## Gastgewerbeumsatz seit 1999 erstmals wieder rückläufig

Im Jahr 2002 setzte das Gastgewerbe rund 43 Mrd. Euro (ohne Umsatzsteuer) um<sup>2)</sup>; das sind nominal 3,6% weniger als 2001 (siehe Tabelle 1). Mit diesem Rückgang wurde

Tabelle 1: Entwicklung des Gastgewerbeumsatzes<sup>1)</sup> im Vergleich zum Bruttoinlandsprodukt und zum Privaten Verbrauch

Jahr	Gastgewerbeumsatz				Bruttoinlandsprodukt <sup>3)</sup>		Privater Verbrauch <sup>3)</sup>	
	nominal	real	nominal	real	nominal	real	nominal	real
	Messzahlen 2000 = 100		Veränderung gegenüber dem Vorjahr in %					
1994	103,0	111,6	-0,0	-1,4	+4,9	+2,3	+3,7	+1,1
1995	103,0	109,0	-0,1	-2,3	+3,8	+1,7	+4,0	+2,1
1996	100,7	105,4	-2,2	-3,3	+1,8	+0,8	+2,7	+1,0
1997	99,8	101,0	-0,9	-4,2	+2,1	+1,4	+2,6	+0,6
1998	98,4	100,6	-1,4	-0,4	+3,1	+2,0	+2,9	+1,8
1999	98,9	99,9	+0,5	-0,6	+2,6	+2,0	+4,1	+3,7
2000	100	100	+1,1	+0,1	+2,6	+2,9	+3,0	+1,4
2001	100,9	99,2	+0,8	-0,8	+2,0	+0,6	+3,5	+1,5
2002 <sup>2)</sup>	97,2	92,3	-3,6	-7,0	+1,8	+0,2	+0,8	-0,6

1) Hochgerechnete Ergebnisse der repräsentativen Stichprobenerhebung. – Umsatz ohne Umsatzsteuer. – 2) Vorläufiges Ergebnis. – 3) Stand: Februar 2003.

1) Nach der NACE Rev. 1, der EU-einheitlichen Wirtschaftszweigklassifikation, werden unter dem Begriff „Gastgewerbe“ die Unternehmen zusammengefasst, die ausschließlich Beherbergungs- oder Gaststättenleistungen (einschließlich Kantinen und Caterer) anbieten. NACE ist die Abkürzung von «Nomenclature statistique des activités économiques dans la Communauté européenne» (Statistische Systematik der Wirtschaftszweige in der Europäischen Gemeinschaft).

2) In der monatlichen Erhebung im Gastgewerbe wird eine Abschneidegrenze von 50 000 Euro Jahresumsatz (je Unternehmen) angewandt. Der dargestellte Wert beschreibt jedoch das Umsatzvolumen aller Unternehmen ohne Berücksichtigung der Abschneidegrenze.

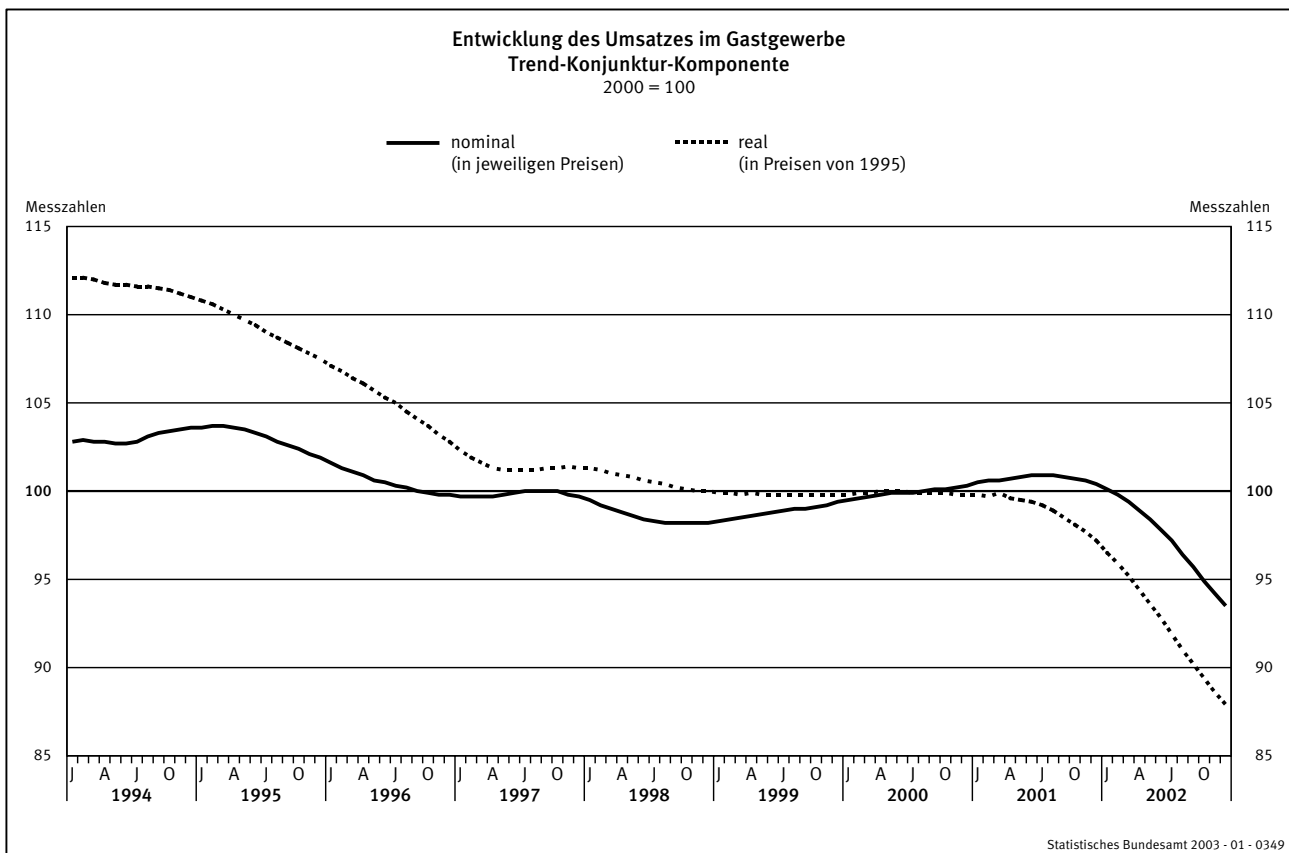
der seit 1999 andauernde Aufwärtstrend gestoppt, der im Jahr 2000, als Deutschland Gastgeber der Weltausstellung „EXPO 2000“ war, mit einem Umsatzplus von nominal 1,1% seinen Höhepunkt erreicht hatte. Das Umsatzergebnis im letzten Jahr ist das niedrigste, das in den Jahren 1994 bis 2002 verzeichnet wurde, gleichzeitig stellte der letztjährige nominale Rückgang die höchste Umsatzeinbuße in diesem Zeitraum dar.<sup>3)</sup> Gleiches gilt auch für die reale Umsatzentwicklung: Nach Eliminierung des nur durch Preiserhöhungen verursachten Umsatzzuwachses errechnet sich für das Jahr 2002 ein Minus von 7,0%.

Ein Blick auf die grafische Darstellung der *Trend-Konjunktur-Komponente*<sup>4)</sup> des Gastgewerbeumsatzes (siehe Schaubild 1), die unabhängig von kurzfristigen Schwankungen die langfristige wirtschaftliche Entwicklungstendenz zeigt, veranschaulicht den seit Januar 1999 zu beobachtenden Aufwärtstrend der nominalen Umsatzentwicklung, die aber ab dem vierten Quartal 2001 wieder rückläufig ist. In realer Betrachtung hat die Aufschwungphase aber nur eine Stagnation der Entwicklung bewirkt. Im Jahr 2002 setzte sich der Umsatzrückgang weitaus dynamischer fort als in den Vorjahren.

## Monatliche Entwicklung im Gastgewerbe im Jahr 2002 ausschließlich im negativen Bereich

Ein Rückgang des Jahresumsatzes 2002 zeichnete sich schon im Sommer 2002 ab, als die ansonsten umsatzstarken Sommermonate nominale Veränderungsraten von bis zu -3,6% aufwiesen (siehe Tabelle 2). Auch der Monat September, der in den letzten Jahren fast immer zu den einnahmestärksten Monaten zählte, führte keine Trendwende herbei; vielmehr fiel auch im September 2002 der nominale Umsatz gegenüber dem Vorjahresmonat um -2,6%. Gleichwohl lagen die Umsatzrückgänge im Gastgewerbe nach den ersten neun Monaten des Jahres 2002 bei „lediglich“ 3,2%. Die gravierendsten Umsatzeinbußen verzeichneten die Unternehmen des Gastgewerbes dann in dem darauf folgenden Quartal: In den Monaten Oktober bis Dezember 2002 sank der nominale Umsatz um insgesamt 7,8% gegenüber dem vergleichbaren Vorjahreszeitraum und führte somit zu einem durchschnittlichen Jahresminus von 3,6%.

Schaubild 1



3) In diesem Beitrag wird die Entwicklung nur zurück bis einschließlich 1994 betrachtet, da ab diesem Zeitpunkt die monatliche Konjunkturerhebung für einen neuen Berichtskreis durchgeführt wurde.

4) Die Trend-Konjunktur-Komponente wird im Rahmen der Zeitreihenanalyse nach dem so genannten Berliner Verfahren, Version 4 (BV 4) berechnet, das im Statistischen Bundesamt für konjunkturanalytische Zwecke angewandt wird. In ihm werden die Original-Umsatzwerte in eine Trend-Konjunktur-Komponente, eine Saison- und Kalenderkomponente und eine Restkomponente zerlegt. Die Trend-Konjunktur-Komponente des Berliner Verfahrens kann als Indikator für die Grundtendenz der konjunkturellen Entwicklung herangezogen werden. Sie entspringt jedoch immer nur einer reinen ex-post-Betrachtung; für eine Prognose ist sie daher nicht geeignet.

Tabelle 2: Monatliche und vierteljährliche Entwicklung des Gastgewerbeerumsatzes<sup>1)</sup>

Berichtszeitraum	Gastgewerbeerumsatz			
	in jeweiligen Preisen (nominal)		in Preisen des Jahres 1995 (real)	
	Messzahlen 2000 = 100	Veränderung gegenüber dem entsprechenden Vorjahreszeitraum in %	Messzahlen 2000 = 100	Veränderung gegenüber dem entsprechenden Vorjahreszeitraum in %
1999 .....	98,9	+0,5	99,9	-0,6
1. Vierteljahr ..	86,9	-0,8	88,8	-2,1
2. Vierteljahr ..	101,8	-0,4	103,2	-1,4
3. Vierteljahr ..	107,2	+1,4	106,8	+0,3
4. Vierteljahr ..	99,9	+1,7	100,9	+0,3
Januar .....	84,5	+0,2	86,6	-0,9
Februar .....	83,3	-2,0	85,0	-3,2
März .....	92,8	-0,7	94,9	-2,1
April .....	95,1	-0,2	96,8	-1,1
Mai .....	107,8	-1,1	109,3	-2,1
Juni .....	102,6	+0,2	103,4	-0,9
Juli .....	105,5	+2,1	104,7	+1,1
August .....	106,3	-0,2	104,9	-1,5
September ....	109,7	+2,3	110,9	+1,5
Oktober .....	106,3	+1,4	107,4	+0,4
November .....	93,0	+2,5	93,8	+0,6
Dezember .....	100,4	+1,3	101,6	±0,0
2000 .....	100	+1,1	100	+0,1
1. Vierteljahr ..	87,6	+0,9	88,7	-0,2
2. Vierteljahr ..	104,2	+2,3	104,5	+1,3
3. Vierteljahr ..	108,4	+1,2	106,7	-0,2
4. Vierteljahr ..	99,8	-0,1	100,1	-0,8
Januar .....	83,5	-1,2	84,9	-2,0
Februar .....	85,9	+3,1	86,6	+1,9
März .....	93,5	+0,8	94,6	-0,3
April .....	96,9	+1,9	97,1	+0,3
Mai .....	108,7	+0,8	109,5	+0,2
Juni .....	106,9	+4,2	106,9	+3,4
Juli .....	105,7	+0,2	103,4	-1,2
August .....	107,0	+0,7	104,3	-0,6
September ....	112,5	+2,6	112,3	+1,3
Oktober .....	106,7	+0,4	106,5	-0,8
November .....	92,0	-1,1	92,8	-1,1
Dezember .....	100,8	+0,4	101,1	-0,5
2001 .....	100,9	+0,8	99,2	-0,8
1. Vierteljahr ..	88,2	+0,6	88,2	-0,6
2. Vierteljahr ..	104,7	+0,5	103,2	-1,2
3. Vierteljahr ..	109,1	+0,6	105,6	-1,0
4. Vierteljahr ..	101,4	+1,6	99,7	-0,4
Januar .....	84,7	+1,4	84,8	-0,1
Februar .....	84,4	-1,7	84,5	-2,4
März .....	95,4	+2,0	95,2	+0,6
April .....	97,0	+0,1	95,9	-1,2
Mai .....	109,9	+1,1	108,6	-0,8
Juni .....	107,3	+0,4	105,1	-1,7
Juli .....	108,3	+2,5	104,1	+0,7
August .....	109,9	+2,7	105,6	+1,2
September ....	109,1	-3,0	107,1	-4,6
Oktober .....	107,9	+1,1	105,7	-0,8
November .....	94,6	+2,8	93,5	+0,8
Dezember .....	101,8	+1,0	100,0	-1,1
2002 <sup>2)</sup> .....	97,2	-3,6	92,3	-7,0
1. Vierteljahr ..	87,6	-0,6	84,4	-4,3
2. Vierteljahr ..	102,0	-2,6	97,0	-6,0
3. Vierteljahr ..	105,6	-3,2	98,6	-6,6
4. Vierteljahr ..	93,5	-7,8	89,0	-10,8
Januar .....	84,5	-0,2	81,6	-3,8
Februar .....	83,5	-1,1	80,3	-5,0
März .....	94,8	-0,6	91,3	-4,1
April .....	96,6	-0,4	92,7	-3,3
Mai .....	106,1	-3,5	100,8	-7,2
Juni .....	103,4	-3,6	97,4	-7,3
Juli .....	104,6	-3,4	96,8	-7,0
August .....	105,9	-3,6	98,2	-7,0
September ....	106,3	-2,6	100,9	-5,8
Oktober .....	100,5	-6,9	95,2	-9,9
November .....	87,2	-7,8	83,4	-10,8
Dezember .....	92,9	-8,7	88,4	-11,6

1) Hochgerechnete Ergebnisse der repräsentativen Stichprobenerhebung. – Umsatz ohne Umsatzsteuer. – 2) Vorläufiges Ergebnis.

## Gastgewerbe erbringt 1,3% der deutschen Wirtschaftsleistung

Die negative Umsatzentwicklung im Gastgewerbe ist – ähnlich wie die Entwicklung im Einzelhandel – größtenteils auf die anhaltende Konsumzurückhaltung der Verbraucher zurückzuführen.<sup>5)</sup> Verunsichert durch mögliche Preiserhöhungen mit Einführung des Euros sowie durch die Unsicherheiten über die eigene persönliche Wirtschaftslage vor dem Hintergrund stagnierender Wirtschaftsleistungen und steigender Arbeitslosigkeit sind die privaten Konsumausgaben im vergangenen Jahr erneut schwächer gestiegen (+0,8%) als das verfügbare Einkommen der privaten Haushalte (+1,0%).<sup>6)</sup> Preisbereinigt sind die Konsumausgaben sogar um 0,6% gesunken (siehe Tabelle 1, letzte Spalte).

Erschwerend kommt hinzu, dass sich die Konsumausgaben innerhalb des Dienstleistungssektors auf andere Bereiche verlagert haben. Diese Einschätzung teilt auch der Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung in seinem Jahresgutachten 2002/2003. Darin wird u. a. herausgestellt, dass sich die hohe Gesamtdynamik des gesamten Dienstleistungsbereichs in den letzten Jahren recht unterschiedlich auf die einzelnen Dienstleistungsbranchen verteilt: Während in den Jahren 1991 bis 2000 einige Dienstleistungsbereiche wie beispielsweise das Kreditgewerbe sowie das Grundstücks- und Wohnungswesen bei der Bruttowertschöpfung (in Preisen von 1995) durchschnittliche Veränderungsrate von +5,9 bzw. +2,9% aufwiesen, lag dieser Wert beim Gastgewerbe bei -1,9%. Dadurch verringerte sich der Anteil des Gastgewerbes an der Bruttowertschöpfung im Dienstleistungsbereich insgesamt von 2,4% (1991) auf 1,6% (2000).<sup>7)</sup> Nach vorläufigen Angaben der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen scheint sich diese Entwicklung in den Jahren 2001 und 2002 fortgesetzt zu haben. Der Anteil des Gastgewerbes an der realen Bruttowertschöpfung im Dienstleistungsbereich insgesamt lag im Jahr 2002 bei 1,5%.<sup>8)</sup>

Gleichwohl blieb in den letzten Jahren der Anteil des Gastgewerbes an der gesamten nominalen Bruttowertschöpfung in Deutschland weitgehend konstant und lag im letzten Jahr bei gut 1,3% (1994: 1,4%).<sup>9)</sup>

## Kleine und mittlere Unternehmen im Gastgewerbe mit unterdurchschnittlichen Umsatzrückgängen

Wie die in Tabelle 3 ausgewiesenen Veränderungsrate zeigen, fiel der letztjährige Umsatzrückgang von 3,6% im Vergleich zum Vorjahr im Gastgewerbe insgesamt in den einzelnen Umsatzgrößenklassen sehr unterschiedlich aus: Die Unternehmen in den drei Größenklassen bis unter 2 Mill. Euro Umsatz verzeichneten im letzten Jahr mit einem

5) Siehe Decker, J.: „Entwicklung im Einzelhandel im Jahr 2002“ in WiSta 3/2003, S. 220 ff.

6) Siehe Statistisches Bundesamt, Fachserie 18 „Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen“, Reihe 1.1 „Erste Ergebnisse der Inlandsproduktberechnung“, 2002, S. 12.

7) Siehe Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung: „Zwanzig Punkte für Beschäftigung und Wachstum – Jahresgutachten 2002/03“, Stuttgart 2002, S. 90 f.

8) Siehe Statistisches Bundesamt, Fachserie 18 „Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen“, Reihe 1.2 „Konten und Standardtabellen – Vorbericht 2002“.

9) Siehe Fußnote 8.

Tabelle 3: Entwicklung des Gastgewerbeumsatzes 2002 nach Größenklassen in jeweiligen Preisen<sup>1)</sup>  
Prozent

Größenklasse von ... bis unter ... EUR Umsatz	Umsatzanteil der Größenklasse 2002	Veränderung des Umsatzes 2002 gegenüber 2001
unter 200 000 .....	22,9	-2,7
200 000 - 500 000 .....	22,6	-2,5
500 000 - 2 Mill. ....	21,0	-2,6
2 Mill. - 10 Mill. ....	12,3	-11,0
10 Mill. - 50 Mill. ....	6,1	-11,4
50 Mill. und mehr .....	11,9	-5,3
Neugründungen .....	3,2	+24,6
Insgesamt ...	100	-3,6

1) Hochgerechnete Ergebnisse der repräsentativen Stichprobenerhebung. – Umsatz ohne Umsatzsteuer. – Vorläufiges Ergebnis.

Minus von jeweils unter 3% „lediglich“ unterdurchschnittliche Umsatzeinbußen, obgleich sie rund zwei Drittel des Gesamtumsatzes (66,5%) erwirtschafteten. Demgegenüber waren die Veränderungsraten bei den Unternehmen in den Umsatzklassen 2 Mill. bis unter 10 Mill. Euro (-11,0%) sowie 10 Mill. bis unter 50 Mill. Euro (-11,4%) überdurchschnittlich hoch. Auch die „Großen“ der Branche, mit einem Jahresumsatz von 50 Mill. Euro und mehr, wiesen für das Jahr 2002 mit -5,3% überdurchschnittliche Umsatzeinbußen auf.

### Gaststättengewerbe größter Teilbereich des Gastgewerbes

Das Gastgewerbe besteht im Wesentlichen aus den zwei großen Bereichen Gaststätten- und Beherbergungsgewerbe,

die im Jahr 2002 zusammen etwa 91% des Gesamtumsatzes erwirtschafteten (siehe Schaubild 2). Das Gaststätten-gewerbe ist anteilig die umsatzstärkste Branche (55%). Dieser Bereich setzt sich zusammen aus den Unternehmen der Wirtschaftsgruppe „Restaurants, Cafés, Eisdielen und Imbisshallen“ – im Folgenden als Speisegastronomie bezeichnet – sowie den Unternehmen der Gruppe „Sonstiges Gaststättengewerbe“ (Schankwirtschaften, Bars, Diskotheken und Trinkhallen). Das Beherbergungsgewerbe erbrachte 36% des Gesamtumsatzes, wobei der Bereich „Hotels, Gasthöfe, Pensionen und Hotels garnis“ – im Folgenden als Hotellerie bezeichnet – allein einen Anteil von 34% erzielte und somit zugleich die zweitgrößte Wirtschaftsgruppe des Gastgewerbes darstellt. 2% des Umsatzes im Beherbergungsgewerbe entfielen auf den relativ heterogenen Bereich des „Sonstigen Beherbergungsgewerbes“ (u. a. Jugendherbergen, Campingplätze, Ferienwohnungen). Die Wirtschaftsgruppe „Kantinen und Caterer“, wozu auch Party-servicebetriebe und Lieferanten der Fluggesellschaften gehören, erzielte im letzten Jahr 9% des Gesamtumsatzes und konnte damit ihren Umsatzanteil erneut steigern. 1994 lag dieser Wert noch bei 7%.

### Umsatzentwicklung innerhalb des Gastgewerbes uneinheitlich

Von den Umsatzrückgängen im Gastgewerbe sind die beiden größten Wirtschaftszweige Speisegastronomie (Restaurants, Cafés, Eisdielen und Imbisshallen) und Hotellerie (Hotels, Gasthöfe, Pensionen und Hotels garnis) in unterschiedlichem Ausmaß betroffen (siehe Schaubild 3): Der Umsatz der Unternehmen der Hotellerie, die schwerpunktmäßig Beherbergungsleistungen anbieten, lag im letzten Jahr – trotz leichter Verluste in den letzten zwei Jah-

Schaubild 2

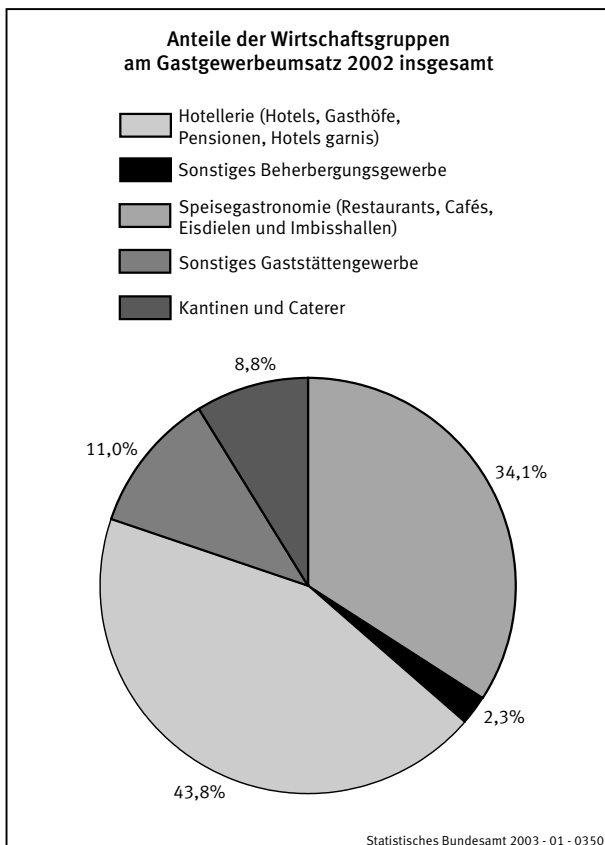
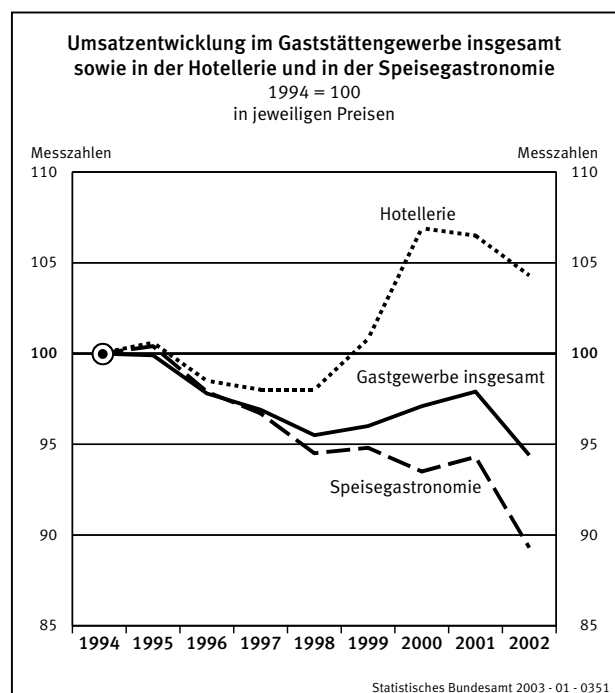


Schaubild 3



ren – noch immer gut 4% über dem Wert von 1994, während sich der tendenziell negative Trend in der Speisegastronomie fast ungebremst fortsetzte. Im Jahr 2002 lag der Umsatz rund 11% unter dem Vergleichswert von 1994. Mögliche Ursachen für die unterschiedliche Entwicklung in den zwei größten Wirtschaftszweigen des Gastgewerbes werden nachfolgend anhand einer differenzierten Betrachtung beschrieben.

## Deutliche Umsatzverluste in der Speisegastronomie nach der Einführung des Euro-Bargeldes

Wie aus Tabelle 4 ersichtlich ist, stellt die Speisegastronomie (NACE-Position 55.3) mit einem Anteil von rund 44% des nominalen Gesamtumsatzes die größte Wirtschaftsgruppe im Gastgewerbe dar. Gleichzeitig verzeichnete diese Branche mit einem Jahresminus von 5,3% den höchsten Umsatzrückgang im Gastgewerbe im Jahr 2002. Ein wesentlicher Grund für die Umsatzeinbußen dürfte die Einführung des Euro-Bargeldes zu Beginn des letzten Jahres und die damit einhergegangenen echten oder „gefühlten“ Preiserhöhungen gewesen sein.<sup>10)</sup>

Ein ursächlicher Zusammenhang von Preiserhöhungen und Euro-Bargeldeinführung in der Gastronomie wurde von der Verbandsseite stets bestritten. Vielmehr wurde auf die stark gestiegenen Kosten im Lebensmittelbereich und die gestiegenen steuerlichen Belastungen verwiesen.<sup>11)</sup> Des Weiteren wurde angeführt, dass im Zuge der Währungsumstellung längst überfällige Anpassungen im Gastronomiebereich vorgenommen wurden. Diese so genannten „Menükosten“ sind in der Tat angefallen, erklären den belegbaren Preisanstieg gleichwohl nur zu einem geringen Teil. Von Seiten der amtlichen Preisstatistik heißt es dazu: „Das häufig vorgebrachte Argument, ohnehin anstehende Preiserhöhungen seien aus Kostengründen im Zuge der Euro-Einführung vorgenommen worden, ist wenig überzeugend. Es wäre allenfalls plausibel, wenn entweder vor oder nach dem Preissprung im Januar eine zumindest geringere Preissteigerung beobachtbar gewesen wäre. Dies ist jedoch nicht der Fall.“<sup>12)</sup> Die Europäische Zentralbank kam im Juli 2002 zur einer vergleichbaren Einschätzung und wies darauf hin, dass es zwar auf aggregierter Ebene keinen eindeutigen Nachweis für signifikante Preiseffekte bei der Bargeldumstellung gibt, dass aber die Teuerung im Gastronomiebereich im Januar 2002 gegenüber dem Vormonat dreimal so hoch (1,3%) wie der durchschnittliche Anstieg in diesem Monat im Zeitraum von 1996 bis 2001 (0,4%) war.<sup>13)</sup> Dass ein Großteil der Umsätze in der Speisegastronomie allein durch erhöhte Preise erzielt wurde, belegen auch die Zahlen der Gastgewerbestatistik: Während der Umsatz im ersten Quartal 2002 mit nominal –0,6% nahezu unverändert war, lag er real, also bereinigt um die Preissteigerungen, bei –4,3%.

Ein überdurchschnittlich schlechtes Weihnachtsgeschäft verfestigte den Negativtrend in der Speisegastronomie: Mit nominalen Umsatzrückgängen von 11,0 bzw. 11,7% in den Monaten November und Dezember 2002 wurden die höchsten Minuswerte im Berichtszeitraum 1994 bis 2002 verzeichnet.

Tabelle 4: Struktur und Entwicklung des Umsatzes 2002 in den Wirtschaftszweigen des Gastgewerbes<sup>1)</sup>  
Prozent

Nr. der Klassifikation <sup>2)</sup>	Wirtschaftszweig	Anteil des Wirtschaftszweiges am nominalen Gesamtumsatz des Gastgewerbes	Umsatzentwicklung 2002 gegenüber 2001	
			nominal	real
55.1	Hotels, Gasthöfe, Pensionen und Hotels garnis .....	34,1	-2,1	-5,6
55.11	Hotels, Gasthöfe, Pensionen	30,0	-2,3	-5,7
55.11.1	dar.: Hotels .....	23,6	-2,1	-5,5
55.12	Hotels garnis .....	4,1	-1,2	-4,7
55.2	Sonstiges Beherbergungsgewerbe .....	2,3	+2,8	-0,5
55.3	Restaurants, Cafés, Eisdielen und Imbisshallen .....	43,8	-5,3	-8,6
	darunter:			
55.30.1	Restaurants mit herkömmlicher Bedienung .....	27,8	-6,0	-9,4
55.30.2	Restaurants mit Selbstbedienung .....	7,3	-4,3	-7,8
55.30.3	Cafés .....	2,6	-2,1	-5,3
55.30.5	Imbisshallen .....	4,5	-5,7	-8,9
55.4	Sonstiges Gaststättengewerbe	11,0	-2,0	-5,6
55.40.1	dar.: Schankwirtschaften .....	8,7	-1,8	-5,3
55.5	Kantinen und Caterer .....	8,8	-4,5	-7,3
55.51	Kantinen .....	2,1	-5,9	-8,7
55.52	Caterer .....	6,8	-4,1	-6,9
55	Gastgewerbe ...	100	-3,6	-7,0

1) Hochgerechnete Ergebnisse der repräsentativen Stichprobenerhebung. – Umsatz ohne Umsatzsteuer. – Vorläufiges Ergebnis. – 2) Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 1993 (WZ 93).

## Umsatz in der Hotellerie im zweiten Jahr im Minus

Die Unternehmen der Hotellerie (NACE-Position 55.1), die gut ein Drittel des Gesamtumsatzes im Gastgewerbe erwirtschafteten, mussten zum zweiten Mal in Folge einen Umsatzrückgang hinnehmen: Nach einem Minus von 0,4% im Jahr 2001 sank der nominale Umsatz im Jahr 2002 um 2,1% (siehe Tabelle 4). Allerdings scheint die Branche noch immer von der stark expansiven Umsatzentwicklung im EXPO-Jahr 2000 zu profitieren. So lag der Umsatz im letzten Jahr noch immer deutlich über dem vor der EXPO erreich-

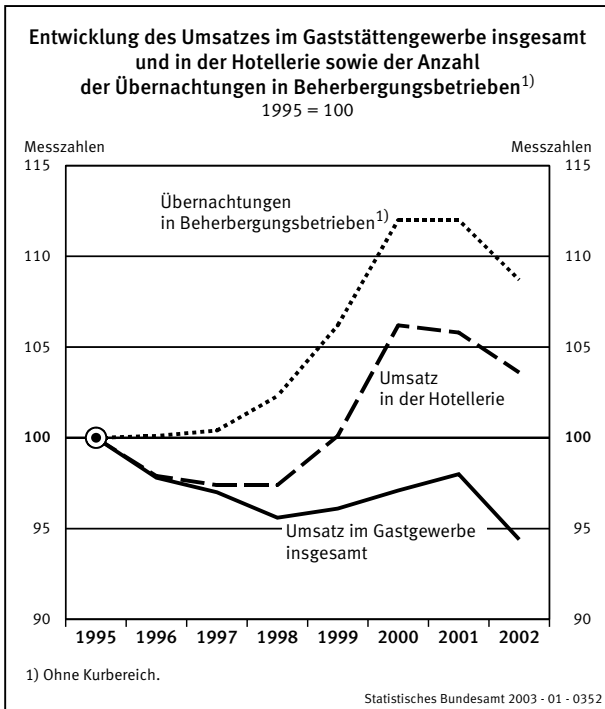
10) Zum Begriff „gefühlte Teuerung“ siehe Europäische Zentralbank: „Monatsbericht Juli 2002“, S. 22 f.

11) Siehe Deutscher Hotel- und Gaststättenverband (Dehoga): „Der Preis wird nicht so heiß gegessen, wie er gekocht wird“, Pressemitteilung vom 31. Januar 2002.

12) Statistisches Bundesamt: „Sechs Monate Euro – Eine Zwischenbilanz der amtlichen Preisstatistik“, Juli 2002, S. 7.

13) Siehe Europäische Zentralbank: „Monatsbericht Juli 2002“.

Schaubild 4



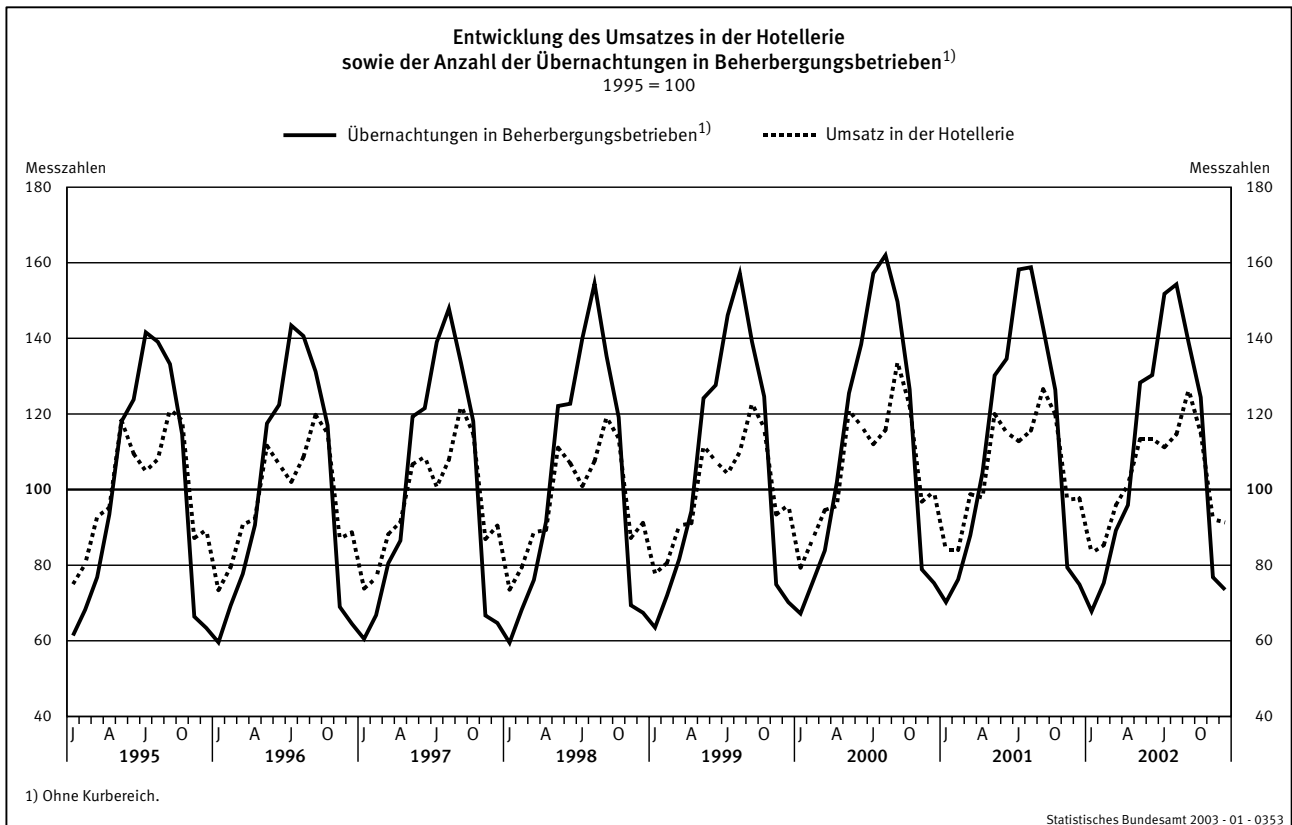
ten Umsatzniveau (+ 3,5%). Bei der Beurteilung der negativen Umsatzentwicklung sollte auch berücksichtigt werden, dass die Preise in der Hotellerie anders als in der Speise-

gastronomie seit geraumer Zeit Gegenstand von Preisverhandlungen zwischen (Groß-)Nachfragern und Anbietern sind. Die Verbraucher scheinen schlichtweg nicht mehr bereit zu sein, jeden Preis für ein Zimmer zu akzeptieren und zu bezahlen.

Wie stark der Umsatz in der Hotellerie mit der Anzahl der Übernachtungen in den Beherbergungsstätten (ohne den Kurbereich) korreliert, zeigt Schaubild 4. Die steigenden Übernachtungszahlen in den Jahren 1995 bis 2000 wirkten sich positiv auf die Umsätze der Unternehmen der Hotellerie aus. Das Schaubild zeigt aber auch, dass die Umsätze in der Hotellerie nicht im gleichen Umfang wie die Übernachtungszahlen stiegen, der Trend aber übereinstimmt: Während die Zahl der Übernachtungen in den Beherbergungsbetrieben im Jahresdurchschnitt – trotz des letztjährigen Rückgangs – im Jahr 2002 rund 9% über dem Wert von 1995 lag, war der durchschnittliche Jahresumsatz in der Hotellerie im letzten Jahr nur rund 4% höher als der entsprechende Vergleichswert.

Ein Zusammenhang zwischen beiden Entwicklungen lässt sich auch innerhalb eines Jahres anhand der Saisonverläufe beobachten (siehe Schaubild 5). In dem dargestellten Zeitraum von Januar 1995 bis Dezember 2002 wird der Saisonverlauf der Übernachtungszahlen vom Umsatzverlauf in der Hotellerie weitgehend nachgezeichnet, wenngleich in einer geringeren Bandbreite. Ausnahmen bilden in der Umsatzentwicklung der Hotellerie das „Sommerloch“ in den Monaten Juni und Juli sowie die „Weihnachtsspitze“ im Dezember.

Schaubild 5





## Zahl der Beschäftigten im Jahr 2002 erneut rückläufig

Im Jahr 2002 waren im Durchschnitt rund 1,0 Mill. Personen im Gastgewerbe beschäftigt, das sind 2,4% weniger als im Vorjahr. Die Branche reagierte angesichts der negativen Umsatzentwicklung damit offensichtlich erneut mit Personalabbau: Mit Ausnahme des Jahres 2001 (+1,2%) wurde seit 1995 die Zahl der Arbeitsplätze im Gastgewerbe stetig abgebaut. Wie der Tabelle 5 zu entnehmen ist, ging die Zahl der Beschäftigten insgesamt in diesem Zeitraum um 16,7% zurück. Die Personalreduzierungen im Jahr 2002 trafen – anders als im Einzelhandel – sowohl die Vollzeitbeschäftigten (-3,4%) als auch die Teilzeitbeschäftigten (-1,2%). Trotz des höheren Rückgangs bei den Beschäftigten im Vollzeitverhältnis lag ihr Anteil an den Beschäftigten insgesamt mit 54,4% nach wie vor über dem der Teilzeitkräfte.

Tabelle 5: Entwicklung der Zahl der Beschäftigten im Gastgewerbe<sup>1)</sup>

Jahr	Beschäftigte insgesamt		Vollzeitbeschäftigte		Teilzeitbeschäftigte	
	2000 = 100	Veränderung gegenüber dem Vorjahr in %	2000 = 100	Veränderung gegenüber dem Vorjahr in %	2000 = 100	Veränderung gegenüber dem Vorjahr in %
1994	118,6	X	118,6	X	118,7	X
1995	116,4	-1,9	114,7	-3,3	118,4	-0,3
1996	113,7	-2,3	110,1	-4,0	118,0	-0,3
1997	112,1	-1,4	105,6	-4,1	119,9	+1,6
1998	110,3	-1,6	102,6	-2,9	119,5	-0,3
1999	103,3	-6,3	101,5	-1,1	105,4	-11,8
2000	100	-3,2	100	-1,4	100	-5,1
2001	101,2	+1,2	101,0	+1,0	101,5	+1,5
2002 <sup>2)</sup>	98,8	-2,4	97,5	-3,4	100,3	-1,2

1) Hochgerechnete Ergebnisse der repräsentativen Stichprobenerhebung. – 2) Vorläufiges Ergebnis.

Eine detaillierte Betrachtung der Struktur und Entwicklung der Beschäftigtenzahlen im Gastgewerbe nach einzelnen Wirtschaftszweigen weist eine große Analogie zur Struktur und Entwicklung des Umsatzes auf (siehe Tabelle 6 sowie Tabelle 4). Die Anteile der Beschäftigten je Wirtschaftsklasse an der Gesamtzahl der Beschäftigten im Gastgewerbe entsprechen weitgehend den Anteilswerten am Gesamtumsatz: Fast zwei Drittel der Beschäftigten (60,7%) waren im Jahr 2002 im Gaststättengewerbe (NACE-Positionen 55.3 und 55.4) tätig, weitere 29,0% in der Hotellerie (NACE-Position 55.1). In diesen Wirtschaftsbereichen ging die Beschäftigtenzahl im Vergleich zum Vorjahr zurück. Das Sonstige Beherbergungsgewerbe, dazu gehören u. a. Jugendherbergen, Campingplätze, Ferienwohnungen, verzeichnete – korrelierend zur positiven Umsatzentwicklung – als einzige Branche eine Zuwachsrate (+2,2%). Indes war der Anteil an der Gesamtzahl der Beschäftigten mit 1,9% – wie auch bei der Umsatzentwicklung – zu gering, um maßgeblich auf die Gesamtentwicklung einzuwirken. Auch die Entwicklung der Beschäftigtenzahlen im Bereich Kantinen und Caterer stellt sich nahezu identisch mit der des Umsatzes dar.

Tabelle 6: Struktur und Entwicklung der Beschäftigten 2002 in den Wirtschaftszweigen des Gastgewerbes<sup>1)</sup>  
Prozent

Nr. der Klassifikation <sup>2)</sup>	Wirtschaftszweig	Anteil des Wirtschaftszweiges an der Gesamtzahl der Beschäftigten im Gastgewerbe	Veränderung 2002 gegenüber 2001		
			alle Beschäftigten	davon	
				Vollzeitbeschäftigte	Teilzeitbeschäftigte
55.1	Hotels, Gasthöfe, Pensionen und Hotels garnis .....	29,0	-1,3	-1,7	-0,4
55.11	Hotels, Gasthöfe, Pensionen .....	25,8	-1,5	-1,8	-0,9
55.11.1	dar.: Hotels .....	19,0	-2,1	-2,1	-2,1
55.12	Hotels garnis .....	3,3	+0,9	±0,0	+2,3
55.2	Sonstiges Beherbergungsgewerbe .....	1,9	+2,2	+0,1	+5,6
55.3	Restaurants, Cafés, Eisdielen und Imbisshallen .....	46,2	-2,8	-5,2	-0,2
	darunter:				
55.30.1	Restaurants mit herkömmlicher Bedienung .....	30,0	-3,2	-5,8	±0,0
55.30.2	Restaurants mit Selbstbedienung .....	6,5	-2,7	-4,7	-1,1
55.30.3	Cafés .....	3,2	-2,4	-1,3	-3,5
55.30.5	Imbisshallen .....	4,7	-1,7	-5,5	+1,7
55.4	Sonstiges Gaststätten-gewerbe .....	14,5	-2,7	-0,9	-3,6
55.40.1	dar.: Schankwirtschaften ....	10,9	-3,0	-0,1	-4,9
55.5	Kantinen und Caterer .....	8,4	-4,7	-5,2	-4,1
55.51	Kantinen .....	2,5	-3,2	-1,0	-5,6
55.52	Caterer .....	6,0	-5,4	-6,9	-3,4
55	Gastgewerbe ...	100	-2,4	-3,4	-1,2

1) Hochgerechnete Ergebnisse der repräsentativen Stichprobenerhebung. – Vorläufiges Ergebnis. – 2) Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 1993 (WZ 93).

## Entwicklung im ersten Quartal 2003

„Das neue Jahr beginnt so, wie das alte aufgehört hat.“ Mit dieser grob vereinfachten Feststellung ließe sich die Umsatzentwicklung in den ersten drei Monaten dieses Jahres am anschaulichsten beschreiben. Der im ersten Vierteljahr 2003 verzeichnete nominale Umsatzrückgang von -7,1% im Vergleich zum Vorjahreszeitraum deutet darauf hin, dass sich der Negativtrend im Gastgewerbe vorerst fortgesetzt hat. Die Tatsache, dass Ostern im Vorjahr in den Berichtsmonat März – und somit ins erste Quartal – fiel, in diesem Jahr aber in den Berichtsmonat April, erklärt die weiterhin erheblichen Umsatzrückgänge, von denen alle drei Branchen des Gastgewerbes betroffen sind, nur zu einem geringen Teil. [u](#)

Dipl.-Volkswirt Ulrich Spörel

# Inlandstourismus 2002: Rückgänge bei Gästen und Übernachtungen

## Ergebnisse der Beherbergungsstatistik

111,1 Mill. Gäste wurden im Jahr 2002 in den Beherbergungsbetrieben mit neun oder mehr Betten sowie auf Campingplätzen gezählt, 1,6% weniger als im Jahr 2001. Die Zahl der Gästeübernachtungen ging 2002 sogar um 2,5% auf 338,7 Mill. zurück. Dabei war die Entwicklung bei den Gästen aus dem Ausland (Gästekünfte: +0,6%, Übernachtungen: -0,3%) günstiger als bei den inländischen Gästen (Gästekünfte: -2,0%, Übernachtungen: -2,8%).

Nur die Bundesländer Hamburg (+6,5% mehr Übernachtungen) und Mecklenburg-Vorpommern (+6,3%) konnten sich von der insgesamt negativen Gesamtentwicklung abkoppeln. Alle übrigen Länder mussten Rückgänge bei den Übernachtungszahlen hinnehmen, die von -1,7% (Schleswig-Holstein) bis -7,0% (Sachsen) reichten. Erstmals seit 1992 verzeichneten die neuen Länder und Berlin-Ost zusammengenommen einen Rückgang bei den Übernachtungen (-1,3%). Mit -3,0% war der Rückgang im früheren Bundesgebiet allerdings noch stärker. Der Anteil der neuen Länder an der Gesamtzahl der Übernachtungen in Deutschland hat sich inzwischen auf 19,1% erhöht (1992: 9,2%).

Mit 70,8 Mill. Übernachtungen – entsprechend einem Anteil von 22,3% – ist Bayern nach wie vor das Bundesland mit den meisten Übernachtungen. Gemessen an der Tourismusintensität (Übernachtungen je 1000 Einwohner) liegt Mecklenburg-Vorpommern seit 1999 an der Spitze aller Bundesländer.

Mit Ausnahme der anteilmäßig eher kleinen Betriebsarten Feriententren sowie Hütten, Jugendherbergen und ähnliche Einrichtungen mussten alle Teilbereiche des Beherbergungsgewerbes Rückgänge der Übernachtungszahlen hinnehmen. Rückgänge wurden auch in sechs der sieben Prädikatsgruppen innerhalb der Beherbergungsstatistik registriert. Nur die Seebäder konnten ihr Vorjahresergebnis leicht übertreffen (+0,6%).

Die Rückgänge der Übernachtungszahlen im Beherbergungsgewerbe insgesamt gingen einher mit Einbußen bei den Umsätzen in diesem Wirtschaftsbereich (nominal: -1,9%, real: -5,4%). Und auch die Zahl der Beschäftigten in diesem Wirtschaftsbereich verringerte sich um 1,2%.

Die rückläufige Entwicklung von Gäste- und Übernachtungszahlen im deutschen Beherbergungsgewerbe setzte sich nach vorläufigen Ergebnissen auch in den ersten drei Monaten des Jahres 2003 weiter fort (Gästekünfte: -1,5%, Übernachtungen: -4,0%).

### Vorbemerkung

Die Statistik der Beherbergung im Reiseverkehr ist die derzeit wichtigste amtliche Datenquelle für empirische Aussagen über die Entwicklung des Tourismus in Deutschland.<sup>1)</sup> Die gesetzliche Grundlage dieser Statistik ist das Beherbergungsstatistikgesetz (BeherbStatG), das im Jahr 2002 neu geordnet worden ist.<sup>2)</sup> Danach werden von allen Beherber-

1) Zum Datenangebot der amtlichen Statistik im Bereich Tourismus siehe Spörel, U.: „Die amtliche deutsche Tourismusstatistik“ in Haedrich, G./Kaspar, C./Klemm, K./Kreilkamp, E. (Hrsg.): „Tourismus-Management“, Berlin, New York 1998, S. 127 ff.

2) Gesetz zur Neuordnung der Statistik über die Beherbergung im Reiseverkehr (Beherbergungsstatistikgesetz – BeherbStatG) vom 22. Mai 2002 (BGBl. I S. 1642).

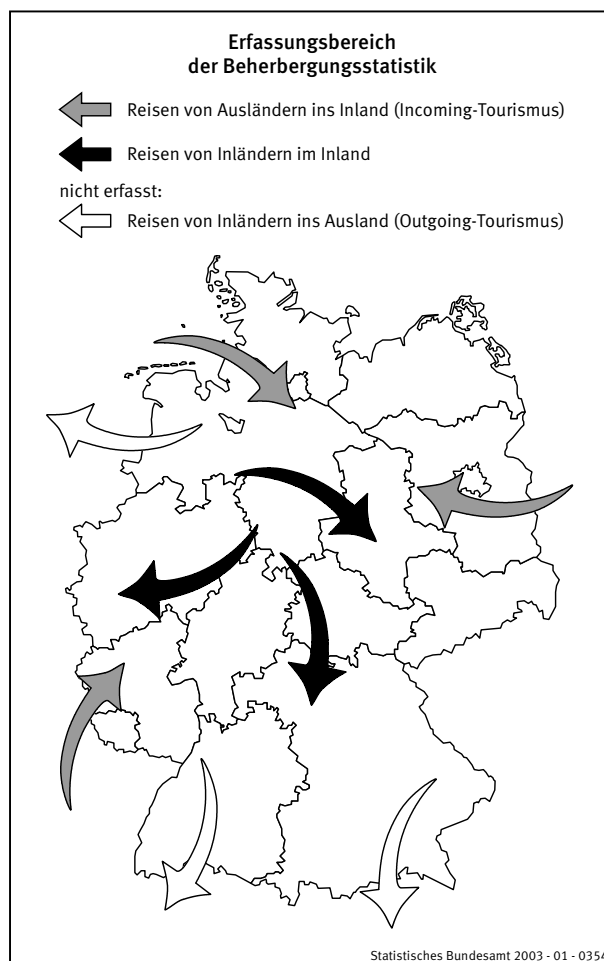
gungsbetrieben, die mehr als acht Gäste gleichzeitig vorübergehend beherbergen können, monatlich Angaben über die Zahl der Ankünfte und Übernachtungen von Gästen sowie über die Zahl der im Berichtsmonat angebotenen Gästebetten erhoben. Bei Betrieben der Hotellerie (Hotels, Gasthöfe, Pensionen, Hotels garnis) werden ab dem Berichtsmonat Januar 2003 zusätzlich die Zahl der angebotenen Gästezimmer sowie die der belegten Gästezimmer erfasst. Bei Gästen aus dem Ausland wird eine Aufgliederung nach Herkunftsländern vorgenommen. Auch von den Betreibern von Campingplätzen wird die Zahl der Ankünfte und Übernachtungen von Gästen gemeldet sowie die dort zur Verfügung stehenden Stellplätze. Hier werden die Angaben jedoch nur für das Touristikcamping erhoben, nicht für das Dauercamping. Den Daten der Beherbergungsstatistik kommt eine wichtige Indikatorfunktion für die Entwicklung des mit Übernachtungen verbundenen Tourismus im Inland zu. Die Ergebnisse werden monatlich im Internetangebot des Statistischen Bundesamtes veröffentlicht (<http://www.destatis.de>).<sup>3)</sup>

Weitere Daten über das Angebot des Beherbergungsgewerbes nach Betriebsarten, Ausstattungsklassen und anderen Merkmalen sowie über Campingplätze bot darüber hinaus bis 1999 die Kapazitätserhebung im Beherbergungsgewerbe, die in jeweils sechsjährlichem Turnus, zuletzt zum Stichtag 1. Januar 1999, durchgeführt wurde. Diese Erhebung ist mit der Neufassung des BeherbStatG eingestellt worden.

Im November 1995 hat der Rat der Europäischen Union (EU) eine Richtlinie zur Tourismusstatistik verabschiedet, die die Mitgliedsländer zur Bereitstellung statistischer Ergebnisse zu diesem Bereich verpflichtet.<sup>4)</sup> Dabei handelt es sich zum einen um Angaben zur Kapazität der Beherbergungsbetriebe und deren Inanspruchnahme, die in Deutschland aus dem bestehenden Programm der Beherbergungsstatistik abgedeckt werden können. Zum anderen werden Angaben zur touristischen Nachfrage gefordert, die sich auf das Reiseverhalten der Bevölkerung beziehen. Sie beinhalten sowohl Urlaubs- und Erholungsreisen von fünf und mehr Tagen Dauer als auch Kurzreisen (zwei bis vier Tage Dauer) und Geschäftsreisen. Die Ergebnisse dieser Erhebung, die in Deutschland im Auftrag des Statistischen Bundesamtes vom Institut Geoplan erhoben werden, werden jährlich in der Querschnittsveröffentlichung „Tourismus in Zahlen“ veröffentlicht.<sup>5)</sup>

Der Beherbergungsstatistik liegt das Inlandskonzept zugrunde. Sie erfasst die Übernachtungen in inländischen Beherbergungsbetrieben. Diese fallen an bei Reisen von Inländern im Inland oder bei Reisen von Ausländern ins Inland (dem sog. Incoming-Tourismus). Nicht erfasst werden die Übernachtungen von Inländern bei deren Reisen ins Ausland (siehe dazu Schaubild 1). Diese Unterscheidung ist wichtig bei einem Vergleich der Ergebnisse der Beherbergungsstatistik mit Ergebnissen von Erhebungen über das Reiseverhalten der Bevölkerung. Letzteren liegt in der Regel

Schaubild 1



das Inländerkonzept zugrunde: Erfasst werden die Reisen von Inländern, und zwar sowohl die Reisen von Inländern im Inland als auch deren Reisen ins Ausland. Die Ergebnisse solcher Erhebungen können also durchaus von denen der Beherbergungsstatistik abweichen, ohne dass das in logischem Widerspruch zueinander stehen muss.

### 111,1 Mill. Gästeankünfte, 338,7 Mill. Übernachtungen in Beherbergungsstätten und auf Campingplätzen

Im Jahr 2002 wurden 111,1 Mill. Gäste in den zum Berichtsbereich der Beherbergungsstatistik zählenden Beherbergungsstätten und auf Campingplätzen registriert, 1,6% weniger als im Jahr 2001, das in Deutschland zum Jahr des Tourismus erklärt worden war.<sup>6)</sup> Dabei ging die Zahl der Gäste aus dem Inland um 2,0% zurück auf 93,1 Mill., während die Zahl der ausländischen Gäste um 0,6% auf 18,0 Mill. zunahm (siehe

3) Siehe Fachserie 6 „Binnenhandel, Gastgewerbe, Tourismus“, Reihe 7.1 „Tourismus – Beherbergung im Reiseverkehr, laufende Monatsergebnisse“.

4) Richtlinie Nr. 95/57/EG des Rates vom 23. November 1995 über die Erhebung statistischer Daten im Bereich des Tourismus (Amtsbl. der EG Nr. L 291, S. 32).

5) Statistisches Bundesamt (Hrsg.): „Tourismus in Zahlen 2002“, Stuttgart 2003, S. 172 ff.

6) Siehe Spörel, U.: „Inlandstourismus 2001: Stabilisierung auf hohem Niveau trotz erschwelter Rahmenbedingungen“ in WiSta 4/2002, S. 255 ff.

Tabelle 1: Ankünfte und Übernachtungen in Beherbergungsstätten und auf Campingplätzen 2002

Herkunft der Gäste	Ankünfte		Übernachtungen	
	1 000	Veränderung gegenüber 2001 in %	1 000	Veränderung gegenüber 2001 in %
Beherbergungsstätten				
Inland .....	88 508	-2,2	279 770	-2,9
Ausland .....	16 977	+0,5	37 740	-0,5
Zusammen ...	105 484	-1,8	317 510	-2,7
Campingplätze				
Inland .....	4 581	+1,0	18 272	-0,9
Ausland .....	993	+1,9	2 914	+1,8
Zusammen ...	5 574	+1,2	21 186	-0,6
Beherbergungsbetriebe insgesamt				
Inland .....	93 089	-2,0	298 041	-2,8
Ausland .....	17 969	+0,6	40 655	-0,3
Insgesamt ...	111 058	-1,6	338 696	-2,5

Tabelle 1). Etwas ungünstiger war die Entwicklung bei den Übernachtungen, die insgesamt um 2,5% auf 338,7 Mill. zurückgingen. Dabei war der Rückgang bei den Gästen aus dem Inland mit -2,8% auf 298,0 Mill. deutlich stärker als bei den ausländischen Gästen, die mit 40,7 Mill. (-0,3%) nur geringfügig das Niveau des Vorjahres unterschritten.

## Hamburg und Mecklenburg-Vorpommern mit den höchsten Zuwachsraten der Übernachtungszahlen

Nur zwei der sechzehn Bundesländer konnten sich von der insgesamt negativen Gesamtentwicklung abkoppeln. An der Spitze stand die Hansestadt Hamburg, die nach einem Minus von 2,9% im Vorjahr im Jahr 2002 mit +6,5% den höchsten Zuwachs aller Bundesländer bei den Übernachtungen erzielen konnte (siehe Tabelle 2). Der Erfolg von gleich drei verschiedenen Musical-Aufführungen dürfte dabei eine wesentliche Rolle gespielt haben. Dicht dahinter lag Mecklenburg-Vorpommern, wo sich die Zahl der Übernachtungen um 6,3% gegenüber dem Vorjahr erhöhte. Seit 1997 liegt dieses Bundesland in der Rangliste der Länder mit den höchsten Zuwachsraten der Übernachtungszahlen jeweils auf einem der ersten beiden Plätze. Unter den Flächenländern, die in der Regel eine deutlich andere Tourismusstruktur aufweisen als die Stadtstaaten, belegt Mecklenburg-Vorpommern seit 1997 kontinuierlich den ersten Rang.

Außer den beiden genannten mussten alle übrigen Länder Rückgänge bei den Übernachtungen hinnehmen, die von -1,7% (Schleswig-Holstein) bis -7,0% (Sachsen) reichten. Im Fall des Freistaates Sachsen dürfte die Flutkatastrophe im Sommer 2002 die Hauptursache für den starken Rückgang gewesen sein. So kam es hier in den Monaten August, September und Oktober 2002 zu jeweils zweistelligen Rückgängen der Übernachtungszahlen.

Tabelle 2: Übernachtungen in Beherbergungsstätten 2002 nach Bundesländern

Land	Übernachtungen			Durchschnittliche Aufenthaltsdauer Tage
	1 000	Anteil	Veränderung gegenüber 2001	
		%		
Baden-Württemberg ....	38 187	12,0	-2,8	2,9
Bayern .....	70 756	22,3	-4,5	3,2
Berlin .....	11 016	3,5	-2,9	2,3
Brandenburg .....	8 501	2,7	-3,7	2,9
Bremen .....	1 261	0,4	-2,1	1,8
Hamburg .....	5 079	1,6	+6,5	1,9
Hessen .....	24 616	7,8	-3,9	2,6
Mecklenburg-Vorpommern ....	21 006	6,6	+6,3	4,4
Niedersachsen ....	32 968	10,4	-2,7	3,5
Nordrhein-Westfalen .....	36 336	11,4	-1,8	2,5
Rheinland-Pfalz ...	17 992	5,7	-2,3	2,9
Saarland .....	2 092	0,7	-3,0	3,2
Sachsen .....	13 514	4,3	-7,0	2,8
Sachsen-Anhalt ...	5 365	1,7	-3,4	2,5
Schleswig-Holstein	20 535	6,5	-1,7	4,8
Thüringen .....	8 286	2,6	-5,7	3,0
Deutschland ...	317 510	100	-2,7	3,0
nachrichtlich:				
Früheres Bundesgebiet .	256 882	80,9	-3,0	3,0
Neue Länder und Berlin-Ost .....	60 628	19,1	-1,3	3,2

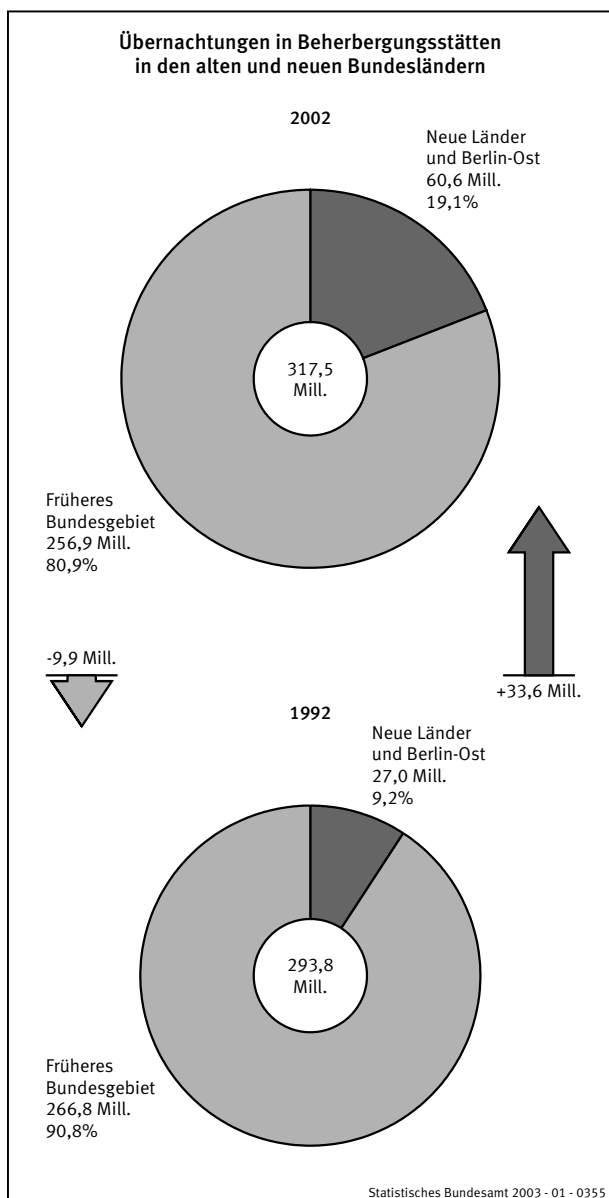
## Erstmals seit 1992 Rückgang der Übernachtungen in den neuen Ländern und Berlin-Ost

Seit 1992, dem ersten Jahr, für das Ergebnisse der Beherbergungsstatistik für alle sechzehn Bundesländer vorliegen, war die Entwicklung der Übernachtungen in den neuen Ländern und Berlin-Ost günstiger als im früheren Bundesgebiet. Das war auch im Jahr 2002 so. Allerdings mussten die neuen Länder und Berlin-Ost in diesem Jahr zum ersten Mal seit 1992 ihrerseits Rückgänge bei den Übernachtungen hinnehmen. Mit -1,3% waren sie jedoch niedriger als im früheren Bundesgebiet (-3,0%). Trotz dieses leichten Rückgangs im Jahr 2002 liegt die Zahl der Übernachtungen in den neuen Bundesländern mit 60,6 Mill. immer noch mehr als doppelt so hoch wie vor zehn Jahren (siehe Schaubild 2). Demgegenüber sind die Übernachtungszahlen im früheren Bundesgebiet in demselben Zehn-Jahres-Zeitraum von 1992 bis 2002 um knapp 10 Mill. zurückgegangen. Der Anteil der neuen Länder und Berlin-Ost an der Gesamtzahl der Übernachtungen in Deutschland hat sich dementsprechend in diesem Zeitraum von 9,2 auf 19,1% mehr als verdoppelt.

## Bayern bleibt das Bundesland mit den absolut meisten Übernachtungen

Mit 70,8 Mill. – entsprechend einem Anteil von 22,3% – ist Bayern nach wie vor das Bundesland mit den meisten Übernachtungen in Deutschland. Mit deutlichem Abstand folgen dann Baden-Württemberg (38,2 Mill.; Anteil: 12,0%), Nord-

Schaubild 2



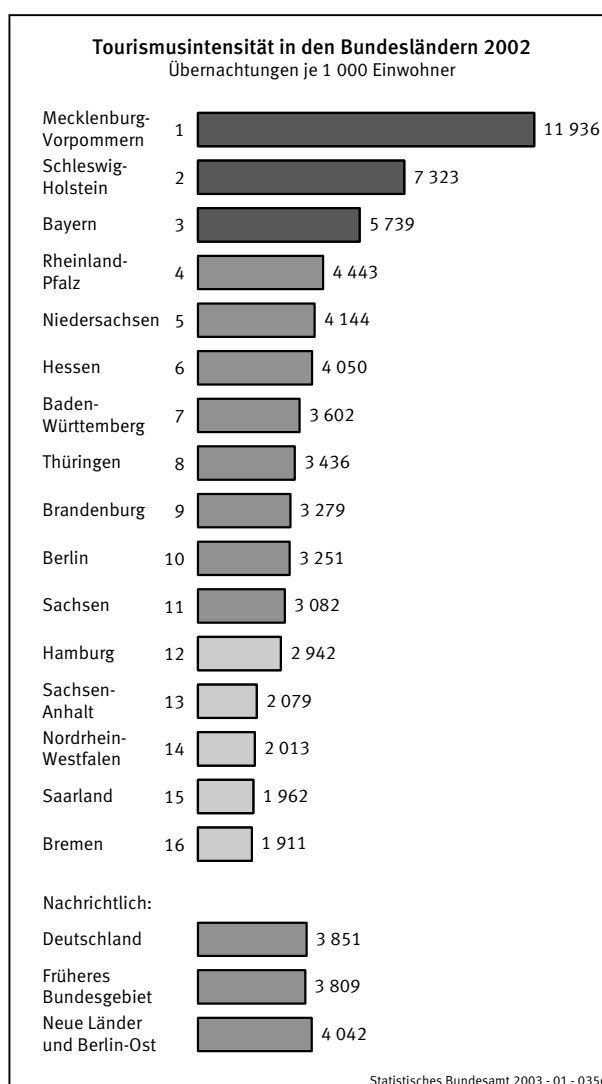
rhein-Westfalen (36,3 Mill.; 11,4%), Niedersachsen (33,0 Mill.; 10,4%) und Hessen (24,6 Mill.; 7,8%). Mit dem guten Ergebnis des Jahres 2002 hat sich Mecklenburg-Vorpommern (21,0 Mill.; 6,6%) nun vor Schleswig-Holstein (20,5 Mill.; 6,5%) an die sechste Stelle dieser Rangliste gesetzt.

## Mecklenburg-Vorpommern verfügt über die höchste Tourismusintensität

Eine deutlich andere Rangfolge ergibt sich, wenn man nicht die absolute Bedeutung des Tourismus in den Bundesländern betrachtet, sondern die relative. Die dazu in der Tourismusstatistik gebräuchliche Maßgröße ist die so genannte Fremdenverkehrs- oder Tourismusintensität. Sie ist definiert

als die Zahl der Übernachtungen in einem Gebiet (hier: Bundesland) je 1000 Einwohner. Nach diesem Kriterium liegt Mecklenburg-Vorpommern an der Spitze aller Bundesländer mit einer Zahl von 11 936 Übernachtungen je 1 000 Einwohner (siehe Schaubild 3). An zweiter Stelle steht mit einem Wert von 7 323 Schleswig-Holstein, das bis 1998 noch an der Spitze der Rangliste gestanden hatte. An dritter Position folgt dann Bayern mit einer Tourismusintensität von 5 739. Seit dem Jahr 2001 liegt die Tourismusintensität in den neuen Ländern und Berlin-Ost höher als im früheren Bundesgebiet. Der Abstand hat sich im Jahr 2002 weiter vergrößert (neue Länder und Berlin-Ost: 4 042, früheres Bundesgebiet: 3 809).

Schaubild 3



## Rückgänge in fast allen Betriebsarten des Beherbergungsgewerbes

Mit Ausnahme der Ferienzentren (+0,4%) und der Hütten, Jugendherbergen und ähnlichen Einrichtungen (+1,3%) verteilen sich die Rückgänge der Übernachtungszahlen auf alle



Tabelle 3: Übernachtungen in Beherbergungsstätten 2002 nach Betriebsarten

Wirtschaftsbereich	Übernachtungen			Durchschnittliche Aufenthaltsdauer
	1 000	Anteil	Veränderung gegenüber 2001	
		%		Tage
Insgesamt .....	317 510	100	-2,7	3,0
Hotels .....	119 287	37,6	-3,4	2,1
Gasthöfe .....	18 782	5,9	-5,5	2,3
Pensionen .....	13 904	4,4	-4,8	3,6
Hotels garnis .....	37 529	11,8	-3,2	2,4
<b>Hotellerie zusammen ...</b>	<b>189 503</b>	<b>59,7</b>	<b>-3,7</b>	<b>2,2</b>
Erholungs-, Ferien- und Schulungsheime .....	25 749	8,1	-0,7	3,6
Ferienzentren .....	9 433	3,0	+0,4	5,0
Ferienhäuser, -wohnungen	31 103	9,8	-0,4	7,2
Hütten, Jugendherbergen u.ä. Einrichtungen .....	14 003	4,4	+1,3	2,5
<b>Sonstiges Beherbergungsgewerbe zusammen .....</b>	<b>80 289</b>	<b>25,3</b>	<b>-0,1</b>	<b>4,2</b>
Beherbergungsgewerbe ...	269 792	85,0	-2,8	2,6
Vorsorge- und Rehabilitationskliniken .....	47 718	15,0	-2,9	21,5
<b>Nachrichtlich:</b>				
Hotels, Hotels garnis zusammen .....	156 816	49,4	-3,4	2,2
Gasthöfe, Pensionen sowie Ferienzentren, -häuser, -wohnungen, Hütten, Jugendherbergen u.ä. Einrichtungen zusammen .....	87 225	27,5	-2,1	3,7

Betriebsarten des Beherbergungssektors (siehe Tabelle 3). Dabei fällt auf, dass die Rückgänge bei den Hotels und Hotels garnis, auf die rund die Hälfte der Übernachtungen entfallen, mit zusammen -3,4% sogar über dem Durchschnitt lagen. In früheren Jahren waren diese Betriebsarten auf Grund des dort zu vermutenden höheren Anteils von Dienst- und Geschäftsreisenden von Einbußen zumeist weniger oder gar nicht betroffen. Wie auch von anderen Erhebungen belegt wird<sup>7)</sup>, scheint dieses Marktsegment nun auch in stärkerem Maße von Rückgängen betroffen zu sein. Die für den Urlaubstourismus typischen Unterkunftsarten wie Gasthöfe, Pensionen, Ferienzentren, -häuser, -wohnungen, Hütten, Jugendherbergen und ähnliche Einrichtungen verzeichneten dagegen geringere Einbußen bei den Übernachtungen.

Ein besonderes Teilsegment des Tourismusmarktes ist der Gesundheitstourismus, dessen Entwicklung sich bei den Betriebsarten vor allem an den Vorsorge- und Rehabilitationskliniken ablesen lässt. Nach dem starken Einbruch, den dieser Bereich im Jahr 1997 in Folge der damaligen Gesundheitsstrukturreform erlebte, hatte es hier eine bis zum Jahr 2001 anhaltende Erholung gegeben. Im Jahr 2002 gingen jedoch auch hier die Übernachtungszahlen wieder zurück (-2,9%) und liegen nun wieder unter dem Niveau des Jahres 2000.

## Die Seebäder konnten ihre Übernachtungszahlen gegen den Gesamttrend leicht steigern

Die Einbußen beim Gesundheitstourismus spiegeln sich in der Gliederung der Ergebnisse nach Gemeindegruppen in den Rückgängen wider, die alle drei Typen von Heilbädern hinnehmen mussten (siehe Tabelle 4). Insgesamt verringerten sich die Übernachtungen in den Heilbädern um 3,6%. Doch auch die Luftkurorte (-4,1%), die Erholungsorte (-2,5%) und die sonstigen Gemeinden (-2,7%) blieben von Einbußen nicht verschont. Einzig die Seebäder konnten ihr Vorjahresergebnis leicht übertreffen (+0,6%). Die Seebäder sind überhaupt die einzige Gemeindegruppe, die in den letzten Jahren kontinuierlich steigende Übernachtungszahlen erzielen konnte.

Tabelle 4: Übernachtungen in Beherbergungsstätten 2002 nach Gemeindegruppen

Gemeindegruppe	Übernachtungen			Durchschnittliche Aufenthaltsdauer
	insgesamt	Anteil	Veränderung gegenüber 2001	
	1 000	%		Tage
Mineral- und Moorbäder .....	41 387	13,0	-4,1	6,8
Heilklimatische Kurorte .....	16 621	5,2	-1,7	5,1
Kneippkurorte .....	10 545	3,3	-4,9	5,3
<b>Heilbäder zusammen ...</b>	<b>68 552</b>	<b>21,6</b>	<b>-3,6</b>	<b>6,0</b>
Seebäder .....	34 502	10,9	+0,6	6,4
Luftkurorte .....	24 903	7,8	-4,1	4,2
Erholungsorte .....	32 551	10,3	-2,5	3,5
Sonstige Gemeinden .....	157 002	49,4	-2,7	2,1
<b>Insgesamt ...</b>	<b>317 510</b>	<b>100</b>	<b>-2,7</b>	<b>3,0</b>

## Camping-Tourismus geringfügig unter dem Vorjahresniveau

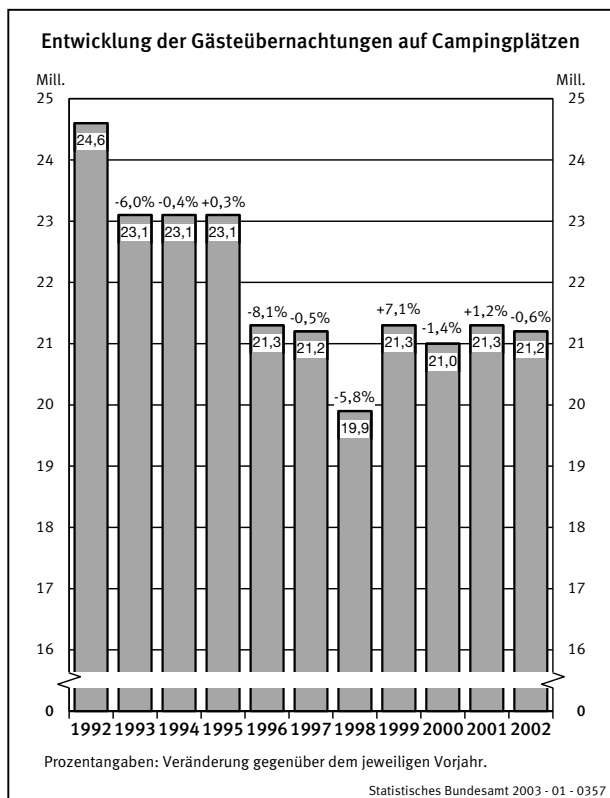
Mit 21,2 Mill. Übernachtungen lag die Zahl der Übernachtungen auf Campingplätzen geringfügig (-0,6%) unter dem Niveau des Vorjahres (siehe Schaubild 4). Es fällt auf, dass die Zahl der Campingübernachtungen – mit Ausnahme des Jahres 1998 – relativ konstant bei etwa 21 Mill. liegt. Dabei ist zu berücksichtigen, dass die Beherbergungsstatistik auf Grund der Vorgabe aus dem Beherbergungsstatistikgesetz nur das so genannte Urlaubs- oder Touristkamping erfasst, nicht aber das Dauercamping, das von der Zahl der Übernachtungen den erstgenannten Teilbereich deutlich übertreffen dürfte.

Mehr noch als der übrige Tourismus konzentriert sich der Campingtourismus sehr stark auf wenige Bundesländer, und zwar zum einen auf die Flächenländer an der Nord- und Ostseeküste und zum anderen auf die beiden süddeutschen Länder Bayern und Baden-Württemberg. So entfielen auf Mecklenburg-Vorpommern, Niedersachsen und Schleswig-Holstein 41,0% aller Campingübernachtungen in Deutschland. Bayern und Baden-Württemberg kamen auf

7) Siehe IPK International: "First World Travel Monitor Results 2002", Presseveröffentlichung, Berlin, März 2003.



Schaubild 4



einen Anteil von 31,8% (siehe Tabelle 5). Die Entwicklung des Campingtourismus war in den einzelnen Bundesländern sehr unterschiedlich. An der Spitze bei den Zuwachsraten der Campingübernachtungen standen Thüringen (+14,8%), das Saarland (+12,6%) und Mecklenburg-Vorpommern (+6,1%). Sachsen-Anhalt (-7,1%) und Niedersachsen (-9,4%) mussten die stärksten Rückgänge hinnehmen.

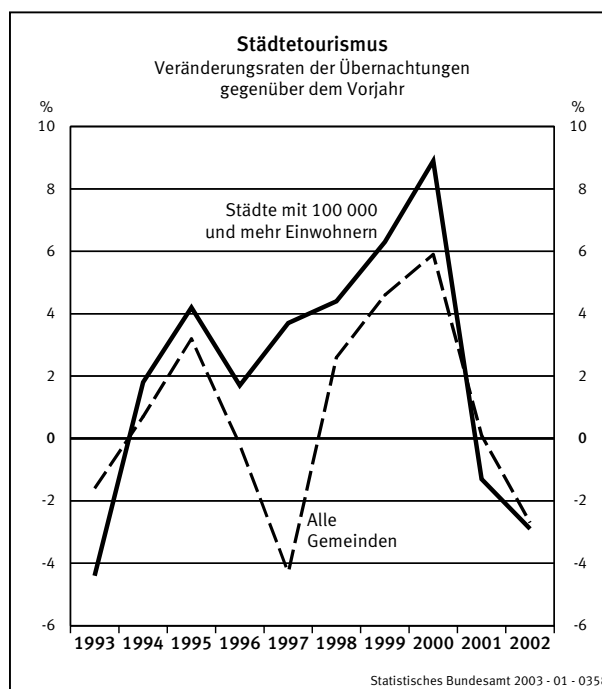
Tabelle 5: Übernachtungen auf Campingplätzen 2002 nach Bundesländern

Land	Übernachtungen			Durchschnittliche Aufenthaltsdauer
	1 000	Anteil	Veränderung gegenüber 2001	
				%
Baden-Württemberg	2641	12,5	+1,7	3,7
Bayern	4093	19,3	-1,4	3,9
Berlin	119	0,6	-6,4	3,0
Brandenburg	698	3,3	-0,5	2,8
Bremen	.	.	.	.
Hamburg	.	.	.	.
Hessen	976	4,6	-1,4	3,2
Mecklenburg-Vorpommern	3477	16,4	+6,1	3,8
Niedersachsen	2912	13,7	-9,4	4,4
Nordrhein-Westfalen	958	4,5	+0,3	3,2
Rheinland-Pfalz	1854	8,8	+2,6	3,6
Saarland	119	0,6	+12,6	2,8
Sachsen	390	1,8	-2,8	2,8
Sachsen-Anhalt	220	1,0	-7,1	2,7
Schleswig-Holstein	2317	10,9	-3,5	5,3
Thüringen	310	1,5	+14,8	2,8
Deutschland	21 186	100	-0,6	3,8

## Zum zweiten Mal in Folge Rückgänge auch beim Städtetourismus

Ein Teilsegment des Tourismusmarktes, das sich in den letzten Jahren zumeist überdurchschnittlich entwickelt hat, ist der Städtetourismus, wobei hier sowohl die geschäftlich als auch die privat motivierten Städtereisen einbezogen sind. Im Jahr 2001 hatte es hier zum ersten Mal seit 1993 mit -1,3% einen Rückgang der Übernachtungszahlen gegeben (siehe Schaubild 5). Dieser Rückgang konnte zunächst noch als Reaktion (Basis-Effekt) auf die außerordentlich hohe Steigerung im Jahr davor (+8,9%) angesehen werden, als die Weltausstellung EXPO 2000 in Deutschland stattgefunden hatte. Im Jahr 2002 ist die Zahl der Übernachtungen in den Städten mit mehr als 100 000 Einwohnern dann noch einmal zurückgegangen (-2,9%). Dies dürfte ein weiteres Indiz für die schon zuvor aufgestellte Vermutung sein, dass es im Jahr 2002 auch im Bereich der Geschäftsreisen, die sich vor allem auf die Großstädte konzentrieren, zu Rückgängen gekommen ist.

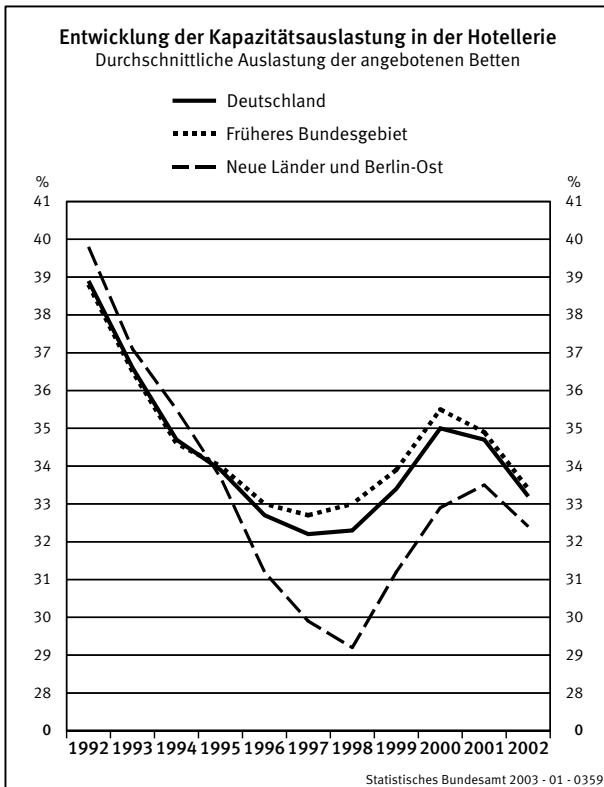
Schaubild 5



## Rückläufige Übernachtungszahlen führen zu einem Rückgang der Kapazitätsauslastung

Der deutliche Rückgang der Übernachtungen in der Hotellerie bei einer immer noch anhaltenden leichten Zunahme der Übernachtungskapazitäten (2002: +0,6%) führte auch zu einem spürbaren Rückgang der Kapazitätsauslastung in diesem Bereich (gemessen an der Auslastung der angebotenen Betten) von 34,7% im Jahr 2001 auf 33,2% im Jahr 2002 (siehe Schaubild 6). Dabei liegt die Kapazitätsauslastung im früheren Bundesgebiet (33,4%) wie schon seit 1995 über

Schaubild 6



der in den neuen Ländern und Berlin-Ost (32,4%). Allerdings gleichen sich die Auslastungsraten immer mehr an.

### Nominal und real Umsatzrückgänge im Beherbergungsgewerbe

Die rückläufigen Übernachtungszahlen schlugen sich auch in deutlichen Rückgängen bei den Umsätzen<sup>8)</sup> nieder. Dabei waren die Umsatzrückgänge bei den Unternehmen der Hotellerie mit nominal -2,1% und real - also preisbereinigt - mit -5,6% wesentlich größer als im Sonstigen Beherbergungsgewerbe, das seine Umsätze nominal sogar um 2,8%

Tabelle 6: Entwicklung von Umsatz und Beschäftigten im Beherbergungsgewerbe<sup>1)</sup> 2002  
Veränderung gegenüber 2001 in %

Wirtschaftszweig	Umsatz		Beschäftigte		
	nominal	real	Vollzeitbeschäftigte	Teilzeitbeschäftigte	insgesamt
Hotellerie <sup>2)</sup> ....	-2,1	-5,6	-1,7	-0,4	-1,3
Sonstiges Beherbergungsgewerbe .....	+2,8	-0,5	+0,1	+5,6	+2,2
Beherbergungsgewerbe insgesamt ....	-1,9	-5,4	-1,6	-0,2	-1,2

1) Ergebnisse der Gastgewerbestatistik. - 2) Hotels, Gasthöfe, Pensionen, Hotels garnis.

8) Die Ergebnisse zu Umsätzen und Beschäftigung stammen aus der Gastgewerbestatistik. Zur Methodik dieser Statistik und den Ergebnissen für das Jahr 2002 siehe Decker, J.: „Entwicklung im Gastgewerbe im Jahr 2002“ in diesem Heft, S. 489 ff.

steigern konnte (siehe Tabelle 6). Nimmt man beide Teilbereiche des Beherbergungsgewerbes zusammen, so gingen die Umsätze im Jahr 2002 nominal um 1,9% und real um 5,4% zurück.

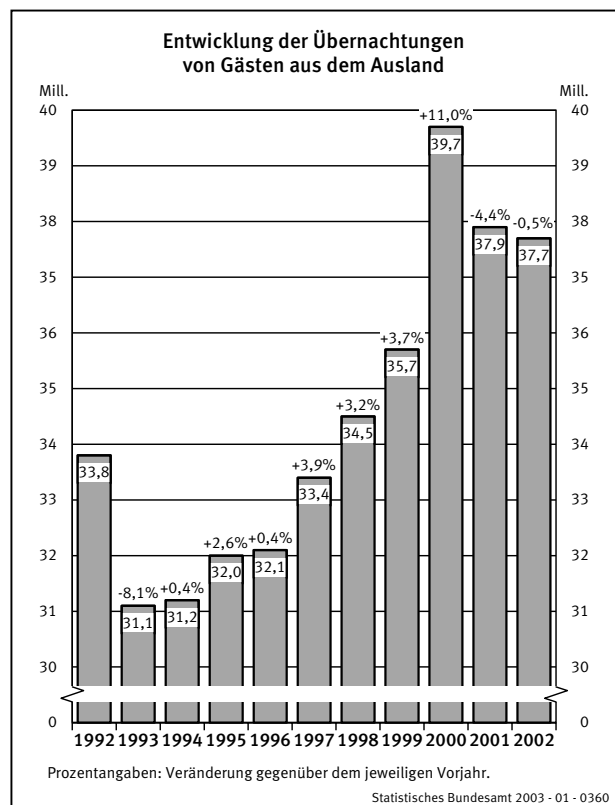
### Zahl der Beschäftigten im Beherbergungsgewerbe

Der Rückgang der Übernachtungen und auch der Umsätze im Beherbergungsgewerbe führte auch zu einer Abnahme der Beschäftigung in diesem Wirtschaftsbereich. So verminderte sich die Zahl der Beschäftigten im Beherbergungsgewerbe im Jahr 2002 um 1,2%, nachdem sie im Vorjahr noch um 1,3% angestiegen war. Dabei war der Beschäftigungsrückgang allein auf den Bereich der Hotellerie beschränkt (-1,3%). Im - allerdings wesentlich kleineren - Bereich des Sonstigen Beherbergungsgewerbes erhöhte sich die Zahl der dort Beschäftigten dagegen um 2,2%. Dabei beschränkte sich die Zunahme der Beschäftigung in diesem Bereich weitgehend auf die Einstellung von Teilzeitbeschäftigten (+5,6%). Die Zahl der im Sonstigen Beherbergungsgewerbe Vollzeitbeschäftigten lag nur geringfügig über der des Vorjahres (+0,1%).

### Incoming-Tourismus

Die Zahl der Übernachtungen von Gästen aus dem Ausland ging 2002 im zweiten Jahr in Folge zurück, und zwar

Schaubild 7



um 0,5% auf 37,7 Mill. (siehe Schaubild 7). Damit hat sich der Rückgang gegenüber dem Vorjahr, als er – 4,4% betrug, allerdings deutlich abgeschwächt. Der Rückgang des Incoming-Tourismus schlug sich auch in der so genannten Reiseverkehrs-bilanz, einer Teilbilanz der Zahlungsbilanz, nieder. Hier verminderten sich die Einnahmen aus dem grenzüberschreitenden Reiseverkehr um 1,5% gegenüber dem Vorjahr auf 20 261 Mill. Euro (siehe Tabelle 7). Zum ersten Mal seit über zehn Jahren gaben allerdings auch die Deutschen auf ihren Reisen ins Ausland weniger aus (– 3,0%), sodass sich das traditionell hohe Defizit in der deutschen Reiseverkehrs-bilanz im Jahr 2002 um 3,8% auf 35 997 Mill. Euro verminderte.

Tabelle 7: Einnahmen und Ausgaben im grenzüberschreitenden Reiseverkehr

Jahr	Einnahmen		Ausgaben		Saldo	
	Mill. EUR	Veränderung gegenüber dem Vorjahr in %	Mill. EUR	Veränderung gegenüber dem Vorjahr in %	Mill. EUR	Veränderung gegenüber dem Vorjahr in %
1992	12 605	X	37 360	X	-24 755	X
1993	12 615	+0,1	39 064	+4,6	-26 449	+6,8
1994	12 365	-2,0	43 054	+10,2	-30 689	+16,0
1995	13 183	+6,6	44 083	+2,4	-30 900	+0,7
1996	13 515	+2,5	45 448	+3,1	-31 933	+3,3
1997	15 306	+13,3	47 793	+5,2	-32 487	+1,7
1998	15 976	+4,4	48 937	+2,4	-32 961	+1,5
1999	16 162	+1,2	52 583	+7,5	-36 421	+10,5
2000	20 007	+23,8	57 427	+9,2	-37 420	+2,7
2001	20 569	+2,8	57 985	+1,0	-37 416	-0,0
2002	20 261	-1,5	56 258	-3,0	-35 997	-3,8

Quelle: Deutsche Bundesbank.

## Rückgänge bei Gästen aus den Vereinigten Staaten und dem Vereinigten Königreich

Die stärksten Rückgänge – gemessen an der absoluten Zahl der Übernachtungen – wurden im Jahr 2002 bei den Gästen aus den Vereinigten Staaten (– 236 000 bzw. – 5,6%) und aus dem Vereinigten Königreich (– 145 000 bzw. – 4,1%) festgestellt. Auch bei den Gästen aus Israel (– 54 000; – 15,8%), Japan (– 44 000; – 3,2%), Ungarn (– 41 000; – 10,1%) und der Tschechischen Republik (– 39 000; – 7,4%) gingen die Übernachtungszahlen spürbar zurück. Bei allen diesen Ländern handelt es sich um solche, die nicht zum Währungsgebiet des Euro gehören, sodass zu vermuten ist, dass der wieder stärker gewordene Euro sich auf die Reisetätigkeit aus diesen Ländern dämpfend ausgewirkt hat, weil Deutschland für die Gäste aus diesen Ländern auf Grund der Währungsentwicklung wieder teurer geworden ist. Doch auch die neuerlichen terroristischen Anschläge wie die auf Djerba und Bali oder in Mombasa haben weltweit dazu geführt, dass Reisen mit dem Flugzeug spürbar eingeschränkt wur-

Tabelle 8: Ankünfte und Übernachtungen von Auslandsgästen in Beherbergungsstätten 2002

Ständiger Wohnsitz <sup>1)</sup>	Ankünfte	Übernachtungen			
		insgesamt	Veränderung gegenüber 2001	Anteil an allen Übernachtungen von Auslandsgästen	
		1 000	%		
Europa .....	12 212	27 331	+41	+0,2	72,4
darunter:					
Baltische Staaten .....	106	290	+11	+4,5	0,8
Belgien .....	656	1 580	+35	+2,3	4,2
Dänemark .....	645	1 241	+14	+1,3	3,3
Finnland .....	164	330	-11	-3,1	0,9
Frankreich .....	823	1 626	-25	-1,5	4,3
Griechenland .....	105	290	-3	-1,0	0,8
Italien .....	1 010	2 103	+2	+0,1	5,6
Luxemburg .....	110	299	+27	+9,4	0,8
Niederlande .....	2 109	5 651	+116	+2,1	15,0
Norwegen .....	259	446	+30	+7,3	1,2
Österreich .....	800	1 657	-20	-1,2	4,4
Polen .....	315	824	-118	-12,7	2,2
Russische Föderation ..	269	775	+38	+5,1	2,1
Schweden .....	723	1 204	+11	+0,9	3,2
Schweiz .....	1 124	2 271	+119	+5,5	6,0
Spanien .....	435	952	+50	+5,6	2,5
Tschechische Republik ..	196	501	-39	-7,4	1,3
Türkei .....	117	291	+4	+1,2	0,8
Ungarn .....	150	364	-41	-10,1	1,0
Vereinigtes Königreich ..	1 596	3 380	-145	-4,1	9,0
Afrika .....	142	388	-33	-7,8	1,0
Amerika .....	2 141	4 872	-317	-6,1	12,9
darunter:					
Kanada .....	170	370	-9	-2,4	1,0
Vereinigte Staaten .....	1 762	3 964	-236	-5,6	10,5
Asien .....	1 789	3 711	+58	+1,6	9,8
darunter:					
Arabische Golfstaaten ...	128	399	+27	+7,3	1,1
Volksrepublik China und Hongkong .....	270	573	+60	+11,6	1,5
Israel .....	113	288	-54	-15,8	0,8
Japan .....	762	1 297	-44	-3,2	3,4
Australien und Ozeanien ..	153	325	+4	+1,1	0,9
Nicht näher bezeichnetes Ausland .....	540	1 112	+54	+5,2	2,9
Insgesamt ...	16 977	37 740	-193	-0,5	11,9

1) Grundsätzlich ist der ständige Wohnsitz, nicht die Staatsangehörigkeit (Nationalität) maßgebend.

den.) Beim deutschen Incoming-Tourismus dürfte dies zusammen mit der im Jahr 2002 zunehmenden politischen Spannung im Nahen Osten ein wesentlicher Grund für die anhaltenden Rückgänge aus den Herkunftsländern Vereinigte Staaten, Japan, Israel und mit Einschränkung auch aus dem Vereinigten Königreich sein.

Demgegenüber konnten bei einer Reihe von anderen Herkunftsländern auch wieder steigende Übernachtungszahlen festgestellt werden. An der Spitze lagen die Gäste aus der Schweiz mit einem Plus von 119 000 Übernachtungen (+ 5,5%), gefolgt von den Niederländern (+ 116 000 Übernachtungen; + 2,1%). Bereits an dritter Stelle, was den Zuwachs an Übernachtungen betrifft, lagen die Volksrepu-

9) Siehe World Tourism Organisation: "The current situation of world tourism and its prospects for recovery", Presseveröffentlichung anlässlich der Internationalen Tourismusbörse (ITB) Berlin, März 2003.

blik China und Hongkong mit einem Plus von 60 000 Übernachtungen (+ 11,6%) vor Spanien (+ 50 000; + 5,6%). Auf die Volksrepublik China und Hongkong entfiel im Jahr 2002 zwar nur ein Anteil von 1,5% der Übernachtungen ausländischer Gäste, aber es handelt sich hier offensichtlich um einen dynamisch wachsenden Markt. Denn auch in den zurückliegenden Jahren lagen die Wachstumsraten aus diesem Land über dem Durchschnitt aller Herkunftsländer. Die Zahl der Übernachtungen von Gästen aus diesem Land hat sich innerhalb von acht Jahren annähernd verdoppelt.

### Niederländer sind die Gästegruppe mit dem größten Übernachtungsanteil

Die Niederlande sind nach wie vor das wichtigste Herkunftsland für das deutsche Beherbergungsgewerbe. Die Gäste aus diesem Land brachten es im Jahr 2002 auf 5,7 Mill. Übernachtungen in deutschen Beherbergungsbetrieben. Das entspricht einem Anteil von 15,0%. An zweiter Stelle liegen die Vereinigten Staaten (4,0 Mill. bzw. 10,5%), gefolgt vom Vereinigten Königreich (3,4 Mill. bzw. 9,0%). Mit einer Zahl von 2,3 Mill. Übernachtungen (6,0%) nehmen die Gäste aus der Schweiz den vierten Rang ein, gefolgt von den Gästen aus Italien (2,1 Mill.; 5,6%), Österreich (1,7 Mill.; 4,4%) und Frankreich (1,6 Mill.; 4,3%).

### Starke Konzentration des Incoming-Tourismus auf wenige Bundesländer

Die Übernachtungen ausländischer Gäste konzentrieren sich stark auf wenige Bundesländer. So entfiel mit 8,7 Mill. fast ein Viertel (23,1%) der Übernachtungen dieser Gästegruppe auf Bayern (siehe Tabelle 9). Mit einigem Abstand

Tabelle 9: Übernachtungen ausländischer Gäste 2002 nach Bundesländern

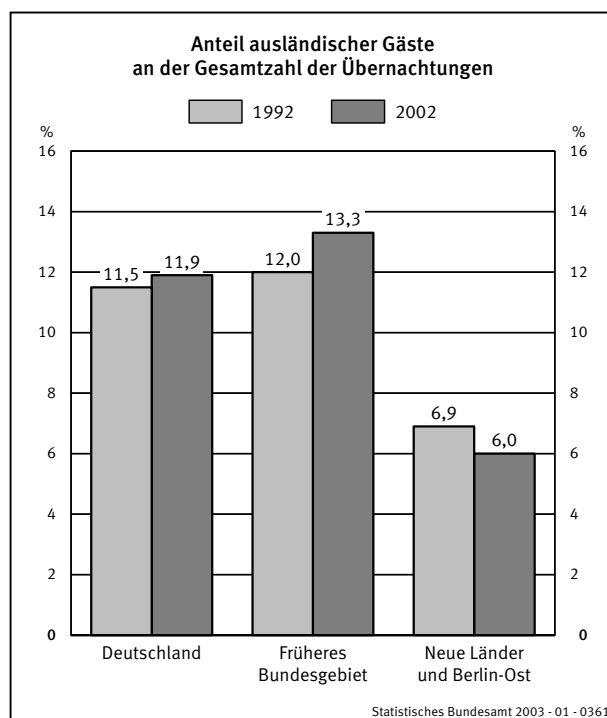
Land	Übernachtungen		
	1 000	Veränderung gegenüber 2001	Anteil an allen Übernachtungen ausländischer Gäste
			%
Bayern .....	8 735	-4,1	23,1
Nordrhein-Westfalen .....	5 873	+1,2	15,6
Baden-Württemberg .....	5 051	+1,8	13,4
Hessen .....	4 554	-2,2	12,1
Rheinland-Pfalz .....	3 590	-0,1	9,5
Berlin .....	3 220	+6,3	8,5
Niedersachsen .....	1 837	-3,3	4,9
Hamburg .....	1 081	+0,4	2,9
Schleswig-Holstein .....	864	+4,1	2,3
Sachsen .....	823	-4,1	2,2
Brandenburg .....	488	-4,8	1,3
Mecklenburg-Vorpommern .....	469	+13,4	1,2
Thüringen .....	398	-4,1	1,1
Sachsen-Anhalt .....	295	-2,4	0,8
Bremen .....	259	-4,0	0,7
Saarland .....	204	-0,5	0,5
Deutschland ...	37 740	-0,5	100
nachrichtlich:			
Früheres Bundesgebiet .....	34 103	-0,8	90,4
Neue Länder und Berlin-Ost .....	3 637	+2,7	9,6

folgen Nordrhein-Westfalen (5,9 Mill.) und Baden-Württemberg (5,1 Mill.). In diesen drei Bundesländern fällt gut die Hälfte (52,1 %) aller Übernachtungen ausländischer Gäste an. Rechnet man die Länder Hessen, Rheinland-Pfalz, Berlin, Niedersachsen und Hamburg mit dazu, so kommt man zu dem Ergebnis, dass auf diese acht, und damit die Hälfte aller Bundesländer rund 90% der Übernachtungen ausländischer Gäste entfallen. Es fällt auf, dass darunter keines der neuen Länder ist.

### Neue Bundesländer mit geringerem Incoming-Tourismus

Für die neuen Bundesländer ist nach wie vor kennzeichnend, dass der Anteil ausländischer Gäste an der Gesamtzahl aller Übernachtungen weit unterdurchschnittlich ist. Während der Anteil dieser Gästegruppe an den Übernachtungen bundesweit bei 11,9% liegt – im früheren Bundesgebiet liegt er mit 13,3% leicht darüber –, ist er in den neuen Ländern und Berlin-Ost mit 6,0% nicht einmal halb so hoch. Und er ist hier, anders als im früheren Bundesgebiet, gegenüber 1992 sogar noch zurückgegangen (siehe Schaubild 8).

Schaubild 8



### Anhaltender Rückgang von Gäste- und Übernachtungszahlen im ersten Quartal 2003

Die rückläufige Entwicklung von Gäste- und Übernachtungszahlen im deutschen Beherbergungsgewerbe setzte sich nach vorläufigen Ergebnissen auch in den ersten drei Monaten des Jahres 2003 weiter fort. So verminderte sich die Zahl

der Gästeankünfte in Beherbergungsstätten und auf Campingplätzen im ersten Quartal 2003 gegenüber dem entsprechenden Vorjahreszeitraum um 1,5%. Die Zahl der Übernachtungen sank in demselben Zeitraum sogar um 4,0%. Nur bei den Gästen aus dem Ausland war eine leicht positive Entwicklung festzustellen. Deren Zahl erhöhte sich in den ersten drei Monaten des Jahres 2003 um 2,6%. Auch bei den Übernachtungen dieser Gästegruppe war zumindest ein leichter Anstieg um 0,3% zu registrieren. [u](#)

Dipl.-Kaufmann Roland Fischer

# Eisenbahnverkehr 2002

In Deutschland waren im Jahr 2002 insgesamt 141 Eisenbahnunternehmen am öffentlichen Eisenbahnverkehr beteiligt. Diese Unternehmen haben insgesamt 1 971 Mill. Fahrgäste befördert und 286 Mill. t Güter transportiert. Im Vergleich zum Vorjahr wurde beim Fahrgastaufkommen eine leichte Einbuße (-1,7%) verzeichnet, die beförderte Gütermenge ging um 1,0% zurück. Im gleichen Zeitraum blieben die Einnahmen im Personenverkehr mit 5,5 Mrd. Euro auf Vorjahresniveau, während der entsprechende Wert für den Güterverkehr mit 3,3 Mrd. Euro um 1,3% unter dem Vorjahresergebnis lag.

Für die Abwicklung dieser Verkehrsleistungen wurden Ende 2001 etwa 195 600 Beschäftigte (-6,6%) auf einem Schienennetz von rund 41 100 km (Stand: Ende 2001) eingesetzt. In dem Bericht werden, neben näheren Ausführungen zu den o. a. Themen, noch Angaben zu Fahrzeugbeständen und Unfällen veröffentlicht.

## Vorbemerkung

Der folgende Beitrag behandelt in erster Linie Ergebnisse über die Verkehrsleistungen der Eisenbahnunternehmen des öffentlichen Verkehrs.<sup>1)</sup> Der Berichtskreis der Eisenbahnstatistik ist funktional abgegrenzt, das heißt es melden alle Eisenbahnunternehmen des öffentlichen Verkehrs, die Eisenbahnverkehr als Haupt-, Neben- oder Hilfstätigkeit betreiben. Im Berichtsjahr 2002 waren dies rund 141 Unternehmen (Stand am Jahresende 2001). In den Berichtskreis der Eisenbahnstatistik nicht einbezogen sind diejenigen Eisenbahnunternehmen, die keiner allgemeinen Beförde-

rungspflicht unterliegen und nicht das öffentliche Netz nutzen. Zu diesen Unternehmen zählen hauptsächlich Hafen- und Werksbahnen.

## 1 Personenverkehr geht weiter zurück

Die Eisenbahnunternehmen des öffentlichen Verkehrs beförderten im Jahr 2002 insgesamt 1 971 Mill. Fahrgäste. 128 Mill. Personen fuhren im Fernverkehr, während mit 1 843 Mill. über 90% der Fahrgäste die Eisenbahnen im Nahverkehr benutzten. Im Vergleich zu 2001 nahm die Zahl der Fahrgäste der Eisenbahnen insgesamt um 1,7% ab; dabei ging der Fernverkehr um 5,7% und der Nahverkehr um 1,4% zurück.

Bei den Ergebnissen ist zu beachten, dass jedes Eisenbahnunternehmen seine Fahrgäste angibt; das heißt steigt ein Reisender um und wechselt dabei das befördernde Unternehmen, so zählen beide Unternehmen den Reisenden als Fahrgast. Da immer mehr Eisenbahnunternehmen Teile des Nahverkehrs der Deutschen Bahn AG übernehmen, ergeben sich durch Umsteigeverkehre zwischen diesen neuen Gesellschaften und der Deutschen Bahn AG Doppelzählungen der Fahrgäste in größerem Umfang (rd. 120 Mill. Umsteiger pro Jahr). Dadurch kommt es im Vergleich zu früheren Perioden zu einer Erhöhung der Zahl der beförderten Personen. Um einen Vergleich mit den Ergebnissen der Vorjahre zu ermöglichen, wurden die Umsteiger dort entsprechend hinzugerechnet.

<sup>1)</sup> Eisenbahnen dienen dem öffentlichen Verkehr, wenn sie nach ihrer Zweckbestimmung jedermann zur Personen- oder Güterbeförderung benutzen kann.



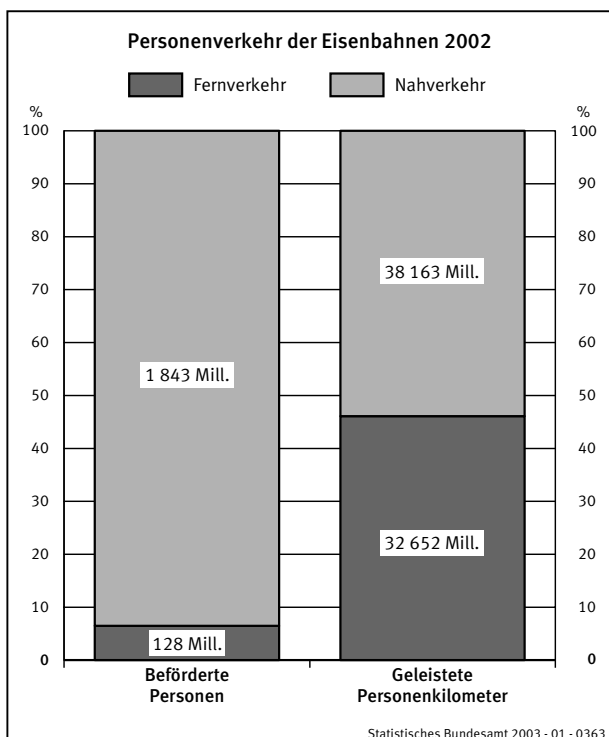
Tabelle 1: Personenverkehr der Eisenbahnen

Verkehrsart	1992 <sup>1)</sup>	1997	2001	2002	2002 gegenüber 2001
	Mill.				%
Beförderte Personen .....	1 684	1 855	2 005	1 971	-1,7
Fernverkehr .....	-	-	136	128	-5,7
Nahverkehr .....	-	-	1 869	1 843	-1,4
Geleistete Personenkilometer .....	57 240	64 020	75 314	70 814	-6,0
Fernverkehr .....	-	-	34 812	32 652	-6,2
Nahverkehr .....	-	-	40 502	38 163	-5,8

1) Ohne Doppelzählungen.

Die im Personenverkehr erbrachte Verkehrsleistung wird als das Produkt aus der Zahl der beförderten Personen und der Entfernung in Form von Personenkilometern (Pkm) ermittelt. Sie nahm 2002 gegenüber dem Vorjahr um insgesamt 6,0% auf 70,8 Mrd. Pkm ab; davon entfielen 32,7 Mrd. Pkm (-6,2%) auf den Fernverkehr und 38,2 Mrd. Pkm (-5,8%) auf den Nahverkehr.

Schaubild 1



## 2.1 Beim Wagenladungsverkehr nach Hauptverkehrsverbindungen steigt nur der Durchgangsverkehr

Der weitaus größte Teil der Bahntransporte entfällt auf den frachtpflichtigen Wagenladungsverkehr. Dieser nahm von 2001 auf 2002 um 1,0% auf 285,4 Mill. t ab. Die bei diesen Transporten erbrachten Beförderungsleistungen reduzierten sich gleichzeitig um 3,0% auf 72,0 Mrd. Tonnenkilometer (tkm).

Tabelle 2: Güterverkehr der Eisenbahnen

Gegenstand der Nachweisung	1992	2001	2002	2002 gegenüber 2001
Beförderungsmenge				
	Mill. t		%	
Insgesamt .....	380,2	288,5	285,6	-1,0
Wagenladungsverkehr .....	361,3	288,2	285,4	-1,0
Binnenverkehr .....	358,7	189,6	189,3	-0,2
Versand in das Ausland .....	275,5	41,3	40,5	-1,8
Empfang aus dem Ausland .....	36,6	47,2	44,8	-5,0
Durchgangsverkehr .....	39,6	10,2	10,7	+5,0
Dienstgutverkehr .....	18,9	0,3	0,2	-24,6
Beförderungsleistung				
	Mrd. tkm		%	
Insgesamt .....	66,6	74,3	72,1	-3,0
Wagenladungsverkehr .....	.	74,3	72,0	-3,0
Binnenverkehr .....	.	34,6	32,5	-5,8
Versand in das Ausland .....	.	16,4	16,5	+0,8
Empfang aus dem Ausland .....	.	15,6	15,2	-2,7
Durchgangsverkehr .....	.	7,7	7,7	+0,7
Dienstgutverkehr .....	.	0,1	0,1	-18,8

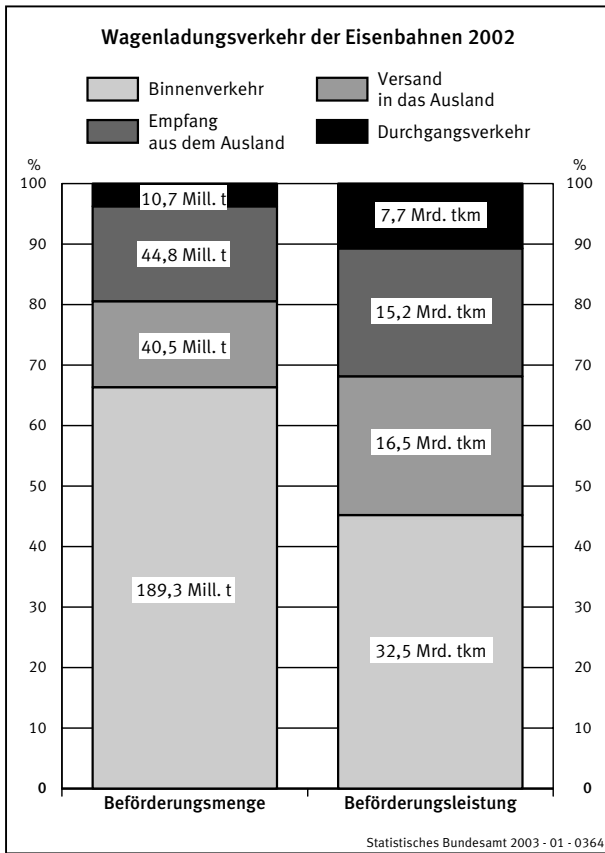
Von den Gütern des frachtpflichtigen Verkehrs sind 189,3 Mill. t (-0,2%) im Binnenverkehr, also zwischen deutschen Be- und Entladeorten, befördert worden; die tonnenkilometrische Leistung fiel dabei aber um 5,8% auf 32,5 Mrd. tkm. Im grenzüberschreitenden Verkehr sank der Versand um 1,8%; insgesamt wurden 40,5 Mill. t ins Ausland transportiert. Der Empfang aus dem Ausland nahm um 5,0% auf 44,8 Mill. t ab. Der Durchgangsverkehr durch das Bundesgebiet von Ausland zu Ausland erhöhte sich gleichzeitig um 5,0%; hier wurden 10,7 Mill. t Güter transportiert.

Damit hat sich der Anteil des internationalen Eisenbahnverkehrs auf dem deutschen Netz seit 1992 bei der beförderten Tonnage von 22 auf 34% erhöht. Der internationale Anteil an der tonnenkilometrischen Leistung erreichte durch die im Vergleich zum Binnenverkehr meist größeren Transportweiten 2002 sogar einen Anteil von 55% an der tkm-Gesamtleistung; hierbei ist anzumerken, dass beim grenzüberschreitenden Verkehr nur die auf dem Bundesgebiet geleisteten Tonnenkilometer nachgewiesen werden.

## 2 Güterverkehr nimmt ab

Mit insgesamt 285,6 Mill. t lagen die transportierte Gütermenge im Jahr 2002 um 1,0% und die Beförderungsleistung mit 72,1 Mrd. tkm um 3,0% unter den Ergebnissen des Vorjahres.

Schaubild 2



## 2.2 Beim Wagenladungsverkehr nach Güterarten fallen Kohletransporte auf Platz 2

Im Bereich der Montangüter war – wie bereits im Vorjahr – wieder eine sinkende Transportnachfrage festzustellen. Erstmals hat hier die Produktgruppe „Eisen, Stahl und NE-Metalle“ mit 53,4 Mill. t (–1,1%) die traditionell aufkom-

Tabelle 3: Frachtpflichtiger Wagenladungsverkehr der Eisenbahnen nach Güterabteilungen

Güterabteilungen	1992	1997	2001	2002	2002 gegenüber 2001
	Mill. t				%
Insgesamt	358,7	316,0	288,2	285,4	-1,0
Landwirtschaftliche Erzeugnisse	9,3	6,6	7,4	6,7	-9,6
Andere Nahrungsmittel	5,0	3,9	3,3	2,5	-22,4
Feste mineralische Brennstoffe	95,8	64,8	54,3	52,8	-2,8
Erdöl, Mineralölerzeugnisse, Gase	32,3	26,5	25,4	26,6	+4,7
Erze, Metallabfälle	37,0	33,9	28,7	27,8	-3,0
Eisen, Stahl und NE-Metalle	55,2	58,2	54,0	53,4	-1,1
Steine und Erden	44,2	42,9	34,9	34,3	-1,7
Düngemittel	9,5	7,9	7,1	7,4	+4,2
Chemische Erzeugnisse	19,3	20,9	21,2	22,6	+6,6
Andere Halb- und Fertigerzeugnisse	19,7	19,0	22,9	20,0	-12,6
Besondere Transportgüter	31,6	31,4	29,0	31,2	+7,5

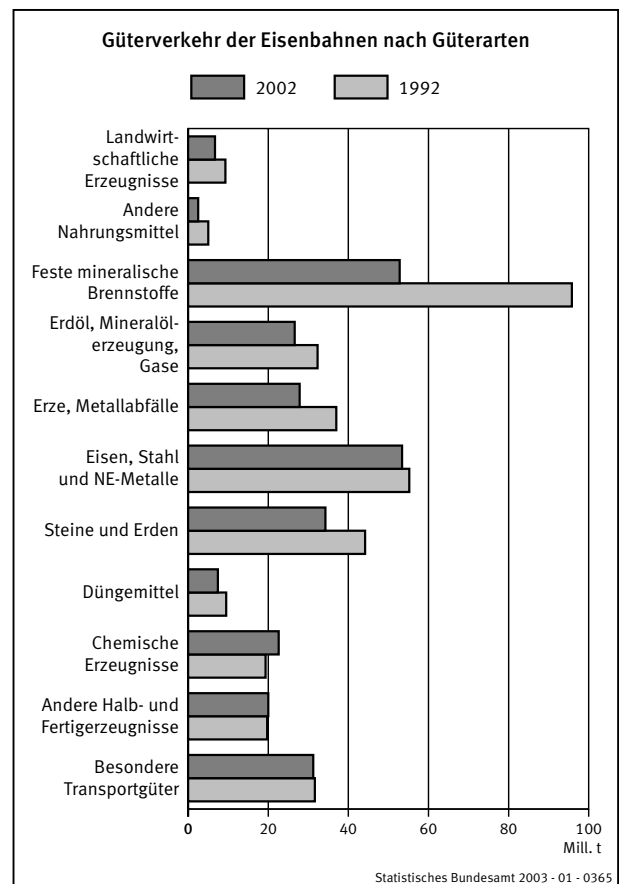
2) Transportgüter, die nach ihrer Art nicht einzugruppieren sind.

mensstärksten Kohletransporte (52,8 Mill. t; –2,8%) vom ersten auf den zweiten Platz verdrängt. Der Transport von „Erzen und Metallabfällen“ erreichte bei einem Minus von 3,0% 27,8 Mill. t.

Der Transport von landwirtschaftlichen Erzeugnissen wies mit 6,7 Mill. t eine Verkehrseinbuße von 9,6% gegenüber dem Jahr 2001 auf.

Bei den „Besonderen Transportgütern“<sup>2)</sup> wurde dagegen ein Plus von 7,5% auf insgesamt 31,2 Mill. t registriert.

Schaubild 3



## 2.3 Hoher Transportanteil innerhalb der Bundesländer

Betrachtet man den Güterverkehr der Eisenbahnen nach Bundesländern, so stellt man fest, dass ein Drittel des Ladungsaufkommens innerhalb der Landesgrenzen der einzelnen Bundesländer sowohl ein- als auch ausgeladen wurde. Damit zeigt sich, dass die Eisenbahn, ähnlich wie beim Personenverkehr, auch im Güterverkehr in hohem Umfang über relativ kurze Entfernungen genutzt wird.

Ein weiteres Drittel aller Güter wurde zwischen den Bundesländern transportiert, während 14% in das Ausland versandt

Tabelle 4: Frachtpflichtiger Wagenladungsverkehr der Eisenbahnen 2002 nach Ländern und Hauptverkehrsverbindungen  
Mill. t

Land	Verkehr innerhalb des Bundeslandes <sup>1)</sup>	Versand in das	Empfang aus dem	Versand in das	Empfang aus dem
		übrige/n Bundesgebiet	Ausland	Ausland	Ausland
Insgesamt .....	95,4	93,9	93,9	40,5	44,8
Baden-Württemberg ....	3,8	3,5	6,9	4,4	3,8
Bayern .....	8,4	5,1	8,5	6,0	7,9
Berlin .....	0,0	0,8	3,1	0,1	0,5
Brandenburg .....	1,5	7,5	8,7	2,0	3,7
Bremen .....	0,1	1,9	4,3	1,7	1,4
Hamburg .....	0,0	14,2	7,7	2,4	2,1
Hessen .....	1,7	4,8	4,2	2,0	1,4
Mecklenburg-Vorpommern ....	0,5	2,6	4,0	0,8	0,4
Niedersachsen ....	8,6	9,3	16,3	3,5	2,4
Nordrhein-Westfalen .....	49,7	15,6	10,7	7,9	9,9
Rheinland-Pfalz ...	0,4	2,8	3,9	2,5	1,1
Saarland .....	10,5	2,1	0,9	1,6	6,2
Sachsen .....	0,7	6,2	5,3	1,9	2,6
Sachsen-Anhalt ...	7,8	14,7	3,7	1,6	0,8
Schleswig-Holstein	1,2	1,4	2,6	1,1	0,3
Thüringen .....	0,4	1,3	3,0	1,0	0,6

1) Versand = Empfang.

wurden und 16% der gesamten Tonnage aus dem Ausland in Deutschland empfangen wurden.

Ein besonders hohes Transportaufkommen innerhalb von Landesgrenzen zeigte sich bei den Ländern mit bedeutenden Kohle- und Stahlstandorten. So wurden zum Beispiel in Nordrhein-Westfalen mit 49,7 Mill. t rund 53% des gesamten Eisenbahngüteraufkommens innerhalb des Landes befördert. Im Saarland wurde mit 10,5 Mill. t rund die Hälfte aller Güter innerhalb der Landesgrenzen transportiert.

### 2.4 Containerverkehr wächst nur gering, Huckepackverkehr geht zurück

Die Eisenbahnen melden im Rahmen des kombinierten Verkehrs den Transport von Großcontainern und Wechselbehältern als zusammengefasste Position, da für sie transporttechnisch kein Unterschied besteht. Im Jahr 2002 konnte dieser Beförderungsbereich im Eisenbahnverkehr ein geringes Wachstum ausweisen; es wurden mit 1,9 Mill. beladenen Einheiten (+ 3,0%) insgesamt 23,8 Mill. t Güter (+ 0,6%) befördert. Beim Transport von leeren Ladeeinheiten wurde mit 0,5 Mill. Einheiten ein Minus von 4,3% registriert.

Im „Huckepackverkehr“ musste dagegen im Jahr 2002 bei 355 300 (- 7,8%) mit Ladung beförderten Lastkraftfahrzeugen und Sattelanhängern ein Verkehrsrückgang hingenommen werden; bei einer Tonnage von 7,7 Mill. t Gütern ergab sich dabei nach dem deutlichen Plus des Vorjahres (+ 11,8%) im Berichtsjahr ein starker Rückgang um 14,8%. Der Transport von leeren Fahrzeugen blieb dagegen mit 8 200 beförderten Einheiten annähernd unverändert.

3) Z. B. Zahlungen für die Beförderung von schwerbehinderten Menschen.

## 3 Einnahmen sinken

Die Eisenbahnunternehmen erzielten im Jahr 2002 insgesamt 8,7 Mrd. Euro an Einnahmen aus dem Personen- und Güterverkehr (- 0,5% gegenüber 2001); dabei blieben die Einnahmen im Personenverkehr mit 5,5 Mrd. Euro auf Vorjahresniveau. In diesem Betrag sind neben den Einnahmen aus dem Fahrkartenverkauf auch die Ausgleichszahlungen des Bundes<sup>3)</sup> enthalten. Die im Jahr 2002 im Rahmen der Neuordnung des Eisenbahnwesens für den Schienenpersonennahverkehr nach einem Verteilungsschlüssel über die Bundesländer zugewiesenen Bundesleistungen in Höhe von mehr als 6 Mrd. Euro sind in den nachgewiesenen Einnahmen nicht enthalten. Im Güterverkehr sanken die Einnahmen um 1,3% auf 3,3 Mrd. Euro.

Tabelle 5: Einnahmen<sup>1)</sup> der Eisenbahnen aus dem Schienenverkehr

Gegenstand der Nachweisung	1992	1997	2001	2002	2002 gegenüber 2001
	Mill. EUR				%
Insgesamt .....	8 342	8 239	8 782	8 735	- 0,5
Personenverkehr	3 839	4 770	5 483	5 480	- 0,0
Güterverkehr ...	4 503	3 469	3 299	3 255	- 1,3

1) Ohne Umsatzsteuer.

## 4 Personalabbau setzt sich fort

Alle nachfolgenden Ergebnisse stammen aus der Unternehmensstatistik 2001; die Ergebnisse für die Unternehmenserhebung 2002 liegen erst zu einem späteren Zeitpunkt vor.

Der seit Jahren bei den Eisenbahnunternehmen zu beobachtende Personalabbau setzte sich auch 2001 fort. Zum Jahresende 2001 beschäftigten die Eisenbahnunternehmen noch 195 600 Personen; das sind etwa 13 700 Personen (- 6,6%) weniger als Ende 2000.

## 5 Fahrzeugbestand sinkt

Zum Jahresende 2001 standen den Eisenbahnunternehmen des öffentlichen Verkehrs 3 595 Elektrolokomotiven und 3 384 Diesellokomotiven (einschl. Lokomotiven anderer Antriebsarten) zur Verfügung; mit nur 7 Elektrolokomotiven mehr und 10 Diesellokomotiven weniger veränderte sich der Bestand gegenüber dem Jahr 2000 kaum.

Bei den elektrischen Triebwagen nahm die Zahl der Einheiten um 83 auf 4 067 ab, während bei den Dieseltriebwagen im Zuge der Modernisierung des Fahrzeugparks die Zahl um 529 auf 2 289 Einheiten zunahm.

Die Zahl der Fahrzeuge zur Personenbeförderung war am Ende des Jahres 2001 mit 22 374 Einheiten um 588 Wagen (- 2,6%) niedriger als im Jahr zuvor. Für die Güterbeförde-

Tabelle 6: Fahrzeugbestand der Eisenbahnen<sup>1)</sup>

Gegenstand der Nachweisung	1990	1995	2000	2001
Einsatzbestand an Lokomotiven				
Insgesamt .....	12 263	9 458	7 821	6 979
Elektrische Lokomotiven ....	3 867	3 583	3 888	3 595
Diesellokomotiven <sup>2)</sup> .....	8 132	5 875	3 874	3 384
Fahrzeuge für die Personenbeförderung und Gepäckwagen				
Insgesamt .....	23 920	20 058	22 962	22 374
Elektrische Triebwagen .....	2 461	2 880	4 150	4 067
Dieseltriebwagen <sup>2)</sup> .....	783	1 031	1 760	2 289
Reisezugwagen .....	19 235	14 791	13 872	12 941
Steuer- und Beiwagen .....	1 441	1 356	3 180	2 946
Sitzplätze insgesamt (1 000) ..	1 681	1 382	.	.
Gepäckwagen .....	1 233	419	144	131
Güterwagen				
Insgesamt <sup>3)</sup> .....	426 008	256 041	190 446	186 644
Eigentumsbestand .....	367 592	178 493	131 372	128 364
Gedeckte Güterwagen .....	125 521	62 463	32 444	31 636
Offene Güterwagen .....	130 461	60 004	41 746	39 781
Flache Güterwagen .....	80 819	53 298	55 049	55 341
Sonstige Güterwagen .....	.	2 728	2 133	1 626
Dienstgüterwagen .....	6 318	5 222	461	478
Privatbestand .....	52 098	77 548	59 074	58 260
Gedeckte Güterwagen .....	8 706	10 083	10 538	10 357
Offene Güterwagen .....	1 470	2 841	2 574	2 515
Flache Güterwagen .....	3 030	10 528	6 068	6 388
Sonstige Güterwagen .....	38 892	54 096	39 894	39 000

1) Stand am Jahresende. – 2) Einschl. Fahrzeugen anderer Antriebsarten. – 3) Ohne Dienstgüterwagen.

Die Eisenbahnunternehmen 2001 in Deutschland insgesamt 186 644 Güterwagen zur Verfügung; das waren 3 802 Einheiten oder 2,0% weniger als im Vorjahr.

Von diesen Güterwagen waren 128 364 im Eigentumsbestand der Eisenbahnen (– 2,3%) und 58 260 als Privatgüterwagen<sup>4)</sup> bei den Eisenbahnunternehmen eingestellt (– 1,4%).

## 6 Schienennetz wird kürzer

Zum Jahresende 2001 hatte das Schienennetz der Eisenbahnen des öffentlichen Verkehrs eine Betriebsstreckenlänge von insgesamt 41 115 km und war damit, bedingt

Tabelle 7: Unternehmen und feste Betriebseinrichtungen der Eisenbahnen<sup>1)</sup>

Gegenstand der Nachweisung	Einheit	1990	1995	2000	2001
Unternehmen .....	Anzahl	105	103	130	141
Eigentumsstreckenlänge .....	km	44 122	46 756	44 730	44 439
Betriebsstreckenlänge .....	km	44 001	45 118	41 681	41 115
dar.: elektrifiziert .....	km	16 120	18 551	19 505	19 569
eingleisig .....	km	3 216	4 074	4 285	4 292
mehrgleisig .....	km	12 904	14 477	15 220	15 277
Gesamtgleislänge .....	km	90 760	80 297	80 217	85 653
dar.: elektrifiziert .....	km	41 847	.	44 826	46 047
Bahnhöfe .....	Anzahl	5 828	5 768	5 317	5 300
Gleisanschlüsse .....	Anzahl	15 653	12 380	6 833	6 112
Höhengleiche Bahnübergänge .....	Anzahl	37 029	34 759	33 322	31 992
dar.: mit Schranken .....	Anzahl	15 606	15 218	.	.

1) Stand am Jahresende.

4) Güterwagen, die nicht den Eisenbahnunternehmen gehören, aber in ihren Wagenpark eingestellt sind.

5) Todesfälle durch Selbstmorde sind in diesen Zahlen nicht enthalten. Nach Angaben der Deutschen Bahn AG nehmen sich im Durchschnitt pro Tag drei bis vier Menschen auf den Bahngleisen das Leben; siehe Frankfurter Allgemeine Zeitung vom 4. März 1999.

durch Streckenstilllegungen, um 566 km kürzer als im Vorjahr. Die Länge der elektrifizierten Strecken, auf denen der größte Teil der Eisenbahnleistungen erbracht wird, stieg im gleichen Zeitraum um 64 km auf 19 569 km.

## 7 Zahl der Unfälle bleibt gleich

Auf dem von Eisenbahnunternehmen des öffentlichen Verkehrs betriebenen Netz ereigneten sich im Jahr 2001 insgesamt 790 Bahnbetriebsunfälle, bei denen Personenschaden registriert wurde; dabei wurden 207 Personen getötet und 1 067 verletzt.<sup>5)</sup> Damit bewegt sich sowohl die Zahl der Unfälle als auch die der Getöteten und Verletzten, mit Ausnahme des durch den Großunfall in Eschede negativ beeinflussten Ergebnisses von 1998, seit Jahren in der gleichen Größenordnung.

Diejenigen Eisenbahnunfälle, an denen überwiegend nur Eisenbahnfahrzeuge beteiligt waren, forderten bei insgesamt 108 Entgleisungen, Zusammenstößen oder dem Aufprallen auf Gegenstände im Jahr 2001 insgesamt 4 Tote und 272 Verletzte. Mit 122 Getöteten wurden rund 60% aller Todesopfer in der Kategorie der so genannten persönlichen Unfälle von Reisenden, Bahnbediensteten und Bahnfremden registriert; hier wurden 381 Verletzte gezählt. Zu einer Kollision mit Wegbenutzern auf höhengleichen Bahnübergängen kam es in 223 Fällen; dabei starben 80 Menschen und 374 wurden verletzt. [u](#)

Dipl.-Volkswirt Uwe Reim

# Unternehmen der Binnenschifffahrt 2001

Mitte 2001 waren insgesamt 1 309 in Deutschland ansässige Unternehmen in der Binnenschifffahrt tätig, das waren 61 weniger als im Vorjahr (-4,5%). Vor allem in der Trockengüterschifffahrt gab es einen Rückgang um 51 auf 751 Unternehmen (-6,4%).

Die Unternehmen verfügten über 2 980 Binnenschiffe zur Güter- und Personenbeförderung (-11,7%), davon 1 923 Güterschiffe, 239 Schub- und Schleppboote und 818 Personenschiffe. Der Rückgang bei der Anzahl der Schiffe ist hauptsächlich auf eine Abnahme bei den Güterschiffen um 358 Einheiten (-15,7%) zurückzuführen.

In der Binnenschifffahrt waren Mitte 2001 in deutschen Unternehmen 7 556 Personen beschäftigt, 501 weniger als im Vorjahr (-6,2%). Zum fahrenden Personal zählten 6 119 Personen (-5,7%), zum Landpersonal 1 437 Personen (-8,2%). Im Jahr 2001 erzielten die deutschen Unternehmen einen Beförderungsumsatz aus Binnenschifffahrt in Höhe von 784 Mill. Euro (+2,6%) und einen Umsatz aus Befrachtung in Höhe von 471 Mill. Euro (+5,1%).

## Vorbemerkung

Im Güterverkehr nimmt die Binnenschifffahrt in Deutschland nach Straße, Schiene und Seeschifffahrt den vierten Platz ein. Im Jahr 2001 hat die Binnenschifffahrt 236,1 Mill. t Güter befördert. Das waren 6,1 Mill. t oder 2,5% weniger als im Jahr 2000. Die Beförderungsleistung nahm im gleichen Zeitraum ebenfalls um 2,5% auf 64,8 Mrd. Tonnenkilometer (tkm) ab. Bei der Beurteilung dieser Ergebnisse ist aber zu berücksichtigen, dass das Jahr 2000 sowohl hinsichtlich der Transportmenge als auch hinsichtlich der Transportleistung

ein Rekordjahr seit Beginn der Darstellung gesamtdeutscher Ergebnisse im Jahr 1991 war. Außerdem hatten im Jahr 2000 eine günstige Wirtschaftslage und das Fehlen von witterungsbedingten Beeinträchtigungen nahezu optimale Rahmenbedingungen für die Binnenschifffahrt geschaffen. Das im Jahr 2001 erzielte Transportaufkommen lag gleichwohl noch um 1,8% über dem Durchschnitt der vorausgegangenen zehn Jahre. Die Transportleistung war sogar die zweithöchste seit 1991.

Inländische Binnenschifffahrtsunternehmen stehen nicht nur im Wettbewerb mit Unternehmen anderer Verkehrszweige, sie konkurrieren auch mit ausländischen Binnenschifffahrtsunternehmen um Transportaufträge: Im Jahr 2001 beförderten die unter deutscher Flagge fahrenden Schiffe 3,5% weniger Güter als im Jahr 2000. Ihr Anteil an der Güterbeförderung reduzierte sich dadurch von 37,7 auf 37,3%, ihr Anteil an der Beförderungsleistung sank von 35,2 auf 34,8%. Damit hat sich der seit Jahren beobachtete Trend der abnehmenden Beteiligung deutscher Schiffe am Gütertransport weiter fortgesetzt. Auch daher ist die wirtschaftliche Lage der deutschen Binnenschifffahrtsunternehmen gesondert von der Entwicklung der insgesamt innerhalb Deutschlands auf Binnenwasserstraßen beförderten Gütermenge zu betrachten.

Neben der Güterschifffahrt betreiben deutsche Binnenschifffahrtsunternehmen in nennenswertem Umfang Personenbeförderung mit Fahrgast- und Fahrgastkabinenschiffen. Eine allein auf die Güterbinnenschifffahrt gerichtete Darstellung würde daher nur ein unvollständiges Abbild dieses Verkehrsträgers liefern. In dieser Zeitschrift wird daher regelmäßig über den Stand und die Entwicklung aller inländischen



Unternehmen der Fahrgast- und Güterbinnenschifffahrt informiert. Der Beitrag gliedert sich dabei in einen einleitenden Abschnitt zur Methodik der Statistik der Unternehmen der Binnenschifffahrt, gefolgt von der Darstellung ihrer wichtigsten quantitativen Ergebnisse insbesondere hinsichtlich der Unternehmens- und Schiffszahl sowie der Beschäftigten und Umsatzentwicklung. Der Beitrag schließt mit einem Ausblick auf das Jahr 2002.

### Methodik

Zum Berichtskreis der Statistik der Unternehmen der Binnenschifffahrt zählen Unternehmen mit Sitz im Inland, die Personen- und Güterbeförderung mit Binnenschiffen<sup>1)</sup> gewerblich (als Haupt- oder Nebentätigkeit) oder im Werkverkehr (als Hilfstätigkeit) durchführen. Binnenschifffahrt als Haupttätigkeit liegt dabei vor, wenn Unternehmen ausschließlich oder überwiegend Personen- oder Güterbeförderungen mit Binnenschiffen betreiben, das heißt wenn ihr wirtschaftlicher Schwerpunkt in der Binnenschifffahrt liegt. Liegt der Schwerpunkt der wirtschaftlichen Tätigkeit außerhalb des Bereichs Binnenschifffahrt, also zum Beispiel im Bereich Handel, wird die Binnenschifffahrt aber gewerblich betrieben, so handelt es sich um eine Nebentätigkeit. Werkverkehr bedeutet, dass Unternehmen ihre Binnenschiffe nur für eigene betriebliche Zwecke einsetzen und deren Transportkapazität somit nicht Dritten anbieten.

Einbezogen sind somit alle auf diesem Markt tätigen inländischen Unternehmen. Diese Unternehmen werden ausschließlich über ihren fachlichen Unternehmensteil „Binnenschifffahrt“ zu ihren Schiffen, den in der Binnenschifffahrt Beschäftigten und den Umsätzen aus Binnenschifffahrt befragt. Diese funktionale Sicht stellt somit die Transporte erbringenden Einheiten von Unternehmen in den Mittelpunkt der Betrachtung. Dabei ist es von untergeordneter Bedeutung, ob der Transport von einem Unternehmen erbracht wird, das ausschließlich oder mit wirtschaftlichem Schwerpunkt oder nur als Nebenerwerb Verkehrsleistungen anbietet bzw. für eigene Zwecke im Werkverkehr erstellt.

In diesem Aufsatz erfolgt daher die statistische Abbildung der Unternehmen der Binnenschifffahrt in funktionaler Abgrenzung. Waren Unternehmen aber außer in der Binnenschifffahrt auch in anderen Wirtschaftsbereichen tätig, gehen bei dieser Art der Betrachtung Umsätze und Beschäftigte in den binnenschifffahrt fremden Tätigkeiten nicht in die statistische Auswertung ein. Die Anzahl der Unternehmen, Binnenschiffe und Beschäftigten wird zum Stichtag 30. Juni eines Berichtsjahres erhoben, der Umsatz ist für das Berichtsjahr anzugeben.

Bis zur Verabschiedung des Verkehrsstatistikgesetzes im Jahr 1999 wurden zudem mit der Statistik der Unternehmen der Binnenschifffahrt einige Angaben in institutionel-

ler Abgrenzung erhoben. Bei dieser Darstellungsform wurden diejenigen Unternehmen in die Analyse einbezogen, die mit dem Schwerpunkt ihrer wirtschaftlichen Tätigkeit in dem entsprechenden Wirtschaftszweig tätig sind, im Bereich Binnenschifffahrt also diejenigen Unternehmen, die Güter- oder Personenschifffahrt als Haupttätigkeit ausüben. Hier wurden dann aber die Angaben für das Gesamtunternehmen, also einschließlich der Umsätze und Beschäftigten in Nebentätigkeiten außerhalb der Binnenschifffahrt, berücksichtigt. Die Statistik der Unternehmen der Binnenschifffahrt konnte allerdings aufgrund weniger entsprechender Merkmale nur einen geringen Beitrag zur Erfüllung dieser institutionellen Analyseanforderungen leisten. Andererseits besteht ein hoher Datenbedarf nach Angaben für den gesamten Dienstleistungsbereich in institutioneller Abgrenzung. Mit der Einführung einer Dienstleistungsstatistik ist deshalb neu geregelt worden, dass vergleichbare Strukturdaten für alle Dienstleistungsbereiche bereitgestellt werden. Um indes Doppelbefragungen zu vermeiden, wurden in Abstimmung mit dem Bundesministerium für Verkehr, Bau- und Wohnungswesen in den bestehenden Unternehmenserhebungen im Verkehr bei Novellierungen der gesetzlichen Grundlagen bisher erfragte institutionelle Merkmale gestrichen und diese Erhebungen rein funktional ausgerichtet. Durch das Verkehrsstatistikgesetz entfielen somit seit 1999 in der Statistik der Unternehmen der Binnenschifffahrt die bis dahin bei Unternehmen mit Schwerpunkt in der Binnenschifffahrt erfragten institutionellen Merkmale Gesamtzahl der Beschäftigten und Gesamtumsatz.

Mit dem Verkehrsstatistikgesetz waren weitere Änderungen verbunden. Zum einen werden seit dem Berichtsjahr 1999 sämtliche Merkmale für die gleiche Berichtsperiode erfragt.<sup>2)</sup> Zum anderen wurde eine Regelung in das Verkehrsstatistikgesetz aufgenommen, mit der verschiedene Institutionen verpflichtet wurden, dem Statistischen Bundesamt auf Anforderung Name und Anschrift der Binnenschifffahrt betreibenden Unternehmen zu übermitteln. Obwohl damit keine inhaltliche Änderung des Berichtskreises verbunden war, zeigte sich bei der erstmaligen Anforderung der Anschriften, dass in der Vergangenheit gewisse Untererfassungen vorgekommen waren, da insbesondere kleinere Unternehmen und Neugründungen dem Statistischen Bundesamt nicht bekannt gewesen und somit auch nicht in die Erhebungen einbezogen worden waren. Durch das Verkehrsstatistikgesetz und dessen Umsetzung konnte somit der Berichtskreis vollständig erfasst werden. Aus den beiden genannten Gründen ist allerdings die Vergleichbarkeit des aktuellen Berichtssystems mit Ergebnissen der Berichtsjahre vor 1999 nur eingeschränkt möglich.

### Gesamtüberblick

Über die Entwicklung der deutschen Binnenschifffahrtsunternehmen von 1999 bis 2001 gibt Tabelle 1 einen

1) Von der Befragung ausgenommen sind Unternehmen mit wirtschaftlicher Tätigkeit im Fluss-, See- und Kanalfahrverkehr oder in der Hafenschifffahrt, die daneben keine weiteren Binnenschifffahrtstätigkeiten ausüben. Nicht zum Berichtskreis dieser Statistik gehören Unternehmen der Küstenschifffahrt, Fluss- und Seefischerei sowie Unternehmen, die Bunkerboote, Bilgenentsorgungsschiffe und Proviantenschiffe betreiben, die Schiffe als Lager-, Messe- und Ausstellungsschiffe nutzen oder die festliegende Schiffe ausschließlich als Restaurants, Hotels, Supermärkte, Büros und für ähnliche Zwecke einsetzen.

2) Davor erfolgte die Erhebung von Unternehmenszahl, Schiffsbestand und Beschäftigten zu einem Stichtag im jeweils laufenden Kalender- bzw. Geschäftsjahr, die Erhebung des Umsatzes jedoch für das Vorjahr. Damit war eine Verknüpfbarkeit der auf unterschiedliche Zeitpunkte bzw. Zeiträume bezogenen Merkmale und damit auch die Aussagefähigkeit von Kennziffern wie Umsatz je Unternehmen oder je Beschäftigten stark eingeschränkt.



Tabelle 1: Strukturdaten der Binnenschifffahrt

Jahr	Unternehmen	Verfügbare Binnenschiffe	Beschäftigte	Umsatz
	Anzahl			Mill. EUR
1999	1 400	3 513	8 380	1 036,2
2000	1 370	3 375	8 057	1 231,1
2001	1 309	2 980	7 556	1 274,6
Veränderung gegenüber dem entsprechenden Vorjahreszeitraum in %				
2000	-2,1	-3,9	-3,9	+18,8
2001	-4,5	-11,7	-6,2	+3,5

zusammenfassenden Überblick. Am Erhebungsstichtag, dem 30. Juni 2001, waren 1 309 Unternehmen in der Binnenschifffahrt tätig. Sie verfügten über 2 980 Binnenschiffe zur Güter- und Personenbeförderung, beschäftigten 7 556 Personen in ihren Unternehmensteilen „Binnenschifffahrt“ und erzielten einen Umsatz aus Binnenschifffahrt in Höhe von 1 275 Mill. Euro. Im Vergleich der Jahre untereinander

der ist dabei die Zahl der Unternehmen, der Schiffe und der Beschäftigten entsprechend dem langfristigen Trend weiter gesunken. Dagegen stieg der Umsatz, der auch in der Vergangenheit häufig eine positive Tendenz aufwies, jeweils an.

## Zahl der Unternehmen weiter abnehmend

Von den deutschen Binnenschifffahrtsunternehmen betrieben 97,9% Binnenschifffahrt als Gewerbe und die übrigen 2,1% ausschließlich als Werkverkehr (siehe Tabelle 2). Die Gesamtzahl der Unternehmen sank im Vergleich zum Vorjahr per saldo um 61 Unternehmen (-4,5%). Dabei standen 95 Neuzugängen 156 Einstellungen der Binnenschifffahrtstätigkeit gegenüber. Der weitaus größte Teil der Unternehmen (82,4%) betreibt ausschließlich Binnenschifffahrt, 11,2% der Unternehmen üben neben der Binnenschifffahrt als Hauptaktivität noch weitere Tätigkeiten aus, für 4,2% der Unternehmen stellt die Binnenschifffahrt eine gewerb-

Tabelle 2: Unternehmen, verfügbare Schiffe, Beschäftigte und Umsatz der Binnenschifffahrt 2001

Gegenstand der Nachweisung	Einheit	Veränderung gegenüber dem Vorjahr in %	Unternehmen					mit Binnenschifffahrt nur im Werkverkehr
			insgesamt	mit gewerblicher Binnenschifffahrt			mit Binnenschifffahrt nur im Werkverkehr	
				zusammen	davon			
					ausschließlich in der Binnenschifffahrt	überwiegend in der Binnenschifffahrt		
Unternehmen am 30. Juni 2001 .....	Anzahl		1 309	1 281	1 079	147	55	28
	%		-4,5	-4,2	-5,2	+2,8	-2,3	-15,2
Verfügbare Schiffe am 30. Juni 2001 .....	Anzahl		2 980	2 857	2 220	529	108	123
	%		-11,7	-11,4	-14,3	+0,6	-	-19,1
Güterschiffe .....	Anzahl		1 923	1 835	1 583	224	28	88
	%		-15,7	-16,1	-19,1	+16,7	-28,2	-5,4
Schubboote, Schub-Schleppboote und Schleppboote .....	Anzahl		239	205	169	29	7	34
	%		-11,8	-3,8	-6,6	+26,1	-22,0	-41,4
Fahrgast- und Fahrgastkabinenschiffe .....	Anzahl		818	817	468	276	73	1
	%		-0,6	-0,6	+3,8	-11,3	+21,7	-
Beschäftigte am 30. Juni 2001 .....	Anzahl		7 556	7 377	5 170	1 856	351	179
	%		-6,2	-6,0	-7,2	-4,6	+6,7	-15,6
Fahrendes Personal .....	Anzahl		6 119	5 974	4 443	1 264	267	145
	%		-5,7	-5,4	-6,7	-1,7	-	-18,5
dar.: Schiffseigner und unbezahlt mithelfende Familienangehörige .....	Anzahl		1 320	1 316	1 139	149	28	4
	%		-2,7	-2,6	-5,6	+25,2	+7,7	-20,0
Landpersonal .....	Anzahl		1 437	1 403	727	592	84	34
	%		-8,2	-8,4	-10,2	-10,3	+35,5	-
Umsatz <sup>1)</sup> aus Binnenschifffahrtstätigkeit 2001 .....	Mill. EUR	X		1 274,6	670,2	487,8	116,6	X
	%	X		+3,5	-4,9	+23,0	-9,9	X
aus Schub- und Schleppleistungen .....	Mill. EUR	X		19,7	15,8	2,4	1,5	X
	%	X		+5,0	-7,3	+73,8	+357,3	X
aus Beförderung in der Güterschifffahrt ..	Mill. EUR	X		583,1	391,6	169,1	22,4	X
	%	X		+1,1	+1,5	+16,3	-50,6	X
in der Trockengüterschifffahrt .....	Mill. EUR	X		301,0	221,6	59,4	20,1	X
	%	X		-9,6	-8,0	-26,9	+86,8	X
in der Tankschifffahrt .....	Mill. EUR	X		282,2	170,0	109,8	2,4	X
	%	X		+15,8	+17,4	+71,1	-93,1	X
aus Beförderung in der Personenschifffahrt .....	Mill. EUR	X		200,7	118,1	71,8	10,8	X
	%	X		+7,0	-4,4	+22,9	+93,9	X
aus Befrachtung .....	Mill. EUR	X		471,1	144,7	244,5	81,9	X
	%	X		+5,1	-19,0	+27,7	+4,8	X
dar.: an Unterfrachtführer weitergeleitet ..	Mill. EUR	X		385,7	117,8	223,8	44,1	X
	%	X		+2,6	-27,2	+29,2	+7,3	X

1) Ohne Umsatzsteuer.

liche Nebentätigkeit dar. Im Jahr 2001 hat die Zahl der ausschließlich Binnenschiffahrt betreibenden Unternehmen um 59 (-5,2%) abgenommen. Dagegen stieg die Zahl der überwiegend Binnenschiffahrt betreibenden Unternehmen um vier Unternehmen (+2,8%) an. Auch im aktuellen Berichtsjahr wurde somit die Tendenz bestätigt, dass vor allem Unternehmen mit ausschließlicher Binnenschiffahrtstätigkeit entweder aus dem Markt ausscheiden oder aber ihr Angebotsspektrum in weitere Tätigkeiten diversifizieren müssen, um im Wettbewerb bestehen zu können. Weiterhin an Bedeutung verliert der Werkverkehr: Mit nur noch 28 Unternehmen waren hier fünf Unternehmen weniger als im Vorjahr aktiv (-15,2%).

Von den 1309 Unternehmen betrieben 751 Trockengüterschiffahrt, 171 Tankschiffahrt, 60 Schub- und Schleppschiffahrt für andere Unternehmen sowie 352 Personenschiffahrt. Vor allem in der Trockengüterschiffahrt gab es dabei einen hohen absoluten Rückgang um 51 Unternehmen (-6,4%). Den prozentual stärksten Rückgang dagegen verzeichnete mit 17,8% die Schub- und Schleppschiffahrt: 13 Unternehmen gaben diese Beförderungsart auf, 60 führten sie weiterhin durch. Tankschiffahrt betrieben vier Unternehmen weniger (-2,3%), Personenschiffahrt neun Unternehmen weniger (-2,5%) als im Jahr zuvor. Bei dieser Gliederung nach Schiffahrtssparten werden alle unternehmerischen Tätigkeiten berücksichtigt. Unternehmen, die mehr als eine dieser Schiffahrtssparten betreiben, werden somit auch mehrfach gezählt, sodass die Summe der Einzelpositionen höher ist als die Gesamtzahl der Unternehmen. Unterscheidet man hier explizit, so führten als Binnenschiffahrtstätigkeit 733 Unternehmen ausschließlich Trockengüterschiffahrt, 163 ausschließlich Tankschiffahrt, 41 ausschließlich Schub- und Schleppschiffahrt für andere Unternehmen und 350 Unternehmen ausschließlich Personenschiffahrt durch; die übrigen 22 der 1309 Unternehmen waren in mehreren Schiffahrtssparten aktiv.

### Schiffsbestand wiederum rückläufig

Der Schiffsbestand der Unternehmen umfasst die Schiffe für den Personen- und Gütertransport auf Binnengewässern. Unberücksichtigt bleiben Fähren, Schuten, Hafenschlepper und Schlepp-Barkassen sowie sonstige nicht primär für den Personen- und Gütertransport auf Binnengewässern konstruierte Schiffe. Nachgewiesen werden die verfügbaren Binnenschiffe, das heißt die eigenen (ohne vermietete) sowie die gemieteten oder geleasteten Schiffe. Eingeschlossen sind dabei auch stillgelegte Binnenschiffe, die jederzeit wieder eingesetzt werden könnten. Der hier nachgewiesene verfügbare Schiffsbestand bildet somit die Produktionsgrundlage der deutschen Binnenschiffahrt.<sup>3)</sup>

1923 Güterschiffe, 818 Fahrgastschiffe sowie 239 Schub-, Schub-Schlepp- und Schleppboote bilden den verfügbaren Schiffsbestand (siehe Tabellen 2 und 3) der Unternehmen

Tabelle 3: Verfügbare Binnenschiffe am 30. Juni 2001

Schiffsgattung	Bestand inländischer Unternehmen	Veränderung gegenüber dem 30. Juni 2000
	Anzahl	%
Trockengutmotorschiffe .....	975	-9,3
Tankmotorschiffe .....	257	-6,2
Trockengutschubleichter .....	657	-27,0
Tankschubleichter .....	28	+21,7
Trockengutschleppkähne .....	6	-33,3
Schubboote .....	168	-4,5
Schleppboote .....	41	-10,9
Schub-Schleppboote .....	30	-11,8
Fahrgastkabinenschiffe .....	23	-41,0
Fahrgastschiffe .....	795	+1,4
<b>Insgesamt ...</b>	<b>2980</b>	<b>-11,7</b>
	nach der Motorleistung	
	1 000 kW	%
Trockengutmotorschiffe .....	550	-8,9
Tankmotorschiffe .....	189	-2,0
Schubboote .....	81	-13,8
Schleppboote .....	10	-44,0
Schub-Schleppboote .....	15	+45,1
<b>Insgesamt ...</b>	<b>845</b>	<b>-8,0</b>
	nach der Ladekapazität	
	1 000 t	%
Trockengutmotorschiffe .....	1247	-16,8
Tankmotorschiffe .....	375	-6,6
Trockengutschubleichter .....	554	-35,4
Tankschubleichter .....	40	-0,5
<b>Insgesamt ...</b>	<b>2216</b>	<b>-16,8</b>
	nach der Platzkapazität	
	Personenplätze	%
Fahrgastkabinenschiffe .....	2478	-46,0
Fahrgastschiffe .....	187678	-0,5
<b>Insgesamt ...</b>	<b>190156</b>	<b>-1,6</b>

von insgesamt 2980 Schiffen. Die Zahl der Binnenschiffe ging 2001 um 395 Einheiten (-11,7%) zurück. Die Rückgänge betrafen fast alle Schiffsgattungen, besonders stark die Güterschiffe (-15,7%) und darunter wiederum die Trockengutmotorschiffe und die Trockengutschubleichter. Dagegen nahm in diesem Bereich die Zahl der Schubleichter für die Tankschiffahrt zu. Die Schub-, Schub-Schlepp- und Schleppboote verzeichneten ebenfalls Rückgänge: 239 Einheiten bedeuten eine Abnahme um 11,8% bzw. 32 Einheiten. In den Untergliederungen nach Ladekapazität und Motorleistung ändert sich das Bild nicht wesentlich. Die Ladekapazität der Güterschiffe nahm mit 16,8% sogar noch etwas stärker ab als die Insgesamtzahl der Güterschiffe (-15,7%), sodass die durchschnittliche Ladekapazität eines Güterschiffs 1 152 t betrug – nach 1 168 t im Vorjahr. Der Rückgang der zur Güterbeförderung eingesetzten Schiffe konzentrierte sich auf Unternehmen mit ausschließlicher Binnenschiffahrtstätigkeit. Hier verringerten sich der Güterschiffsbestand von 1 957 auf 1 583 Einheiten und der Bestand an Schub-, Schub-Schlepp- und Schleppbooten von 181 auf 169 Einheiten.

Die Zahl der Fahrgastschiffe blieb im Jahr 2001 relativ stabil: Mit fünf Einheiten weniger lag der Bestand nur um 0,6%

<sup>3)</sup> Die Ergebnisse der Unternehmensstatistik zu den verfügbaren Schiffen weichen aus methodischen Gründen zum Teil vom Schiffsbestand in der Binnenschiffsbestandsdatei ab, die von der Wasser- und Schifffahrtsdirektion Südwest auf Basis inländischer Binnenschiffsregister zusammengestellt wird. Die Binnenschiffsbestandsdatei basiert auf dem Eigentümerkonzept, Erfassungskriterium für die Statistik der Binnenschiffahrtsunternehmen ist dagegen das Betreiberkonzept. Zur ausführlichen Erläuterung der Unterschiede beider Konzepte siehe Stede, H.-J.: „Unternehmen der Binnenschiffahrt 1995“ in WiSta 6/1996, S. 367 ff.

niedriger als im Vorjahr. Dabei reduzierte sich allerdings die Zahl der Personenplätze etwas stärker: Der Rückgang um knapp 3 000 Plätze bedeutet eine Abnahme von 1,6%.

## Starker Rückgang der Beschäftigtenzahl

Im Jahr 2001 setzte sich der Rückgang der Zahl der Beschäftigten weiter fort (siehe Tabelle 2). Von Mitte 2000 bis Mitte 2001 sank ihre Zahl um 501 auf 7 556 Personen und damit um 6,2%. Damit liegt die aktuelle Abnahme in einer Größenordnung wie in früheren Jahren, in denen Jahr für Jahr die Beschäftigung in der Binnenschifffahrt um 400 bis 600 Personen sank.

Vom Beschäftigungsrückgang besonders stark betroffen war in absoluten Zahlen das fahrende Personal: 372 Personen weniger als im Vorjahr und damit nur noch 6 119 Personen (-5,7%) fuhren bei deutschen Unternehmen. Dabei nahm die Zahl der Eigner um 36 auf 1 320 (-2,7%) ab, die Zahl des abhängig beschäftigten Schiffspersonals sank dagegen um 6,5% auf 4 799 Personen. Prozentual am stärksten wurde die Zahl der an Land beschäftigten Personen abgebaut: Hier arbeiteten in der deutschen Binnenschifffahrt noch 1 437 Personen, das waren 129 oder 8,2% weniger als im Jahr 2000.

3 734 Personen waren in Unternehmen beschäftigt, die ausschließlich in einer einzigen der oben genannten Schifffahrtssparten der Güterschifffahrt (entweder also in der Trockengüterschifffahrt oder der Tankschifffahrt oder in der Schub- und Schleppschifffahrt) aktiv waren. 3 071 Beschäftigte arbeiteten in Unternehmen, die ausschließlich Personenschifffahrt betrieben. Die übrigen 751 Beschäftigten entfielen auf Unternehmen, die mehrere Binnenschifffahrtstätigkeiten durchführten.

Hinsichtlich der drei bisher betrachteten Merkmale Unternehmenszahl, verfügbare Schiffe und Beschäftigte bestätigt sich auch insgesamt die bereits oben in Bezug auf die Unternehmenszahl aufgezeigte Tendenz. Zum Teil starke Rückgänge sind bei den ausschließlich Binnenschifffahrt betreibenden Unternehmen festzustellen, dagegen sind bei den überwiegend in der Binnenschifffahrt tätigen Unternehmen, also denjenigen Unternehmen, die neben ihrer Binnenschifffahrtstätigkeit noch andere Tätigkeiten ausführen, zum Teil Wachstumsraten (Zahl der Unternehmen und Schiffe), zum Teil geringere prozentuale Rückgänge (Zahl der Beschäftigten) zu verzeichnen. Dies bedeutet in der Summe, dass im vergangenen Jahr wiederum vor allem Unternehmen mit ausschließlich Binnenschifffahrtstätigkeit die Binnenschifffahrt aufgegeben haben. Ein Teil der Unternehmen hat sich aber auch ein zweites Standbein geschaffen und in weitere Tätigkeiten diversifiziert. Im Durchschnitt hatte ein ausschließlich in der Binnenschifffahrt tätiges Unternehmen 2,1 Schiffe, beschäftigte 4,8 Personen und erzielte dabei einen Umsatz aus Binnenschifffahrtstätigkeit in Höhe von 620 000 Euro. Ein überwiegend in der Binnenschifffahrt tätiges Unternehmen hatte dagegen durchschnittlich 3,6 Schiffe, beschäftigte 12,6 Personen und erzielte einen Umsatz in Höhe von

3,3 Mill. Euro. Immer geringere Bedeutung kommt Unternehmen zu, die Binnenschifffahrt im Werkverkehr betreiben. Hier sind gleichzeitig weniger Unternehmen, weniger Schiffe und weniger Beschäftigte zu verzeichnen. Eine detaillierte Aufteilung der genannten Merkmale sowie des Umsatzes nach dem Schwerpunkt der Tätigkeit der Unternehmen zeigt ergänzend das Schaubild.

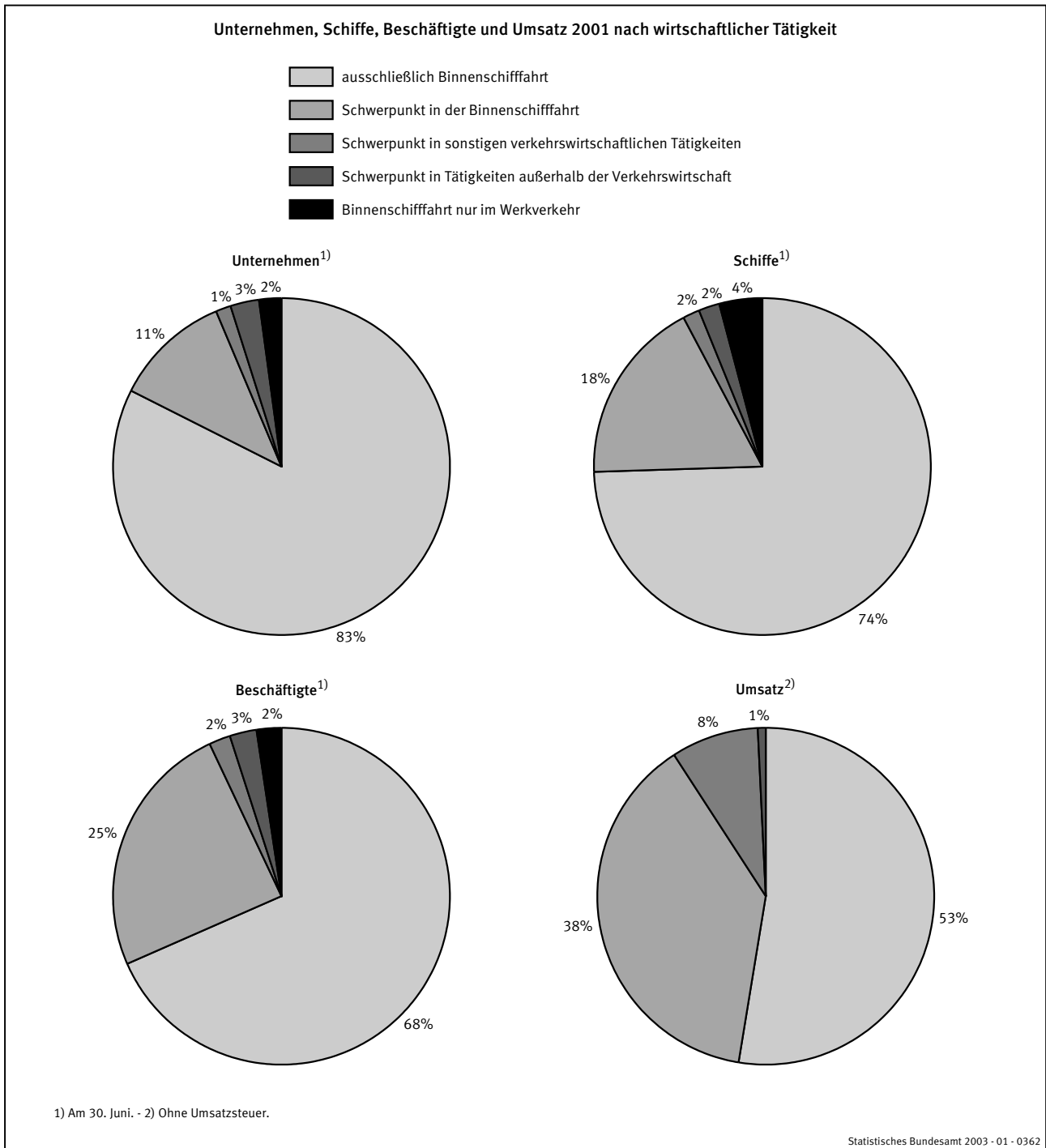
## Zunahme beim Umsatz

Der Umsatz aus gewerblicher Binnenschifffahrt stieg im Jahr 2001 gegenüber dem Ergebnis 2000 um 3,5% auf 1 275 Mill. Euro. Da es in der Binnenschifffahrt allerdings durchaus üblich ist, innerhalb des Wirtschaftszweiges Geschäfte der Unternehmen untereinander zu tätigen, umfasst der Gesamtumsatz aus Binnenschifffahrt gewisse Doppelzählungen. Ein genaueres Bild ergibt erst eine nähere Untersuchung der verschiedenen Umsatzarten. Zu unterscheiden sind hier Umsätze aus Beförderung und aus Befrachtung. Bei der Umsatzart „Befrachtung“ handelt es sich um Aufträge für Güterbeförderungen per Binnenschiff, die Binnenschifffahrtsunternehmen – hauptsächlich Reedereien – akquirieren, aber nicht selbst durchführen, sondern an andere Binnenschifffahrtsunternehmen – im Regelfall an Partikuliere – weitergeben bzw. diese mit der Ausführung beauftragen. Vom Gesamtumsatz entfielen 61,5% auf Beförderung (davon 23,6% Trockengüterschifffahrt, 22,1% Tankschifffahrt und 15,7% Personenschifffahrt) und 37,0% auf Befrachtung. Die Umsatzart Befrachtung hat dabei gegenüber dem Vorjahr in ihrer Bedeutung leicht zugenommen, während parallel dazu der Anteil der Umsatzart Beförderung um 0,6 Prozentpunkte abnahm.

Aus Güterbeförderung wurden im Jahr 2001 um 1,1% höhere Umsätze als im Vorjahr erwirtschaftet. Dabei kam es zu sehr unterschiedlichen Entwicklungen in den einzelnen Zweigen der Güterschifffahrt. Das Gesamtwachstum resultiert aus einem hohen Anstieg der Beförderungsumsätze aus Tankschifffahrt (+15,8%), während andererseits die Umsätze aus Trockengüterschifffahrt stark abnahmen (-9,6%). Im Letztgenannten spiegelt sich auch die Entwicklung der Beförderungsmengen an trockenem Massengut (-4,6% im Jahr 2001) wider. Damit musste die Trockengüterschifffahrt hinsichtlich aller relevanten Merkmale (Zahl der Unternehmen, Zahl der Schiffe, Beförderungsmenge, Umsatz) Rückgänge verkraften, während in der Tankschifffahrt zurückgehende Kapazitäten (Zahl der Tankschifffahrt betreibenden Unternehmen: -2,3%, Zahl der Tankmotorschiffe und Tankschubleichter: -4,0%) auf steigende Nachfrage (Beförderungsmenge: +4,8%) trafen, was die genannten Umsatzsteigerungen ermöglichte.

Der Umsatz aus Befrachtung stieg im aktuellen Berichtsjahr stärker an als der Umsatz aus Güterbeförderung: 471 Mill. Euro bedeuten einen Anstieg gegenüber dem Jahr 2000 von 5,1%. Davon wurden 386 Mill. Euro (+2,6%) an Unterfrachtführer weitergeleitet.

Die Gesamtlage des deutschen Binnenschifffahrtssektors stellt sich etwas besser dar als die bisher genannten Ergebnisse, da die Personenschifffahrt zur Stabilisie-



zung der Umsatzergebnisse beitragen konnte. Allerdings muss auch darauf hingewiesen werden, dass in der Binnenschifffahrt Personenbeförderung einerseits und Güterbeförderung andererseits – wie in anderen Verkehrszweigen auch – Tätigkeitsfelder sind, die unabhängig voneinander sind und sich in ihren wirtschaftlichen Rahmenbedingungen und Einflussgrößen grundlegend unterscheiden. Die hier dargestellte Personenschifffahrt ist dabei weitestgehend den Ausflugs- und Flusskreuzfahrten zuzuordnen, da Personenverkehr mit Fähren nicht erfasst wird, sodass der Personenverkehr mit Binnenschiffen daher vor allem durch

die Urlaubs- und Freizeitgestaltung von Privatpersonen bestimmt wird. Der Umsatz aus Personenschifffahrt zeigte im Berichtsjahr 2001 den höchsten Anstieg der in der Statistik der Unternehmen der Binnenschifffahrt nachgewiesenen Umsatzkategorien: Mit 201 Mill. Euro lag diese Umsatzart um 13 Mill. Euro höher als im Vorjahr, das entspricht einem Anstieg um 7,0%. Diese sehr positive Entwicklung führte daher insgesamt dazu, dass der Beförderungsumsatz der deutschen Binnenschifffahrt aus Trockengüterschifffahrt, Tankschifffahrt und Personenschifffahrt um 2,6% auf 784 Mill. Euro angewachsen ist.

Im Folgenden werden noch einige Eckdaten in der Gliederung nach Größenklassen der Unternehmen vorgestellt, um die unterschiedlichen Strukturen in Abhängigkeit von der Größe der Unternehmen zu dokumentieren. Herangezogen werden hierzu die Ladekapazität der Güterschiffe sowie der Umsatz.

## Gewerbliche Güterbinnenschifffahrt nach Ladekapazität

Einen Überblick über die gewerbliche Güterbinnenschifffahrt und den Werkverkehr nach Ladekapazität gibt Tabelle 4. In die folgende Darstellung sind vor allem jene Unternehmen einbezogen, die gewerbliche Binnenschifffahrt in Form der Güterschifffahrt betreiben, das heißt ihrem Gewerbe durch den Einsatz von mindestens einem Schiff zum Transport von Trocken- oder Flüssiglading nachgehen. Reine Befrachtungsunternehmen sind hier nicht enthalten. Im aktuellen Berichtsjahr zählten 892 Unternehmen zu diesem Binnenschifffahrtszweig; Mitte 2001 fuhrn damit 50 Unternehmen weniger als Mitte 2000 in der gewerblichen Güterbinnenschifffahrt (- 5,3%). Der Hauptteil des Rückgangs entfiel auf Unternehmen mit einer Ladekapazität von unter 1 000 t (- 28 Unternehmen) und auf Unternehmen mit einer Ladekapazität von 1 000 bis unter 3 000 t (- 21 Unternehmen). Auch im Jahr 2001 wurde damit insbesondere von kleinen Beförderungsunternehmen mit einem oder zwei Schiffen die Binnenschifffahrtstätigkeit aufgegeben.

In der gewerblichen Güterbinnenschifffahrt wurden 1 835 Güterschiffe eingesetzt und 4 033 Personen beschäftigt. Gegenüber dem Jahr 2000 nahm die Zahl der verfügbaren Güterschiffe um 16,1% und die des Personals um 8,0% ab. Die Unternehmen der gewerblichen Güterbinnenschifffahrt erwirtschafteten im Jahr 2001 einen Umsatz von 908 Mill. Euro, darunter 579 Mill. Euro aus Beförderung. Der Binnenschifffahrtsumsatz sank im Vorjahresvergleich um

1,9% – vor allem, weil der Umsatz aus Befrachtung bei den Unternehmen mit eigener Gütertransportkapazität um 7,0% zurückging; dagegen stieg ihr Beförderungsumsatz um 1,2%.

Unternehmen mit weniger als 3 000 t Ladekapazität stellten mit 92,8% den überwiegenden Teil der Unternehmen und beschäftigten knapp zwei Drittel des Personals (62,9%), sie verfügten aber lediglich über 47,8% der Güterschiffe und erwirtschafteten nur 31,6% des Umsatzes der gewerblichen Güterbinnenschifffahrt, allerdings 46,3% des Beförderungsumsatzes.

Über mindestens 10 000 t eigene Ladekapazität konnten 18 Unternehmen disponieren; sie hatten damit einen Anteil von 2,0% an der Gesamtzahl der Unternehmen und beschäftigten 24,4% des Personals, verfügten jedoch über 44,1% der Schiffe und erzielten 45,8% des Umsatzes der gewerblichen Güterbinnenschifffahrt.

## Strukturdaten nach Umsatzgrößenklassen

Die weit überwiegende Zahl der Unternehmen der gewerblichen Binnenschifffahrt (1 028 Unternehmen bzw. 80,2%) erzielte im Jahr 2001 einen Umsatz von weniger als 500 000 Euro (siehe Tabelle 5). Im Durchschnitt erreichten diese vier Fünftel aller Unternehmen einen Umsatz je Unternehmen von 201 000 Euro und einen Umsatz je Beschäftigten von 62 000 Euro. Die kleineren Unternehmen verfügten über 44,5% der Schiffe und beschäftigten 45,6% des Personals. Ihr Anteil am Gesamtumsatz betrug lediglich 16,2%, ihr Anteil am Umsatz aus Beförderung allerdings 26,0%. Mit wachsender Größe der Unternehmen sinkt der Anteil des Umsatzes aus Beförderung am Gesamtumsatz. Wurde bei den kleineren Unternehmen der gesamte Umsatz fast vollständig aus Beförderung erwirtschaftet, betrug dieser Anteil bei den umsatzstärksten Unternehmen nur noch rund ein Drittel. Im Jahr 2001 sind wiederum vor allem Unternehmen mit einem

Tabelle 4: Unternehmen, verfügbare Güterschiffe, Beschäftigte und Umsatz der Binnenschifffahrt 2001 nach Ladekapazitätsgrößenklassen

Gegenstand der Nachweisung	Einheit	Unternehmen mit einer Ladekapazität von ... bis unter ... t					
		insgesamt	unter 1 000	1 000 – 3 000	3 000 – 10 000	10 000 – 50 000	50 000 und mehr
<b>Gewerbliche Binnenschifffahrt</b>							
Unternehmen der Güterschifffahrt am 30. Juni 2001 ....	Anzahl	892	241	587	46	14	4
Verfügbare Güterschiffe am 30. Juni 2001 .....	Anzahl	1 835	243	634	149	149	660
	1 000 t Trgf.	2 145,3	179,9	854,7	206,0	276,8	627,9
Beschäftigte am 30. Juni 2001 .....	Anzahl	4 033	568	1 970	512	458	525
dar.: fahrendes Personal .....	Anzahl	3 368	519	1 846	369	274	360
Umsatz <sup>1)</sup> 2001 .....	Mill. EUR	907,6	55,4	230,9	205,9	277,2	138,1
dar.: aus Beförderung .....	Mill. EUR	578,6	51,6	216,0	149,9	94,2	67,0
in der Trockengüterschifffahrt .....	Mill. EUR	298,5	30,3	127,7	27,1	66,6	46,8
in der Tankschifffahrt .....	Mill. EUR	280,0	21,4	88,2	122,7	27,6	20,1
in der Personenschifffahrt .....	Mill. EUR	0,1	–	0,1	–	–	–
<b>Werkverkehr</b>							
Unternehmen mit Güterschifffahrt am 30. Juni 2001 ....	Anzahl	21	5	12	4	–	–
Verfügbare Güterschiffe am 30. Juni 2001 .....	Anzahl	88	19	40	29	–	–
	1 000 t Trgf.	70,9	1,7	21,1	48,1	–	–
Beschäftigte am 30. Juni 2001 .....	Anzahl	155	11	73	71	–	–
dar.: fahrendes Personal .....	Anzahl	130	8	55	67	–	–

1) Ohne Umsatzsteuer.



Tabelle 5: Unternehmen, verfügbare Schiffe, Beschäftigte und Umsatz der Binnenschifffahrt 2001 nach Umsatzgrößenklassen

Gegenstand der Nachweisung	Einheit	Unternehmen mit einem Umsatz von ... bis unter ... EUR						
		insgesamt	unter 125 000	125 000 – 500 000	500 000 – 2,5 Mill.	2,5 Mill. – 12,5 Mill.	12,5 Mill. und mehr	ohne Angaben <sup>1)</sup>
Unternehmen der gewerblichen Binnenschifffahrt am 30. Juni 2001 ...	Anzahl	1 281	285	743	186	46	19	2
Verfügbare Schiffe am 30. Juni 2001 ...	Anzahl	2 857	332	939	421	325	838	2
Güterschiffe .....	Anzahl	1 835	125	637	196	144	732	1
	1 000 t Trgf.	2 145,3	92,6	762,3	304,8	209,3	775,5	0,6
Schubboote, Schub-Schleppboote und Schleppboote .....	Anzahl	205	8	27	74	6	90	–
	1 000 kW	95,0	1,4	9,4	34,1	1,4	48,7	–
Fahrgast- und Fahrgastkabinenschiffe	Anzahl	817	199	275	151	175	16	1
	1 000 Pers.-Pl.	190,1	24,3	53,3	46,6	55,6	10,2	0,1
Beschäftigte am 30. Juni 2001 .....	Anzahl	7 377	762	2 604	1 593	1 307	1 106	5
dar.: fahrendes Personal .....	Anzahl	5 974	694	2 340	1 365	972	598	5
Umsatz <sup>2)</sup> 2001 .....	Mill. EUR	1 274,6	19,6	187,4	171,1	246,1	650,3	X
dar.: aus Beförderung und Befrachtung .	Mill. EUR	1 254,9	19,2	184,7	158,7	244,9	647,4	X
aus Beförderung .....	Mill. EUR	783,8	19,2	184,4	153,4	184,4	242,4	X
in der Trockengüterschifffahrt .....	Mill. EUR	301,0	10,5	128,4	27,4	53,1	81,6	X
in der Tankschifffahrt .....	Mill. EUR	282,2	0,1	21,3	87,3	26,4	147,0	X
in der Personenschifffahrt .....	Mill. EUR	200,7	8,6	34,7	38,6	105,0	13,8	X
aus Befrachtung .....	Mill. EUR	471,1	X	0,3	5,3	60,5	404,9	X

1) Unternehmen, die im Berichtsjahr gegründet worden sind. – 2) Ohne Umsatzsteuer.

Jahresumsatz von unter 500 000 Euro aus dem Markt ausgeschieden. In dieser Unternehmensgrößenklasse wurden 85 Unternehmen weniger als im Vorjahr registriert. Der größte Teil dieser Unternehmen hat die Binnenschifffahrtstätigkeit eingestellt, ein weiterer Teil hat seine Position aber auch verbessert und ist in die Gruppe der Unternehmen mit 500 000 Euro und mehr Jahresumsatz aufgestiegen.

Mindestens jeweils 12,5 Mill. Euro Umsatz im Jahr 2001 erwirtschafteten 19 Unternehmen. Diese 1,5% der Unternehmen erzielten 51,0% des Gesamtumsatzes aus Binnenschifffahrt mit 29,3% der Schiffe, beschäftigten aber nur 15,0% aller tätigen Personen. Von den Großunternehmen wurde ein durchschnittlicher Umsatz je Unternehmen von 34 Mill. Euro und ein durchschnittlicher Umsatz je Beschäftigten von 588 000 Euro erreicht.

## Zusammenfassung und Ausblick

Das Jahr 2001 war insgesamt für die deutschen Binnenschifffahrtsunternehmen ein Jahr mit Licht und Schatten. Insbesondere die Trockengüterschifffahrt musste starke Einbußen verkraften, während in der Tankschifffahrt und der Personenschifffahrt bei sinkenden Kapazitäten und abnehmenden Beschäftigtenzahlen zumindest steigende Umsätze erwirtschaftet werden konnten. Auch die Umsätze aus Befrachtung nahmen insgesamt zu. Dagegen dürfte sich im Jahr 2002 die wirtschaftliche Lage der deutschen Binnenschifffahrtsunternehmen nicht wesentlich verbessert haben, da die zu den Verkehrsleistungen bereits vorliegenden Daten einen Rückgang der auf deutschen Binnenwasserstraßen beförderten Mengen und der dabei erbrachten Beförderungsleistungen sowie einen Rückgang des Anteils der unter deutscher Flagge transportierten Gütermengen zeigen. [uu](#)



Soziologin Julia Weinmann, M.A., Dipl.-Volkswirtin Natalie Zifonun

# Gesundheitsausgaben und Gesundheitspersonal 2001

*Die Leistungen und Ausgaben des deutschen Gesundheitssystems stehen seit geraumer Zeit im Mittelpunkt intensiver Diskussionen und Reformüberlegungen. Sie waren auch Gegenstand der Regierungserklärung des Bundeskanzlers vor dem Deutschen Bundestag am 14. März 2003. Wie viel wird in Deutschland von wem für Gesundheit ausgegeben? Wie viele Personen arbeiten im Gesundheitsbereich und in welchen Einrichtungen? Was sagen internationale Vergleiche?*

*Verlässliche Antworten u. a. auf diese Fragen bieten die neuen Ergebnisse der gesundheitsbezogenen Rechensysteme des Statistischen Bundesamtes, welche am 24. April 2003 im Rahmen eines Pressegesprächs in Berlin vorgestellt wurden.*

*Sämtliche Ergebnisse der Gesundheitsausgabenrechnung und der Gesundheitspersonalrechnung sind auch im Informationssystem der Gesundheitsberichterstattung des Bundes im Internet unter <http://www.gbe-bund.de> abruf- und auswertbar. Darüber hinaus können tiefgegliederte Tabellen im Statistik-Shop des Statistischen Bundesamtes unter <http://www.destatis.de/shop> heruntergeladen werden.*

## Vorbemerkung

Die Gesundheitsausgabenrechnung liefert differenzierte Daten zu den Trägern der Ausgaben sowie zur Verwendung der Mittel nach Leistungen und den die Leistung erbringenden Einrichtungen. Die im Vorjahr veröffentlichte Zeitreihe der Gesundheitsausgaben wurde um das Jahr 2001 ergänzt sowie um die Finanzierungsseite erweitert: Nach Auswer-

tung der Finanzierungsströme können nun erstmals Aussagen über die Finanzierungsstruktur des Gesundheitswesens vor dem Hintergrund der neuen Gesundheitsausgabenrechnung getroffen werden.

Mit der Gesundheitspersonalrechnung werden detaillierte Informationen über die Anzahl und die Struktur der Beschäftigten im Gesundheitswesen nach Alter, Geschlecht, Beruf, Einrichtung und Art der Beschäftigung bereitgestellt. Im vergangenen Jahr wurden zum ersten Mal Zahlen über das Gesundheitspersonal für die Jahre 1998 und 2000 publiziert. Die im Vorjahr präsentierten Daten wurden aktualisiert und es wird jetzt erstmals eine Zeitreihe für die Jahre 1997 bis 2001 vorgelegt.

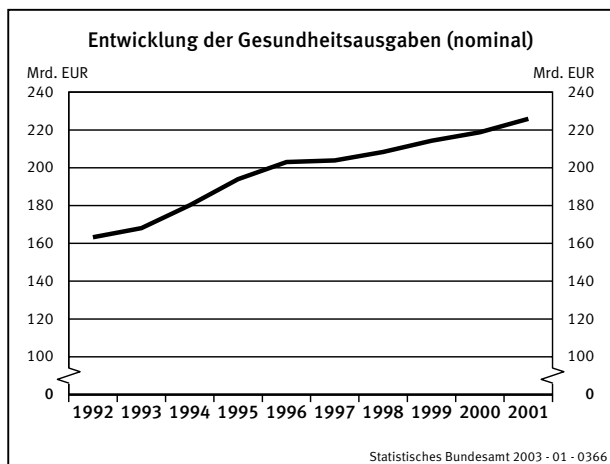
## 1 Gesundheitsausgaben

In Deutschland wurden im Jahr 2001 insgesamt 225,9 Mrd. Euro für Gesundheitsleistungen ausgegeben. Weitere 67,5 Mrd. Euro wurden zusätzlich für Einkommensleistungen, wie zum Beispiel Krankengelder oder vorzeitige Renten bei Erwerbsunfähigkeit, aufgewendet. Einkommensleistungen zählen nicht zu den Gesundheitsausgaben, sie werden deshalb im Abschnitt 1.5 gesondert betrachtet.

Zwischen 1992 und 2001 sind die Gesundheitsausgaben in Deutschland nominal (in jeweiligen Preisen) von 163,2 Mrd. Euro um insgesamt 62,8 Mrd. Euro angestiegen, das entspricht einer Steigerung von 38,5%.

Real (in konstanten Preisen) haben sich die Gesundheitsausgaben um 14,8% erhöht. Der dabei verwendete Preisindex für die Gesundheitspflege verzeichnete von 1992

Schaubild 1



bis 2001 einen Anstieg von 20,6%, der Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte ist im gleichen Zeitraum um 19,7% gestiegen.<sup>1)</sup>

Der folgende Text beschränkt sich ausschließlich auf die nominale Betrachtung.

Die Gesamtentwicklung der Gesundheitsausgaben lässt sich in zwei Abschnitte unterteilen: Die Folgekosten der deutschen Vereinigung waren ausschlaggebend für den hohen Stand der Ausgaben im Jahr 1992 und die nachfolgenden stärkeren Ausgabenanstiege bis zum Jahr 1996. Die Steigerungen pro Jahr lagen zum Beispiel zwischen 1993 und 1995 bei über 7%. Danach haben sich die Zuwächse spürbar abgeschwächt und betragen seit 1997 jährlich jeweils zwischen 2 und 3%. Von 2000 bis 2001 sind die Gesundheitsausgaben um 3,3% bzw. 7,1 Mrd. Euro angestiegen.

Die Gesetzesänderungen im Bereich der gesetzlichen Krankenversicherung in den 1990er-Jahren hatten u. a. Ausgabenbegrenzungen zur Folge. Die Einführung der Pflegeversicherung mit Leistungen für die ambulante Pflege ab 1. April 1995 und für die stationäre Pflege ab 1. Juli 1996 hat dagegen den Leistungsumfang deutlich erweitert und in der Konsequenz einen Gesamtanstieg der Gesundheitsausgaben bewirkt. Die Auswirkungen der einzelnen Gesetzesmaßnahmen können im Detail in der Veröffentlichung „Gesundheitsausgaben 1992 bis 2000“<sup>2)</sup> nachgelesen werden.

Bei der Ausgabenentwicklung über mehrere Jahre spielen neben Preis- auch Mengen- und Qualitätsveränderungen eine Rolle. Dies gilt für das Gesundheitswesen in ganz besonderer Weise, da der medizinische und technische Fortschritt das Leistungsgeschehen maßgeblich prägt. Die Analyse der Einzeleffekte ist wegen der Heterogenität der Leistungen des

Gesundheitswesens jedoch besonders schwierig. Sie bleibt daher im Folgenden außer Betracht.

### 1.1 Gesundheitsausgaben nach Ausgabenträgern

57,0% der Gesundheitsausgaben wurden im Jahr 2001 von der gesetzlichen Krankenversicherung getragen, das entspricht 128,9 Mrd. Euro. Der zweitgrößte Ausgabenträger waren die privaten Haushalte und privaten Organisationen ohne Erwerbszweck. Sie wendeten 27,8 Mrd. Euro auf und hatten somit einen Anteil von 12,3% an den gesamten Gesundheitsausgaben. Rund ein Fünftel ihrer Ausgaben entfiel dabei auf Zuzahlungen (ohne Zuzahlungen für Brillen) zur gesetzlichen Krankenversicherung. Mit 18,7 Mrd. Euro bzw. 8,3% folgte die private Krankenversicherung<sup>3)</sup> an dritter Stelle, vor den öffentlichen Haushalten (7,8%) und der sozialen Pflegeversicherung (7,0%).

Die Ausgaben der privaten Haushalte und privaten Organisationen ohne Erwerbszweck haben sich in den Jahren 1992 bis 2001 um 10,4 Mrd. Euro erhöht. Das entspricht einer durchschnittlichen jährlichen Steigerungsrate von 5,3%. Ebenfalls gestiegen sind die Gesundheitsausgaben der privaten Krankenversicherung (6,7 Mrd. Euro, +5,1% jährlich). Für die gesetzliche Krankenversicherung ergab sich ein Anstieg um 29,9 Mrd. Euro (+3,0% jährlich). Die Gesundheitsausgaben der Arbeitgeber nahmen von 1992 bis 2001 um 2,2 Mrd. Euro auf 9,2 Mrd. Euro zu. Die Beihilfen der öffentlichen Arbeitgeber machen dabei den größten Anteil aus. Sie sind im gleichen Zeitraum um 2,1 Mrd. Euro auf 7,6 Mrd. Euro angewachsen.

Die Gesundheitsausgaben sind im Jahr 2001 im Vergleich zum Vorjahr um durchschnittlich 3,3% angestiegen. Dabei sind für die Ausgabenträger private Haushalte und private Organisationen ohne Erwerbszweck (+4,6%), private Krankenversicherung (+4,5%), gesetzliche Rentenversicherung (+3,8%) und gesetzliche Krankenversicherung (+3,6%) stärkere Ausgabenanstiege zu verzeichnen. Unterdurchschnittlich sind dagegen die Gesundheitsausgaben der sozialen Pflegeversicherung (+1,6%) und der öffentlichen Haushalte (+0,9%) gewachsen.

### 1.2 Gesundheitsausgaben nach Leistungsarten

Arzneimittel (einschl. Verbandmitteln), Hilfsmittel, Zahnersatz sowie sonstiger medizinischer Bedarf werden als „Waren“ bezeichnet. Die Ausgaben für Waren lagen im Jahr 2001 mit 60,4 Mrd. Euro bzw. einem Anteil von 26,7% erstmals knapp vor den Ausgaben für ärztliche Leistungen (59,6 Mrd. Euro bzw. 26,4%). Die pflegerischen und therapeutischen Leistungen nahmen wie bereits in den Vorjahren den dritten Rang ein (51,6 Mrd. Euro bzw. 22,8%).

1) Preissteigerungen im dienstleistungsintensiven Gesundheitswesen übertreffen durchschnittlich die allgemeine Inflationsrate. Dieser sog. negative Preisstruktureffekt „resultiert im Wesentlichen daraus, dass in diesem Bereich bei in etwa gleicher Lohnentwicklung die Arbeitsproduktivität schwächer zunimmt als in Wirtschaftssektoren, in denen eine stärkere Substitution von Arbeit und Kapital stattfindet. Er bildet kein Spezifikum des Gesundheitswesens, sondern tritt üblicherweise in dienstleistungsintensiven Wirtschaftssektoren auf.“ (Sachverständigenrat für die konzertierte Aktion im Gesundheitswesen [2003], S. 84 ff.)

2) Statistisches Bundesamt (Hrsg.): „Gesundheitsausgaben 1992 bis 2000“, Presseexemplar, Mai 2002.

3) Inklusive private Pflege-Pflichtversicherung (ab 1995), Postbeamtenkrankenkasse und Krankenversorgung der Bundesbahnbeamten.

Tabelle 1: Gesundheitsausgaben 2001 nach Ausgabenträgern, Leistungsarten und Einrichtungen  
Mill. EUR

Gegenstand der Nachweisung	Ausgabenträger insgesamt	Öffentliche Haushalte	Gesetzliche Krankenversicherung	Soziale Pflegeversicherung	Gesetzliche Rentenversicherung	Gesetzliche Unfallversicherung	Private Krankenversicherung	Arbeitgeber	Private Haushalte und private Organisationen ohne Erwerbszweck
nach Leistungsarten									
Prävention/Gesundheitsschutz .....	10084	1765	3793	248	106	795	27	1260	2090
Allgemeiner Gesundheitsschutz .....	3994	1219	–	–	–	756	–	1186	833
Gesundheitsförderung .....	3382	485	1994	–	–	26	3	39	835
Früherkennung von Krankheiten .....	1581	20	1493	–	–	10	19	34	5
Gutachten und Koordination .....	691	41	287	248	106	3	5	1	1
Förderung der Selbsthilfe .....	436	0	20	–	–	–	0	0	416
Ärztliche Leistungen .....	59580	595	42914	–	1051	617	8106	3950	2347
Grundleistungen .....	19088	198	14778	–	85	159	2174	1264	432
Sonderleistungen .....	30105	298	20996	–	743	336	4221	1930	1581
Laborleistungen .....	5773	54	3851	–	138	69	1022	441	199
Strahlendiagnostische Leistungen .....	4614	46	3289	–	85	53	690	315	135
Pflegerische/therapeutische Leistungen .....	51621	2727	24668	14760	948	601	2129	1391	4397
Pflegerische Leistungen .....	41856	2628	17652	14760	733	481	1497	1193	2912
Therapeutische Leistungen .....	8773	88	6133	–	215	107	589	173	1469
Mutterschaftsleistungen .....	992	12	884	–	–	13	43	25	15
Ausgleich krankheitsbedingter Folgen .....	4062	966	647	50	116	62	3	65	2154
Unterkunft/Verpflegung .....	14454	1072	7802	–	928	185	1259	557	2652
Waren .....	60363	608	38609	258	386	792	3759	1925	14026
Arzneimittel .....	34927	326	24202	–	93	439	1937	1135	6795
Hilfsmittel .....	12063	158	5865	258	19	221	543	263	4736
Zahnersatz .....	6001	37	2456	–	–	14	884	261	2348
Sonstiger medizinischer Bedarf .....	7372	87	6086	–	274	118	395	266	147
Transporte .....	3613	87	2922	–	129	146	141	68	120
Verwaltungsleistungen .....	11951	0	7362	570	287	672	3060	0	0
Forschung/Ausbildung/Investitionen .....	10203	9714	147	9	141	–	192	0	0
Forschung .....	2285	2275	9	–	–	–	0	0	0
Ausbildung .....	1643	1598	21	9	16	–	0	–	–
Investitionen .....	6275	5841	117	–	125	–	192	–	–
Insgesamt ...	225931	17535	128865	15895	4091	3868	18677	9215	27785
nach Einrichtungen									
Gesundheitsschutz .....	3955	1873	–	–	–	–	–	–	2082
Öffentlicher Gesundheitsdienst .....	1873	1873	–	–	–	–	–	–	–
Sonstige Einrichtungen .....	2082	–	–	–	–	–	–	–	2082
Ambulante Einrichtungen .....	105086	1347	67483	2931	266	952	8949	4945	18213
Arztpraxen .....	30695	394	23014	–	265	380	3794	2112	737
Zahnarztpraxen .....	14786	138	10022	–	–	10	1677	1120	1819
Praxen sonstiger medizinischer Berufe .....	5391	46	3454	–	–	57	517	160	1157
Apotheken .....	30931	287	21373	–	–	385	1761	1023	6102
Gesundheitshandwerk/-einzelhandel .....	16152	112	7517	258	1	115	1104	410	6635
Ambulante Pflege .....	6054	223	1914	2673	–	6	94	114	1028
Sonstige Einrichtungen .....	1077	147	190	–	–	–	0	7	733
Stationäre/teilstationäre Einrichtungen .....	86725	7583	50620	7952	3066	1015	6204	2951	7379
Krankenhäuser .....	61961	4063	47714	–	20	947	5868	2016	1333
Vorsorge-/Rehabilitationseinrichtungen ...	7535	827	2885	–	3046	–	102	543	132
Stationäre/teilstationäre Pflege .....	15873	2640	22	7952	–	68	234	391	4565
Berufliche/soziale Rehabilitation .....	1357	8	–	–	–	–	–	–	1349
Rettungsdienste .....	2184	71	1806	–	–	93	107	31	75
Verwaltung .....	12885	4	7610	818	395	997	3060	1	0
Sonstige Einrichtungen und private Haushalte	8416	861	858	4191	239	812	130	1287	37
Ausland .....	406	–	370	3	–	–	33	–	–
Investitionen .....	6275	5841	117	–	125	–	192	–	–
Insgesamt ...	225931	17535	128865	15895	4091	3868	18677	9215	27785
nachrichtlich:									
Gesamtgesundheitsausgaben <sup>1)</sup> .....	222003	13662	128835	15886	4076	3868	18677	9215	27785
Laufende Gesundheitsausgaben <sup>1)</sup> .....	215728	7821	128718	15886	3951	3868	18484	9215	27785
Einkommensleistungen .....	67498	4463	8206	980	17527	3522	1251	31550	–

1) In der Abgrenzung der Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung (OECD).

Von 1992 bis 2001 sind die Gesundheitsausgaben für pflegerische und therapeutische Leistungen besonders stark gestiegen (+21,3 Mrd. Euro; +6,1% jährlich). Die Aufwendungen für Waren lagen im Jahr 2001 um 16,0 Mrd. Euro über dem Wert von 1992. Im Durchschnitt sind sie pro Jahr um 3,5% gewachsen. Ebenfalls ein kräftiges Plus ergab sich im Zeitraum von 1992 bis 2001 für die Verwaltungsleistungen (+3,9 Mrd. Euro) und für die ärztlichen Leistungen (+13,3 Mrd. Euro). Dabei ist jedoch zu beachten, dass die personellen Verwaltungsausgaben der Betriebskrankenkassen ab Mitte der 1990er-Jahre von den Arbeitgebern auf die Krankenkassen selbst verlagert wurden und sie deshalb erst ab diesem Zeitpunkt in der Gesundheitsausgabenrechnung enthalten sind. Die Ausgaben für Transporte sind um 1,5 Mrd. Euro angewachsen.

### 1.3 Gesundheitsausgaben nach Einrichtungen

Für Leistungen der ambulanten Einrichtungen wurden im Jahr 2001 insgesamt 105,1 Mrd. Euro ausgegeben, das entspricht einem Anteil von 46,5% an den gesamten Gesundheitsausgaben. Zu den ambulanten Einrichtungen gehören Arztpraxen, Zahnarztpraxen, Apotheken usw.

86,7 Mrd. Euro bzw. 38,4% wurden für die stationären und teilstationären Einrichtungen, zu denen u. a. Krankenhäuser (62,0 Mrd. Euro) und stationäre/teilstationäre Pflegeheime (15,9 Mrd. Euro) zählen, aufgewendet.

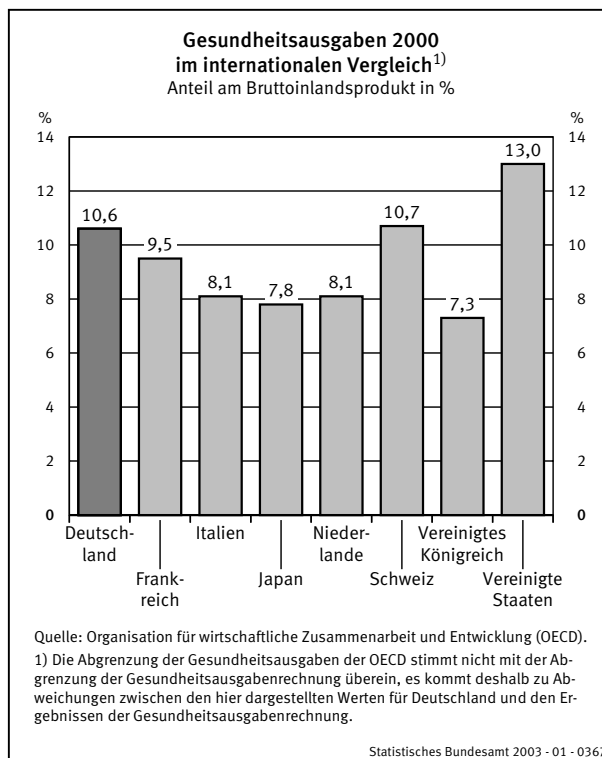
Die Einrichtung Verwaltung, bei der hauptsächlich die Verwaltungsausgaben der Ausgabenträger nachgewiesen werden, erbrachte 2001 Leistungen in Höhe von 12,9 Mrd. Euro (5,7%). Weitere 8,4 Mrd. Euro (3,7%) fielen für Leistungen der sonstigen Einrichtungen und privaten Haushalte an. Hier sind insbesondere die Pflege von Angehörigen und das damit verbundene Pflegegeld, Taxifahrten für Krankentransporte und der betriebliche Gesundheitsdienst enthalten.

Von 1992 bis 2001 haben sich die Ausgaben für ambulante und stationäre und teilstationäre Einrichtungen um 29,3 Mrd. Euro bzw. 23,9 Mrd. Euro erhöht. Ebenfalls hohe Steigerungen ergaben sich bei den sonstigen Einrichtungen und privaten Haushalten (+3,6 Mrd. Euro). Diese Entwicklung und insbesondere die überproportionalen Ausgabenanstiege für diese Einrichtung zwischen 1994 und 1996 sind auf die Einführung der Pflegeversicherung zurückzuführen. Für die Einrichtung Verwaltung wurden im Jahr 2001 4,2 Mrd. Euro mehr aufgewendet als noch 1992.

### 1.4 Gesundheitsausgaben im internationalen Vergleich

Grundlage für den internationalen Vergleich der Gesundheitsausgaben sind die Daten der Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung (OECD). Weil derzeit noch keine aktuelleren Werte für die ausgewählten Länder zur Verfügung stehen, wird auf Angaben für das Jahr 2000 zurück-

Schaubild 2



gegriffen. Die Zahlenwerte für Deutschland weichen von den Ergebnissen, die in Kapitel 3 dargestellt werden, leicht ab, da die Gesundheitsausgaben nach den Vorgaben der OECD zum Teil anders abgegrenzt werden. Beim Vergleich und der Interpretation von Gesundheitsindikatoren verschiedener Länder sollten die Unterschiede in den Gesundheitssystemen immer mit in Betracht gezogen werden.

Wie bereits in den vergangenen Jahren lagen die Vereinigten Staaten mit einem Anteil der Gesundheitsausgaben am Bruttoinlandsprodukt (BIP) in Höhe von 13,0% im Vergleich der hier betrachteten Länder auf Platz eins. Auf den nachfolgenden Rängen finden sich die Schweiz mit 10,7% und Deutschland mit 10,6%. In Frankreich wurden 9,5% des Bruttoinlandsprodukts für Gesundheitsleistungen aufgewendet. Italien und die Niederlande gaben dafür jeweils 8,1% des Bruttoinlandsprodukts aus. Die Werte für Japan und das Vereinigte Königreich betragen 7,8 bzw. 7,3%.

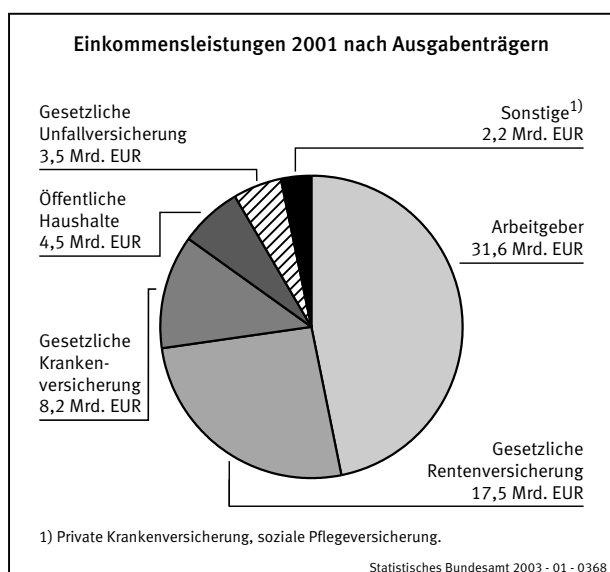
Die Vereinigten Staaten wendeten im Jahr 2000 rund 4 630 US-Dollar<sup>4)</sup> pro Kopf für Gesundheitsausgaben auf, gefolgt von der Schweiz mit 3 220 US-Dollar. Auch im Vergleich der Gesundheitsausgaben je Einwohner liegt Deutschland mit 2 750 US-Dollar an dritter Stelle. Frankreich und die Niederlande gaben durchschnittlich 2 350 US-Dollar bzw. 2 250 US-Dollar je Einwohner aus. Noch weniger gaben Italien (2 030 US-Dollar), Japan (2 010 US-Dollar) und das Vereinigte Königreich (1 760 US-Dollar) pro Kopf der Bevölkerung aus.

4) Die Umrechnung erfolgte dabei mit Hilfe von BIP-Kaufkraftparitäten.

## 1.5 Einkommensleistungen

Transferzahlungen wie Krankengelder, vorzeitige Renten bei Berufs- oder Erwerbsunfähigkeit sowie Entgeltfortzahlungen werden als Einkommensleistungen bezeichnet. Sie dienen in der Regel der allgemeinen Lebenshaltung erkrankter oder verletzter Menschen. Da Einkommensleistungen von ihren Empfängern für den Kauf von Gesundheitsgütern oder Gesundheitsdienstleistungen verwendet werden können, werden sie in der Gesundheitsausgabenrechnung zur Vermeidung von Doppelzahlungen separat ausgewiesen.

Schaubild 3



Im Jahr 2001 wurden in Deutschland insgesamt 67,5 Mrd. Euro als Einkommensleistungen gezahlt. Fast die Hälfte der Einkommensleistungen (31,6 Mrd. Euro bzw. 46,7%) wendeten die Arbeitgeber auf. Davon machten Entgeltfortzahlungen (26,8 Mrd. Euro) den weitaus größten Teil aus.

Berufs- und Erwerbsunfähigkeitsrenten und weitere Einkommensleistungen in einer Höhe von 17,5 Mrd. Euro (26,0%) zahlte die gesetzliche Rentenversicherung. Von der gesetzlichen Krankenversicherung flossen 8,2 Mrd. Euro zum Beispiel für Krankengelder (6,1 Mrd. Euro), Mutterschaftsgeld (591 Mill. Euro) oder als Beiträge aus Krankengeld zur Renten-, Pflege- und Arbeitslosenversicherung. Außerdem gewährten die öffentlichen Haushalte Einkommensleistungen in Höhe von 4,5 Mrd. Euro. Die gesetzliche Unfallversicherung gab insbesondere für Verletztenrenten und Verletzten-geld 3,5 Mrd. Euro aus. Zusammen 2,2 Mrd. Euro wendeten die private Krankenversicherung und die soziale Pflegeversicherung auf. Private Haushalte und private Organisationen ohne Erwerbszweck erbringen keine Einkommensleistungen.

Im Jahr 2001 wurden 7,7 Mrd. Euro mehr Einkommensleistungen ausgezahlt als noch 1992, was einer Steigerung um insgesamt 12,9% entspricht. Vor allem bei der gesetzlichen Rentenversicherung (+ 40,8%) und der gesetzlichen Unfall-

versicherung (+ 20,2%) kam es zu überdurchschnittlichen Zuwächsen. Einen Rückgang der Einkommensleistungen um 14,3% verzeichneten dagegen die öffentlichen Haushalte. Die Aufwendungen der Arbeitgeber und der gesetzlichen Krankenkassen wuchsen im betrachteten Zeitraum um jeweils rund 4%. Zwischen 2000 und 2001 war für diese beiden Ausgabenträger mit jeweils rund 6% jedoch ein vergleichsweise höherer Anstieg als ein Jahr zuvor zu verzeichnen. Die gesamten Einkommensleistungen lagen im Jahr 2001 um 4,2% über dem Wert des Vorjahrs.

## 1.6 Finanzierungsströme im Gesundheitswesen

Während bei der Gesundheitsausgabenrechnung die Ermittlung und Struktur der Gesundheitsausgaben nach Leistungsarten und Einrichtungen im Vordergrund stehen, wird für die Darstellung der Finanzierungsströme danach gefragt, wer in welcher Höhe durch die getätigten Gesundheitsausgaben und Einkommensleistungen belastet wird.

Bei den Finanzierungsströmen wird im Gegensatz zur Gesundheitsausgabenrechnung nur zwischen den drei Akteuren unterschieden, die letztlich die tatsächliche wirtschaftliche Last tragen: den privaten Haushalten und privaten Organisationen ohne Erwerbszweck, den öffentlichen Haushalten sowie den Arbeitgebern. Die Sozialversicherungsträger und die private Krankenversicherung, die bei der Gesundheitsausgabenrechnung eine wichtige Rolle spielen, rücken daher bei den Finanzierungsströmen in den Hintergrund. Von der Finanzierungsperspektive her gesehen üben sie lediglich eine Mittlerfunktion aus, indem sie die Sozialversicherungsbeiträge der Arbeitgeber und der privaten Haushalte sowie die von der öffentlichen Hand geleisteten Zuschüsse an die Leistungserbringer im Gesundheitswesen weiterreichen. Im Rahmen der Finanzierungsströme werden deshalb die „Finanzierungsbeiträge“ der Sozialversicherungsträger einerseits und der privaten Krankenversicherung andererseits ausgegliedert und den privaten und öffentlichen Haushalten sowie den Arbeitgebern zugerechnet.

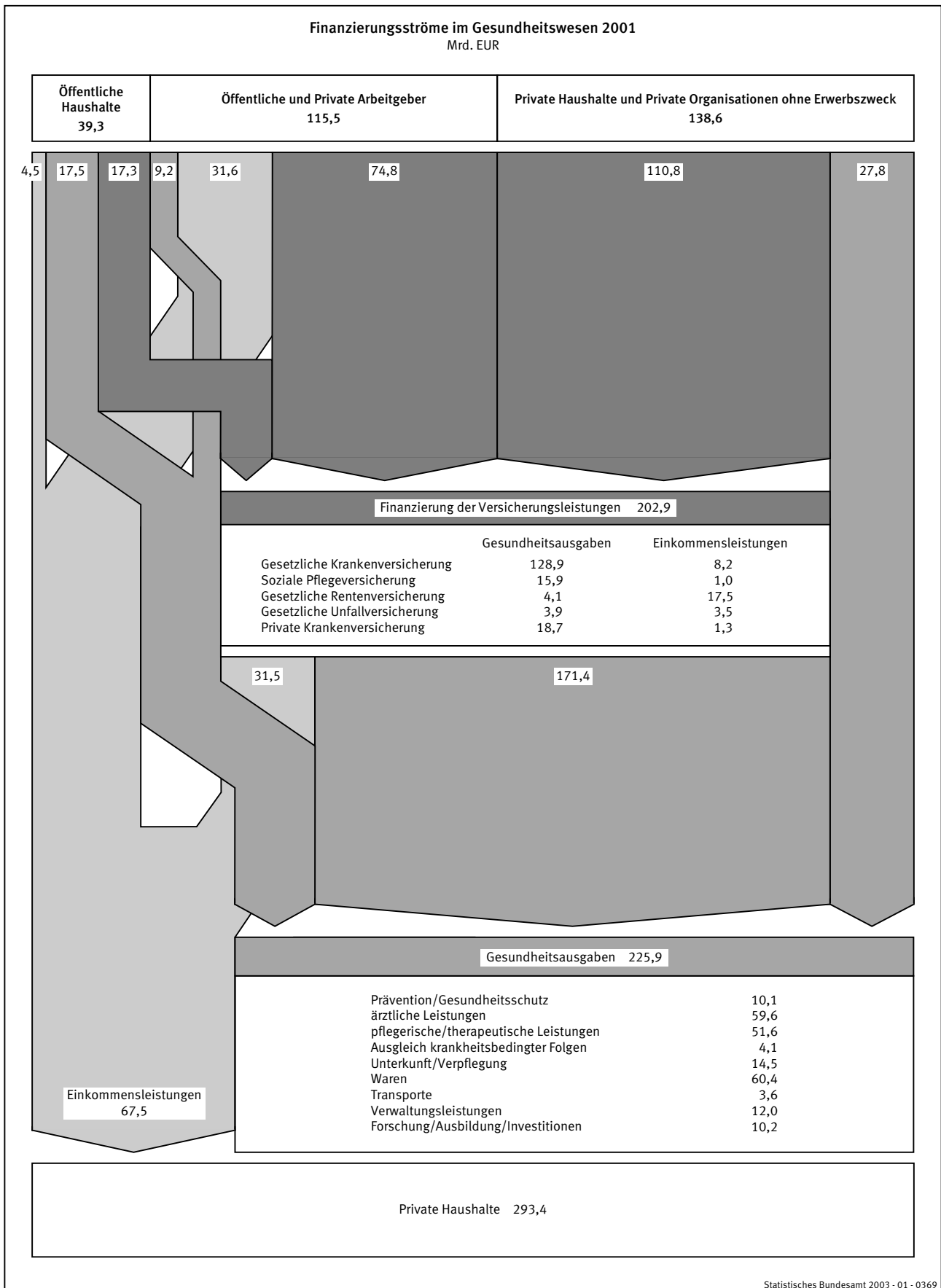
Die folgenden Zusammenhänge und Ströme zwischen den „primären Finanzierern“, öffentliche Haushalte, Arbeitgeber, private Haushalte und private Organisationen ohne Erwerbszweck, sowie den Versicherungen und den Privatpersonen werden im Flussdiagramm „Finanzierungsströme im Gesundheitswesen 2001“ veranschaulicht.

Die privaten Haushalte und privaten Organisationen ohne Erwerbszweck zahlten im Jahr 2001 insgesamt 138,6 Mrd. Euro (47,2%) für die Finanzierung des Gesundheitswesens in Deutschland. Davon gingen Beiträge in Höhe von 110,8 Mrd. Euro an die Sozialversicherungen und die private Krankenversicherung. Die restlichen 27,8 Mrd. Euro gaben die privaten Haushalte und privaten Organisationen ohne Erwerbszweck direkt für den Kauf von Gesundheitsgütern aus.

Insgesamt 115,5 Mrd. Euro bzw. 39,4% der Gesamtausgaben finanzierten die öffentlichen und privaten Arbeitgeber: 74,8 Mrd. Euro dienten als Arbeitgeberbeiträge zur Finanzierung der Versicherungsleistungen. 9,2 Mrd. Euro

Schaubild 4

Finanzierungsströme im Gesundheitswesen 2001  
Mrd. EUR





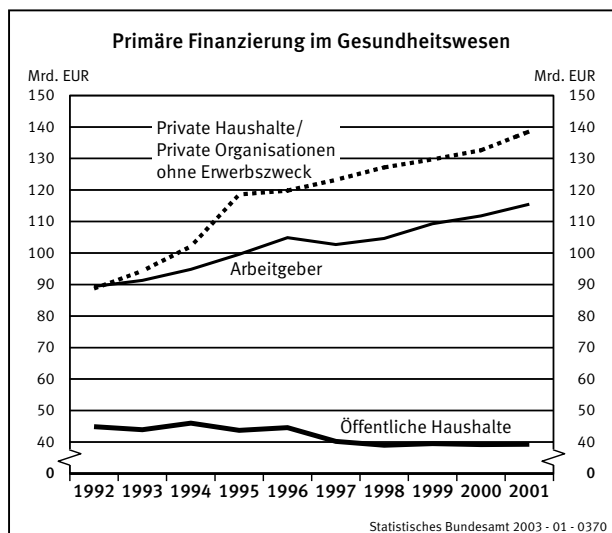
bzw. 31,6 Mrd. Euro erhielten die privaten Haushalte in Deutschland direkt in Form von Gesundheitsausgaben und Einkommensleistungen.

13,4% der Ausgaben des Gesundheitswesens wurden von den öffentlichen Haushalten gezahlt, das entspricht 39,3 Mrd. Euro. Davon gingen 17,3 Mrd. Euro in Form von öffentlichen Mitteln an die Versicherungen. Außerdem wurden Gesundheitsausgaben und Einkommensleistungen in Höhe von 17,5 bzw. 4,5 Mrd. Euro erbracht.

Die von den „primären Finanzierern“ zur Verfügung gestellten Mittel in Höhe von 202,9 Mrd. Euro verwendeten die Versicherungen zur Bereitstellung von Gesundheitsgütern und Gesundheitsdienstleistungen (171,4 Mrd. Euro) sowie zur Zahlung von Einkommensleistungen (31,5 Mrd. Euro).

Den privaten Haushalten bzw. den Patientinnen und Patienten in Deutschland kamen im Jahr 2001 somit Gesundheitsausgaben (225,9 Mrd. Euro) und Einkommensleistungen (67,5 Mrd. Euro) im Wert von zusammen 293,4 Mrd. Euro zugute.

Schaubild 5



Seit 1992 hat sich die Struktur der Finanzierung im Gesundheitswesen zu Gunsten der öffentlichen Haushalte und zu Lasten der privaten Haushalte und privaten Organisationen ohne Erwerbszweck verschoben. Während die öffentlichen Haushalte Anfang der 1990er-Jahre noch rund 45 Mrd. Euro für die Finanzierung des Gesundheitswesens zahlten, ist dieser Betrag bis zum Jahr 2001 auf rund 39 Mrd. Euro zurückgegangen. Die gesamten Aufwendungen der Arbeitgeber erhöhten sich von 89,4 auf 115,5 Mrd. Euro. Fast 50 Mrd. Euro mehr gaben die privaten Haushalte und privaten Organisationen ohne Erwerbszweck 2001 im Vergleich zum Jahr 1992 aus. Der Anteil der öffentlichen Haushalte an den Gesamtausgaben der „primären Finanzierer“ ist von 1992 bis 2001 um 6,7 Prozentpunkte gesunken, im gleichen Zeitraum ist der Anteil der privaten Haushalte und privaten Organisationen ohne Erwerbszweck um 7,4 Prozentpunkte gewachsen. Der Anteil der Arbeitgeber blieb nahezu unverändert (-0,7 Prozentpunkte).

Die beobachteten Verschiebungen sind auch im Zusammenhang mit der Einführung der Pflegeversicherung zu sehen, die mit erheblichen Entlastungseffekten bei den öffentlichen Haushalten einherging. Deren Gesundheitsausgaben sanken zwischen 1992 und 2001 von 21,2 auf 17,5 Mrd. Euro, bei gleichzeitigem Anstieg der Gesundheitsausgaben der privaten Haushalte und privaten Organisationen ohne Erwerbszweck um 10,4 bzw. 2,2 Mrd. Euro bei den Arbeitgebern.

## 2 Gesundheitspersonal

Am Jahresende 2001 waren 4,1 Mill. Personen im Gesundheitswesen tätig, das entspricht 10,3% aller Beschäftigten in Deutschland.

Von 1997 bis 2000 ging die Beschäftigtenzahl leicht zurück (-19 000 Personen bzw. -0,5%). Allein durch die Zunahme der Beschäftigtenzahl von 2000 auf 2001 (+35 000 Personen bzw. +0,9%) ist im Vergleich der Jahre 2001 und 1997 ein Anstieg der Beschäftigtenzahl um 15 000 Personen oder 0,4% zu verzeichnen.

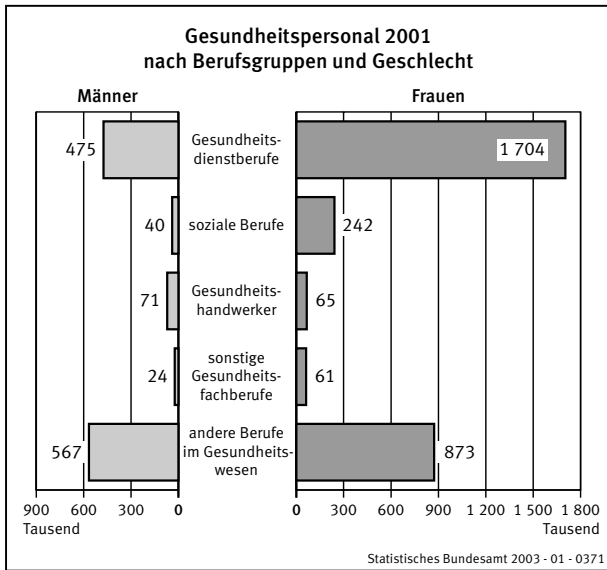
### 2.1 Gesundheitspersonal nach Berufen

Die Beschäftigten des Gesundheitswesens lassen sich in folgende fünf Berufsgruppen gliedern: Gesundheitsdienstberufe, soziale Berufe, Gesundheitshandwerker, sonstige Gesundheitsfachberufe und andere Berufe im Gesundheitswesen. Welche konkreten Berufe die einzelnen Berufsgruppen beinhalten, kann der nachstehenden Tabelle 2 entnommen werden. Den anderen Berufen im Gesundheitswesen werden dabei die Berufe im Gesundheitswesen zugerechnet, die nicht einer der anderen vier Berufsgruppen zugeordnet werden können. Beispiele hierfür sind das Reinigungs- und Küchenpersonal in Krankenhäusern, Kurierdienste der Apotheken oder Handwerker, deren Arbeitgeber Einrichtungen des Gesundheitswesens sind. Die Gesundheitspersonalrechnung erfasst damit alle im Sektor Gesundheitswesen tätigen Personen.

Bei den Angaben zu den Beschäftigten handelt es sich um Beschäftigungsfälle, das heißt Personen mit mehreren Arbeitsverhältnissen in verschiedenen Einrichtungen werden mehrfach gezählt. Zu den Beschäftigten rechnen im Einzelnen Selbstständige, mithelfende Familienangehörige, Beamtinnen und Beamte, Angestellte, Arbeiterinnen und Arbeiter, Auszubildende, Zivildienstleistende sowie Praktikantinnen und Praktikanten. Nicht zu den Beschäftigten im Gesundheitswesen gezählt werden ehrenamtlich Tätige sowie Beschäftigte, die als Beauftragte aus anderen Sektoren in Einrichtungen des Gesundheitswesens tätig sind.

Mit 52,9% bzw. 2,2 Mill. Personen übten im Jahr 2001 mehr als die Hälfte der Beschäftigten im Gesundheitswesen einen Gesundheitsdienstberuf aus. Die Frauenquote in dieser Berufsgruppe betrug 78,2% und übertraf somit den Anteil der weiblichen Beschäftigten im Gesundheitswesen insgesamt (71,5%). Die zweitgrößte Gruppe der Beschäftigten im Gesundheitswesen bildeten mit 1,4 Mill. Personen die anderen Berufe im Gesundheitswesen. Sie

Schaubild 6



machten gut ein Drittel (34,9%) des Gesundheitspersonals aus. Der Frauenanteil lag hier bei 60,6%. 6,8% der Beschäftigten im Gesundheitswesen übten einen sozialen Beruf aus. Frauen waren in dieser Berufsgruppe mit 85,8% ebenfalls überproportional vertreten. Die Frauenquote in den sozialen Berufen lag damit noch höher als bei den Gesundheitsdienstberufen. Im Gesundheitshandwerk bzw. in sonstigen Gesundheitsfachberufen waren im Jahr 2001 3,3 bzw. 2,0% des Gesundheitspersonals beschäftigt.

Im Zeitraum 1997 bis 2001 fand im Gesundheitswesen ein Beschäftigungszuwachs von 0,4% statt. In der Gesamtwirtschaft ist in diesen Jahren die Zahl der Beschäftigten um 4,4% angestiegen. Da das Gesundheitswesen mit mehr als 4 Mill. Beschäftigten sehr personalintensiv ist und nur in abgeschwächtem Maße Konjunkturschwankungen unterliegt, sind die Veränderungen im Beschäftigungsniveau nicht so stark ausgeprägt wie in der Gesamtwirtschaft. Der beobachtete, vergleichsweise geringe Zuwachs des Gesundheitspersonals setzt sich wie folgt zusammen: Während bei den Gesundheitshandwerkern, den sonstigen Gesundheitsfachberufen und den anderen Berufen im Gesundheitswesen ein Rückgang der Beschäftigten zu verzeichnen war, hat sich die Zahl der Beschäftigten in den Gesundheitsdienstberufen und den sozialen Berufen erhöht.

Am deutlichsten ist die Zahl der Beschäftigten in den anderen Berufen des Gesundheitswesens zurückgegangen. Sie sank im betrachteten Zeitraum kontinuierlich um knapp 137 000 Personen, was einer Abnahme von 8,7% entspricht. Frauen waren dabei von dem Stellenabbau etwas stärker betroffen als Männer (- 79 000 gegenüber - 58 000). Zurückzuführen ist der Beschäftigungsrückgang zum Teil auf das so genannte Outsourcing. Hierbei werden Unternehmenseinheiten und Leistungsprozesse wie beispielsweise die Reinigung eines Krankenhauses an externe Dienstleister ausgelagert. Das Reinigungspersonal ist dann nicht mehr direkt beim Krankenhaus angestellt, sondern bei einer externen Firma, die die Reinigung des Krankenhauses über-

nimmt. Da Reinigungsfirmen aber nicht dem Gesundheitswesen zugeordnet sind, wird ihr Personal auch nicht in der Gesundheitspersonalrechnung nachgewiesen. Ebenfalls rückläufig war die Zahl der Gesundheitshandwerker (- 9 000 bzw. - 6,4%). Die Zahl der in sonstigen Gesundheitsfachberufen Tätigen ist nur geringfügig um 1 000 Personen gesunken (- 1,3%).

Demgegenüber weist die Zahl der Beschäftigten in den Gesundheitsdienstberufen innerhalb der betrachteten fünf Jahre ein stetiges Wachstum auf (+ 4,5%). Von den 93 000 Personen, die in diesem Zeitraum eine neue Beschäftigung in einem Gesundheitsdienstberuf fanden, waren weit mehr als zwei Drittel Frauen (+ 67 000). Auch bei den sozialen Berufen nahm die Anzahl der im Gesundheitswesen tätigen Personen kontinuierlich zu, und zwar um gut 69 000 (+ 32,7%). Mit 84,5% profitierten vor allem Frauen von einer neuen Beschäftigung in einem sozialen Beruf. Durch den Anstieg der Beschäftigtenzahl in den Gesundheitsdienst- und sozialen Berufen konnte der Rückgang bei den Beschäftigtenzahlen in den anderen Berufen des Gesundheitswesens, bei den Gesundheitshandwerkern und den in sonstigen Gesundheitsfachberufen Tätigen ausgeglichen werden.

## 2.2 Gesundheitspersonal nach Einrichtungen

Die Gesundheitspersonalrechnung unterscheidet sieben Einrichtungen. Die sechs Einrichtungen Gesundheitsschutz, ambulante Einrichtungen, stationäre und teilstationäre Einrichtungen, Rettungsdienste, Verwaltung und sonstige Einrichtungen stimmen bis auf eine Abweichung mit der Einrichtungsgliederung der Gesundheitsausgabenrechnung des Statistischen Bundesamtes überein. In dieser werden die sonstigen Einrichtungen zusammen mit den privaten Haushalten ausgewiesen. Die siebte Einrichtung in der Gesundheitspersonalrechnung bilden die Vorleistungsindustrien des Gesundheitswesens.

Schaubild 7

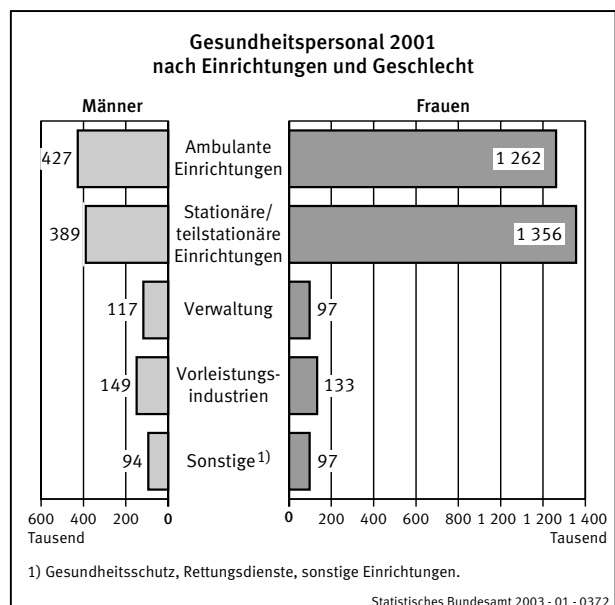


Tabelle 2: Entwicklung des Gesundheitspersonals nach Berufen, Einrichtungen und Altersgruppen  
1 000

Gegenstand der Nachweisung	Gesundheitspersonal insgesamt					Dar.: Teilzeit				
	1997	1998	1999	2000	2001	1997	1998	1999	2000	2001
nach Berufen										
Gesundheitsdienstberufe .....	2086	2110	2129	2152	2179	522	534	551	580	608
Ärzte, Apotheker, Zahnärzte .....	397	402	407	411	415	38	38	44	46	48
Ärzte .....	283	287	291	295	298	23	25	29	31	32
Apotheker .....	52	52	53	53	53	11	10	11	12	12
Zahnärzte .....	62	62	63	63	64	4	4	4	4	4
Übrige Gesundheitsdienstberufe .....	1689	1709	1723	1741	1764	484	496	507	534	560
Arzt-/Zahnarzhelfer .....	489	490	488	490	493	142	139	140	152	154
Diätassistenten .....	11	11	12	11	12	3	3	3	3	4
Heilpraktiker .....	16	16	18	17	18	6	7	7	7	9
Helfer in der Krankenpflege .....	203	203	207	216	223	67	68	67	70	77
Krankenschwestern, Hebammen .....	689	697	695	696	697	190	198	205	211	223
Physiotherapeuten, Masseur, medizinische Bademeister .....	105	112	120	119	126	24	26	28	30	29
Medizinisch-technische Assistenten .....	94	94	94	94	93	27	27	29	29	31
Pharmazeutisch-technische Assistenten ...	41	44	44	47	48	12	14	13	15	15
Therapeutische Berufe a.n.g. ....	40	43	45	52	54	14	15	15	17	18
Soziale Berufe .....	213	227	246	263	282	64	69	74	79	94
Altenpfleger .....	199	211	229	245	263	60	65	70	74	89
Heilerziehungspfleger .....	5	6	6	6	7	1	2	1	2	2
Heilpädagogen .....	9	10	10	11	12	2	3	3	3	3
Gesundheitshandwerker .....	145	141	136	135	136	15	15	14	14	14
Augenoptiker .....	41	39	38	40	41	4	4	4	4	4
Orthopädiemechaniker .....	11	11	12	11	11	1	1	1	1	1
Zahn techniker .....	78	75	69	68	67	9	9	8	8	8
Sonstige Gesundheitshandwerker .....	16	16	16	16	16	1	1	1	1	1
Sonstige Gesundheitsfachberufe .....	85	85	83	85	84	22	22	20	23	21
Gesundheitsingenieure .....	14	15	15	14	14	3	3	2	3	4
Gesundheits sichernde Berufe .....	12	13	14	16	16	2	1	2	3	2
Gesundheitstechniker .....	9	8	8	8	8	1	0	1	0	1
Pharmakanten .....	5	5	5	5	5	0	0	0	1	0
Pharmazeutisch-kaufmännische Angestellte .	45	45	41	41	41	15	16	15	16	15
Andere Berufe im Gesundheitswesen .....	1577	1541	1504	1453	1440	329	328	323	330	327
Insgesamt ...	4107	4104	4098	4087	4122	950	967	982	1026	1064
nach Einrichtungen										
Gesundheitsschutz .....	50	48	49	51	50	9	9	9	10	9
Öffentlicher Gesundheitsdienst .....	25	24	23	23	23	6	5	5	5	5
Sonstige Einrichtungen .....	25	25	26	28	27	4	4	4	5	4
Ambulante Einrichtungen .....	1766	1753	1724	1671	1689	404	406	406	417	427
Arztpraxen .....	689	692	683	644	646	158	158	158	160	160
Zahnarztpraxen .....	354	337	330	312	315	80	75	74	74	76
Praxen sonstiger medizinischer Berufe .....	173	177	180	179	185	41	44	45	46	49
Apotheken .....	165	167	160	161	162	44	46	43	48	46
Gesundheitshandwerk/-einzelhandel .....	184	173	155	154	155	14	15	14	15	15
Einrichtungen der ambulanten Pflege .....	172	176	184	187	190	60	62	64	66	71
Sonstige Einrichtungen .....	30	31	32	35	36	7	7	8	8	9
Stationäre und teilstationäre Einrichtungen ....	1656	1679	1704	1731	1745	437	453	468	492	517
Krankenhäuser .....	1133	1125	1114	1109	1109	299	306	311	320	334
Vorsorge- und Rehabilitationseinrichtungen .	107	108	112	117	120	29	29	32	34	37
Stationäre und teilstationäre Pflege .....	381	411	441	468	475	101	110	117	128	137
Berufliche und soziale Rehabilitation .....	34	36	37	38	40	8	9	8	9	10
Rettungsdienste .....	39	39	41	44	46	6	6	6	7	8
Verwaltung .....	217	214	215	217	214	34	34	34	37	37
Sonstige Einrichtungen .....	92	93	92	96	96	18	18	19	20	21
Vorleistungsindustrien .....	287	277	273	278	283	42	40	40	43	44
Pharmazeutische Industrie .....	115	114	111	113	112	18	18	17	19	18
Medizintechnische/augenoptische Industrie .	102	95	93	95	98	12	11	11	12	12
Medizinische Laboratorien und Großhandel ...	70	68	69	69	72	11	11	12	12	13
Insgesamt ...	4107	4104	4098	4087	4122	950	967	982	1026	1064
nach Altersgruppen										
Alter von ... bis ... Jahren										
unter 35 .....	1626	1580	1524	1464	1434	261	259	245	248	246
35 – 49 .....	1691	1726	1766	1800	1835	498	520	540	569	598
50 und älter .....	790	799	808	824	853	191	188	197	209	220

Einen hohen Stellenwert nehmen bei der Beschäftigung im Gesundheitswesen die ambulanten sowie die stationären und teilstationären Einrichtungen ein. Im Jahr 2001 waren allein in diesen beiden Einrichtungen 83,3% des Gesundheitspersonals beschäftigt. Mit 1,74 Mill. Beschäftigten (42,3%) kam der stationären und teilstationären Gesundheitsversorgung dabei eine etwas größere Bedeutung zu als der ambulanten Gesundheitsversorgung mit 1,69 Mill. (41,0%). Mit großem Abstand folgten mit knapp 283 000 Beschäftigten die Vorleistungsindustrien des Gesundheitswesens (6,9%) sowie die Verwaltung mit 214 000 Beschäftigten (5,2%). Die Kategorie „Sonstige“ in Schaubild 7 beinhaltet die Einrichtungen Gesundheitsschutz, Rettungsdienste und die sonstigen Einrichtungen (u. a. Ausbildungsstätten und Forschungseinrichtungen). In diesen Einrichtungen arbeiteten im Jahr 2001 rund 192 000 Personen (4,7%).

Die Rettungsdienste, die Verwaltung und die Vorleistungsindustrien des Gesundheitswesens sind diejenigen Einrichtungen, in denen der Anteil der männlichen Beschäftigten den der weiblichen überwog. Bei den Rettungsdiensten war im Jahr 2001 der Männeranteil mit 66,5% am höchsten. In der Verwaltung arbeiteten rund 19 000 und in den Vorleistungsindustrien 16 000 mehr Männer als Frauen. In den anderen Einrichtungen lag der Anteil der Frauen über dem der Männer. Am höchsten war die Frauenquote in der ambulanten sowie in der stationären und teilstationären Gesundheitsversorgung (74,7 bzw. 77,7%).

Von 1997 bis 2001 weisen vor allem die ambulante sowie die stationäre und teilstationäre Gesundheitsversorgung interessante Entwicklungen auf. 1997 waren in den ambulanten Einrichtungen etwa 111 000 Personen mehr beschäftigt als in den stationären und teilstationären Einrichtungen. Im Jahr 2001 arbeiteten hingegen in den stationären und teilstationären Einrichtungen 56 000 Personen mehr als in den ambulanten Einrichtungen. Das Verhältnis hat sich damit im betrachteten Zeitraum nahezu umgekehrt. In den anderen Einrichtungen der Gesundheitspersonalrechnung ist das Beschäftigungsniveau annähernd konstant geblieben.

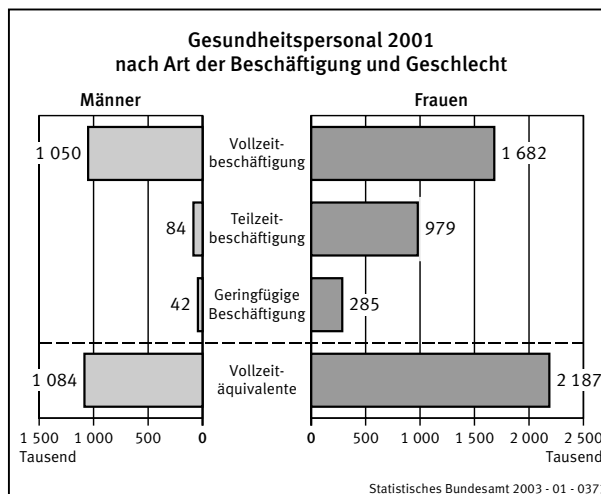
### 2.3 Gesundheitspersonal nach Art der Beschäftigung

Die Art der Beschäftigung bezeichnet die Differenzierung nach Vollzeit-, Teilzeit- und geringfügig Beschäftigten. Diese Unterscheidung ist im Gesundheitswesen von besonderer Bedeutung, da hier deutliche Abweichungen von der Gesamtwirtschaft feststellbar sind.

Im Jahr 2001 gingen zwei Drittel des Gesundheitspersonals bzw. 2,7 Mill. Personen einer Beschäftigung in Vollzeit nach. Dieser Anteil ist niedriger als in der Gesamtwirtschaft (73,6%). Mit 89,2% waren Männer im Gesundheitswesen wesentlich häufiger Vollzeit beschäftigt als Frauen (57,1%).

Ein Viertel des Gesundheitspersonals (knapp 1,1 Mill. Personen) war 2001 Teilzeit beschäftigt. Der Anteil der Teil-

Schaubild 8



zeitbeschäftigten im Gesundheitswesen lag damit deutlich höher als in der Gesamtwirtschaft (14,2%). 33,2% der im Gesundheitswesen beschäftigten Frauen arbeiteten Teilzeit, bei den Männern waren es 7,2%. Die Frauenquote unter den Teilzeitbeschäftigten lag bei 92,1%.

Ein geringfügiges Beschäftigungsverhältnis übten im Jahr 2001 327 000 Personen oder 7,9% des Gesundheitspersonals aus (Gesamtwirtschaft: 12,1%). Unter den Männern waren lediglich 3,6% geringfügig beschäftigt. Bei den Frauen waren es 9,7%. Der Anteil der Frauen an allen geringfügig Beschäftigten betrug entsprechend 87,1% und war damit etwas niedriger als bei den Teilzeitbeschäftigten.

Die eingangs beschriebene Entwicklung des Gesundheitspersonals in dem betrachteten Fünfjahreszeitraum setzt sich aus unterschiedlichen Entwicklungen bei den einzelnen Arten der Beschäftigung zusammen. Die Vollzeitbeschäftigung sank in den Jahren 1997 bis 2000 um durchschnittlich 44 000 Personen pro Jahr. Von 2000 bis 2001 war der Rückgang mit 20 000 Vollzeitbeschäftigten nicht mehr so hoch. Im Jahr 2001 arbeiteten knapp 152 000 Personen (davon 108 000 Frauen) weniger Vollzeit im Gesundheitswesen als 1997 (-5,3%). Die Zahl der Teilzeitbeschäftigten stieg hingegen zwischen 1997 und 2001 um insgesamt 113 000 Personen (davon 100 000 Frauen) bzw. 11,9% an. Zwischen 1999 und 2001 war der Anstieg besonders augenfällig (+82 000). Auch die geringfügige Beschäftigung weist in den Jahren 1997 bis 2001 ein Wachstum um 54 000 (davon 52 000 Frauen) bzw. 19,7% auf. Lediglich 1999/2000 ging die Zahl der geringfügig Beschäftigten um gut 12 000 zurück. Diese Entwicklung kann als kurzfristige Auswirkung des Gesetzes zur Neuregelung der geringfügigen Beschäftigungsverhältnisse<sup>5)</sup> gedeutet werden, das zum 1. April 1999 in Kraft trat.

Das allgemeine Beschäftigungsniveau im Gesundheitswesen zeigt einen leichten, aber kontinuierlichen Rückgang des Personals im Zeitraum von 1997 bis 2000. Dieser wird primär durch das verhältnismäßig starke Absinken der Zahl der

5) Vom 24. März 1999 (BGBl. I S. 388).

Vollzeitbeschäftigten in diesen Jahren verursacht. Der stetige Anstieg der Teilzeitbeschäftigung schwächte die rückläufige Entwicklung der Beschäftigtenzahlen im Gesundheitswesen insgesamt ab. Die Zunahme des Gesundheitspersonals von 2000 auf 2001 ist mit dem starken Anwachsen der Teilzeitbeschäftigung einerseits und mit einem im Vergleich schwächeren Rückgang der Vollzeitbeschäftigung andererseits zu erklären.

Im Vergleich zur Gesamtwirtschaft zeigt das Gesundheitswesen differenziert nach der Art der Beschäftigung ähnliche Entwicklungen. Die Quote der Vollzeitbeschäftigten im Gesundheitswesen sank von 70,2% im Jahr 1997 auf 66,3% 2001. In der Gesamtwirtschaft ging sie vergleichsweise schwächer von 76,3% im Jahr 1997 auf 73,7% im Jahr 2000 zurück. Im Gegenzug stieg der Anteil der Teilzeitbeschäftigten im Gesundheitswesen stärker an als in der Gesamtwirtschaft, und zwar von 23,1% im Jahr 1997 um 2,7 Prozentpunkte. Bei der Teilzeitbeschäftigung ergaben sich in der Gesamtwirtschaft die geringsten Veränderungen. Die Teilzeitquote erhöhte sich im betrachteten Zeitraum von 13,3% um 0,9 Prozentpunkte. Die Quote der geringfügig Beschäftigten nahm im genannten Zeitraum im Gesundheitswesen um 1,3 Prozentpunkte zu (Gesamtwirtschaft: +1,7 Prozentpunkte).

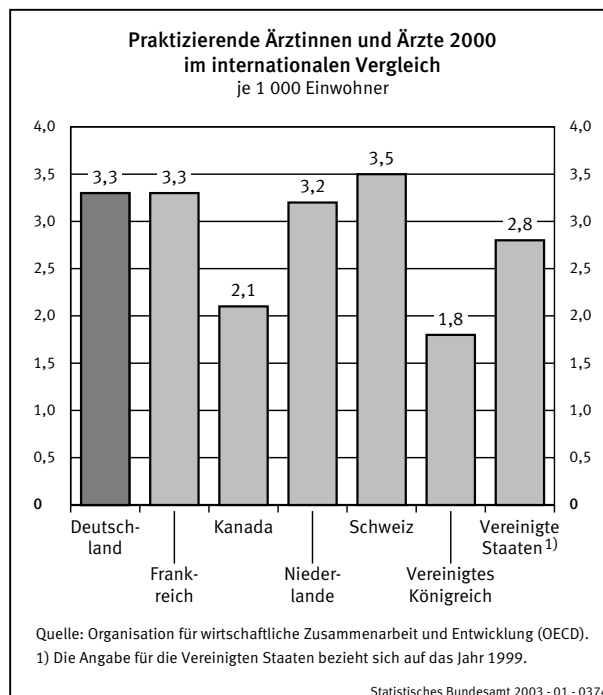
Neben den drei Beschäftigungsarten werden auch die so genannten Vollzeitäquivalente ausgewiesen. Vollzeitäquivalente geben die Zahl der auf die volle tarifliche Arbeitszeit umgerechneten Beschäftigten an. Ein Vollzeitäquivalent entspricht dabei einem Vollzeitbeschäftigten. Bei der Berechnung der Vollzeitäquivalente werden die gewonnenen Informationen über Vollzeit-, Teilzeit- und geringfügig Beschäftigte zugrunde gelegt. Ein Teilzeitbeschäftigter geht dabei mit dem Faktor 0,5 und ein geringfügig Beschäftigter mit dem Faktor 0,2 in die Berechnung der Vollzeitäquivalente ein. Die Krankenhausstatistik weist zusätzlich zu den Beschäftigtenzahlen auch die Vollzeitäquivalente aus. In diesen konkreten Fällen fand keine Eigenberechnung statt, die Angaben zu den Vollzeitäquivalenten wurden direkt übernommen.

Die Zahl der Vollzeitäquivalente betrug im Jahr 2001 knapp 3,3 Mill. Zwischen 1997 und 2001 unterlagen die Vollzeitäquivalente keinen größeren Schwankungen. Insgesamt blieben die Vollzeitäquivalente im Jahr 2001 um 68 000 hinter denen von 1997 zurück.

## 2.4 Gesundheitspersonal im internationalen Vergleich

Eine Gegenüberstellung internationaler Zahlen zu den Beschäftigten im Gesundheitswesen ist nur eingeschränkt möglich, da vergleichbare Daten nur für bestimmte Länder und Berufe vorliegen. Nachfolgend werden die Zahlenangaben für den Beruf des Arztes einem internationalen Vergleich unterzogen. Betrachtet werden dabei die Länder Deutschland, Frankreich, Kanada, die Niederlande, die Schweiz, das Vereinigte Königreich und die Vereinigten Staaten. Die Angaben im Schaubild 9 beziehen sich auf das Jahr 2000, da für die ausgewählten Länder – die von besonderer Bedeutung für einen Vergleich mit Deutschland sind – keine aktuelle-

Schaubild 9



ren Zahlen vorliegen. Grundlage für den Vergleich sind die Daten der Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung (OECD).

Beim Vergleich der praktizierenden Ärztinnen/Ärzte pro 1 000 Einwohner lag die Schweiz im Jahr 2000 mit einem Wert von 3,5 an erster Stelle der hier betrachteten Länder. Deutschland teilte sich mit Frankreich (je 3,3) Platz zwei. Im Vereinigten Königreich waren nur halb so viele Ärztinnen/Ärzte je 1 000 Einwohner tätig wie in der Schweiz. Es wies im Ländervergleich die niedrigste Arztdichte auf.

## 3 Kennziffern

Die Betrachtung der Ausgaben und der Beschäftigten des Gesundheitswesens legt einen Vergleich mit der Gesamtwirtschaft nahe. Die nachfolgende Tabelle 3 zeigt den Anteil der Gesundheitsausgaben am Bruttoinlandsprodukt (BIP), die Gesundheitsausgaben je Einwohner sowie den Anteil des Gesundheitspersonals (einschl. Vorleistungsindustrien) an allen Beschäftigten.

Der Anteil der Gesundheitsausgaben am Bruttoinlandsprodukt setzt den Wert der produzierten Gesundheitsgüter und -dienstleistungen in Bezug zum Wert aller produzierten Waren und Dienstleistungen einer Berichtsperiode. Die Gesundheitsausgaben stiegen von 1992 bis 2001 nominal (in jeweiligen Preisen) – außer zwischen 1996 und 1998 sowie 1999/2000 – stärker als das Bruttoinlandsprodukt. Der Anteil der Gesundheitsausgaben am Bruttoinlandsprodukt hat sich in den Jahren 1992 bis 1996 von 10,1 auf 11,1% erhöht. Danach lag er auf etwa gleichbleibendem Niveau und betrug für das Jahr 2001 schließlich 10,9%.



Tabelle 3: Indikatoren der Gesundheitsausgaben- und Gesundheitspersonalrechnung

Jahr	Anteil der Gesundheitsausgaben am Bruttoinlandsprodukt	Gesundheitsausgaben je Einwohner	Anteil der Beschäftigten im Gesundheitswesen an allen Beschäftigten
	%	EUR	%
1992	10,1	2 020	–
1993	10,2	2 070	–
1994	10,4	2 210	–
1995	10,8	2 380	–
1996	11,1	2 480	–
1997	10,9	2 480	10,7
1998	10,8	2 540	10,5
1999	10,8	2 610	10,3
2000	10,8	2 660	10,2
2001	10,9	2 740	10,3

Im Jahr 2001 wurden in Deutschland 2 740 Euro je Einwohner für Gesundheitsausgaben aufgewendet. Während die Pro-Kopf-Ausgaben 1992 noch bei 2 020 Euro lagen, sind sie danach stetig gestiegen. In der zweiten Hälfte der betrachteten Zeitperiode wuchsen sie jedoch deutlich schwächer als in der ersten Hälfte.

Die Differenz zwischen dem prozentualen Anstieg der gesamten Gesundheitsausgaben (+ 38,5%) und dem der Gesundheitsausgaben je Einwohner (+ 35,4%) für die Jahre 1992 bis 2001 spiegelt den Einfluss des Bevölkerungswachstums auf die Ausgabenentwicklung wider. Ein – wenn auch geringer – Teil des Ausgabenanstiegs ist also allein auf den Bevölkerungszuwachs zurückzuführen.

Im Jahr 2001 lag der Anteil des Gesundheitspersonals an allen Beschäftigten bei 10,3%. Somit war gut jeder zehnte Beschäftigte im Gesundheitswesen tätig. 1997 lag die Quote bei 10,7%. In den folgenden Jahren war sie rückläufig, bis sie im Jahr 2000 mit 10,2% einen Tiefpunkt erreichte. 2001 stieg sie wieder leicht um 0,1 Prozentpunkte auf den Wert des Jahres 1999. Diese Entwicklung ist mit derjenigen der Beschäftigten im Gesundheitssektor vergleichbar. [u](#)



Dipl.-Volkswirt Christopher Gräß

# Umsätze und ihre Besteuerung 2001

*Die Auswertung der Umsatzsteuer-Voranmeldungen der Unternehmen liefert der amtlichen Statistik Informationen über die Entstehung der Umsatzsteuer, über die steuerpflichtigen Unternehmen und deren Umsätze sowie über die innergemeinschaftlichen Erwerbe (Einfuhren aus anderen Mitgliedstaaten der EU). Die Umsatzsteuer-Voranmeldungen werden dementsprechend zurzeit von der amtlichen Statistik in der Umsatzsteuerstatistik, im Unternehmensregister<sup>1)</sup> und in der Intrahandelsstatistik<sup>2)</sup> gemäß den entsprechenden gesetzlichen Grundlagen genutzt. Daneben ist vorgesehen, die Eignung der Umsatzsteuer-Voranmeldungen für weitere statistische Zwecke – insbesondere für konjunkturstatistische Auswertungen – zu testen.<sup>3)</sup> Im Folgenden werden Ergebnisse der Umsatzsteuerstatistik 2001 dargestellt.*

Die Umsatzsteuerstatistik<sup>4)</sup> stellt jährlich Informationen über Unternehmen und deren Umsätze zur Verfügung, die in dieser Vollständigkeit in keiner anderen Bundesstatistik enthalten sind. Sie liefert regelmäßig Informationen über fast alle Wirtschaftszweige. Sie ist auch Datenbasis für die Berechnung der Wertschöpfung im Rahmen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen. Hierbei spielen insbesondere Angaben über die steuerpflichtigen Unternehmen (Wirtschaftszweig, Rechtsform usw.) eine wichtige Rolle. Daneben enthält die Statistik wichtige Angaben

über die Bezugsgrößen der Umsatzsteuer (Lieferungen und Leistungen, innergemeinschaftliche Erwerbe, Vorsteuern usw.).

Die Umsatzsteuerstatistik basiert auf den Umsatzsteuer-Voranmeldungen der Unternehmen. Zu monatlichen und vierteljährlichen Voranmeldungen sind diejenigen Unternehmer verpflichtet, deren Steuer für das vorangegangene Kalenderjahr 511 Euro (1 000 DM)<sup>5)</sup> überstiegen hat. Die Umsatzsteuer wird von solchen Unternehmen nicht erhoben, deren Umsatz zuzüglich der darauf entfallenden Umsatzsteuer im vorangegangenen Kalenderjahr 16 617 Euro (32 500 DM) nicht überstiegen hat und im laufenden Kalenderjahr 51 129 Euro (100 000 DM)<sup>6)</sup> voraussichtlich nicht übersteigen wird. In der Umsatzsteuerstatistik wurden diese Regelungen so umgesetzt, dass alle Unternehmen in die Umsatzsteuerstatistik einbezogen werden, die Umsatzsteuer-Voranmeldungen abgegeben haben und deren Umsatz (Lieferungen und Leistungen) im Jahr 2001 mindestens 16 617 Euro (32 500 DM) betragen hat. Nicht erfasst werden Unternehmen, die nahezu ausschließlich steuerfreie Umsätze tätigen bzw. bei denen keine Steuerzahllast entsteht (z. B. niedergelassene Ärzte und Zahnärzte ohne Labor, Behörden, Versicherungsvertreter, landwirtschaftliche Unternehmen). In den Umsatzsteuer-Voranmeldungen sind die Lieferungen und Leistungen der meldenden Unternehmen ausgewiesen.

1) Siehe Hagenkötter, S.: „Nutzung von Verwaltungsdateien zum Aufbau des Unternehmensregisters“ in WiSta 12/1999, S. 942 ff.

2) Siehe Mai, H.: „Ein Jahr Intrahandelsstatistik – Ein Rückblick“ in WiSta 2/1994, S. 109 ff.

3) Siehe Entwurf eines Gesetzes über die Verwendung von Verwaltungsdaten für Zwecke der Wirtschaftsstatistiken (Verwaltungsdatenverwendungsgesetz – VwDVG), Bundestagsdrucksache 15/520.

4) Gesetz über Steuerstatistiken vom 11. Oktober 1995 (BGBl. I S. 1250), zuletzt geändert durch Artikel 18 des Gesetzes vom 26. Juni 2001 (BGBl. I S. 1310).

5) Siehe §18 Abs. 2 Umsatzsteuergesetz (UStG) vom 9. Juni 1999 (BGBl. I S. 1270). Alle Grenzen gelten für das Berichtsjahr 2001.

6) Siehe §19 Abs. 1 UStG.

Diese umfassen sowohl die steuerpflichtigen als auch die steuerfreien Umsätze.

Im Folgenden werden ausgewählte Ergebnisse der Umsatzsteuerstatistik 2001 im Vergleich zu vorangegangenen Erhebungen dargestellt.

### Bedeutung der Umsatzsteuer

Das kassenmäßige Aufkommen aus der Umsatzsteuer (ohne Einfuhrumsatzsteuer) betrug 2001 104 Mrd. Euro und aus der Einfuhrumsatzsteuer 34 Mrd. Euro. Das Umsatzsteuersystem trug damit 29% zum gesamten Steueraufkommen bei. Die von den Unternehmen an die Finanzämter abzuführenden Umsatzsteuer-Vorauszahlungen, die methodisch bedingt vom kassenmäßigen Steueraufkommen abweichen, beliefen sich 2001 auf 107 Mrd. Euro.

Im Jahr 2001 haben 2,9 Mill. Unternehmen in Deutschland Umsatzsteuer-Voranmeldungen abgegeben und dabei Lieferungen und Leistungen (Umsätze) in Höhe von 4 273 Mrd. Euro gemeldet.

Die Zahl der Steuerpflichtigen ist gegenüber 2000 um 12 000 oder 0,4% gestiegen und der Umfang der Lieferungen und Leistungen um 2,9%. Die mit dem normalen Steuersatz besteuerten Umsätze stiegen gegenüber dem Vorjahr um 1,6% auf 2 989 Mrd. Euro, und die mit dem ermäßigten Steuersatz besteuerten Umsätze um 4,3% auf 432 Mrd. Euro. Neben den Umsätzen müssen die Unternehmen in den Umsatzsteuer-Voranmeldungen auch die innergemeinschaftlichen Erwerbe angeben, die ebenfalls der Umsatzsteuer unterliegen. Die innergemeinschaftlichen Erwerbe betragen im Berichtsjahr 305 Mrd. Euro, 3,6% mehr als im Vorjahr.

Die Umsatzsteuer für Lieferungen und Leistungen sowie für innergemeinschaftliche Erwerbe vor Abzug der Vorsteuer

Tabelle 1: Eckdaten der Umsatzsteuerstatistik

Gegenstand der Nachweisung	2000	2001	Veränderung
	Anzahl		%
Steuerpflichtige <sup>1)</sup> .....	2 909 150	2 920 983	+ 0,4
	Mill. EUR		
Lieferungen und Leistungen .....	4 152 927	4 272 885	+ 2,9
Steuerpflichtig .....	3 355 699	3 420 847	+ 1,9
darunter:			
zu 16% .....	2 942 385	2 989 184	+ 1,6
zu 7% .....	414 026	431 727	+ 4,3
Steuerfrei .....	797 229	852 038	+ 6,9
darunter:			
mit Vorsteuerabzug .....	667 903	715 428	+ 7,1
ohne Vorsteuerabzug .....	129 263	136 578	+ 5,7
Inneregemeinschaftliche Erwerbe .....	294 098	304 667	+ 3,6
Umsatzsteuer vor Abzug der Vorsteuerbeträge .....	543 462	553 228	+ 1,8
darunter:			
für Lieferungen und Leistungen .....	499 512	508 279	+ 1,8
für innergemeinschaftliche Erwerbe .....	43 941	44 940	+ 2,3
Abziehbare Vorsteuerbeträge .....	436 220	446 510	+ 2,4
Umsatzsteuer-Vorauszahlungen .....	107 489	106 869	- 0,6

1) Mit mehr als 16 617 Euro Jahresumsatz.

betrug 2001 insgesamt 553 Mrd. Euro (+1,8%). Da gleichzeitig 447 Mrd. Euro als Vorsteuern abgezogen wurden (+2,4% gegenüber 2000), gingen die Umsatzsteuer-Vorauszahlungen um 0,6% auf 107 Mrd. Euro zurück.

### Steuerpflichtige nach Wirtschaftsbereichen 2001

In der Umsatzsteuerstatistik werden die Unternehmen auf Grundlage von Informationen der Finanzverwaltungen nach Wirtschaftszweigen gegliedert. Maßgebend für die Zuordnung zu einem Wirtschaftszweig ist der Schwerpunkt der wirtschaftlichen Tätigkeit. Die meisten Steuerpflichtigen

Tabelle 2: Steuerpflichtige, Lieferanten und Leistungen nach Wirtschaftszweigen  
Ergebnisse der Umsatzsteuerstatistik

Pos.-Nr. der WZ 93 <sup>1)</sup>	Wirtschaftsgliederung	Steuerpflichtige <sup>2)</sup>			Lieferungen und Leistungen <sup>3)</sup>		
		2000	2001	Veränderung	2000	2001	Veränderung
		Anzahl		%	Anzahl		%
A - O	Wirtschaftszweige insgesamt .....	2909150	2920983	+0,4	4152927	4272885	+2,9
A, B	Land- und Forstwirtschaft, Fischerei und Fischzucht .....	65764	67068	+2,0	23316	24374	+4,5
C	Bergbau und Gewinnung von Steinen und Erden .....	3067	3048	-0,6	26601	25254	-5,1
D	Verarbeitendes Gewerbe .....	291885	289166	-0,9	1514702	1534095	+1,3
E	Energie- und Wasserversorgung .....	10035	10812	+7,7	144216	174199	+20,8
F	Baugewerbe .....	323116	321184	-0,6	218928	208144	-4,9
G	Handel; Instandhaltung und Reparatur von Kraftfahrzeugen und Gebrauchsgütern .....	731491	720832	-1,5	1328683	1351682	+1,7
H	Gastgewerbe .....	251865	248763	-1,2	53288	53760	+0,9
I	Verkehr und Nachrichtenübermittlung .....	127391	126774	-0,5	217334	237875	+9,5
J	Kredit- und Versicherungsgewerbe .....	16052	15803	-1,6	30917	32058	+3,7
K	Grundstücks- und Wohnungswesen, Vermietung beweglicher Sachen usw. ....	760671	779411	+2,5	458162	488758	+6,7
L, M	Öffentliche Verwaltung, Verteidigung, Sozialversicherung, Erziehung und Unterricht .....	28325	28985	+2,3	9261	8376	-9,6
N	Gesundheits-, Veterinär- und Sozialwesen .....	34576	37177	+7,5	33986	38091	+12,1
O	Erbringung von sonstigen öffentlichen und persönlichen Dienstleistungen .....	264912	271960	+2,7	93532	96219	+2,9

1) Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 1993 (WZ 93) . - 2) Mit mehr als 16 617 Euro Jahresumsatz. - 3) Umsätze der Unternehmen. - Ohne Umsatzsteuer.

(779 000 Unternehmen) waren 2001 dem Bereich „Grundstücks- und Wohnungswesen, Vermietung beweglicher Sachen, Erbringung von Dienstleistungen überwiegend für Unternehmen“ zugeordnet (26,7% der Steuerpflichtigen). An zweiter Stelle folgten die Unternehmen aus dem Bereich „Handel, Instandhaltung und Reparatur von Kraftfahrzeugen und Gebrauchsgütern“ mit 721 000 Unternehmen. Das entsprach einem Anteil von 24,7% aller Steuerpflichtigen. Betrachtet man die Umsätze, so lag das Verarbeitende Gewerbe mit 1 534 Mrd. Euro vor dem Bereich „Handel, Instandhaltung und Reparatur von Kraftfahrzeugen und Gebrauchsgütern“ mit 1 352 Mrd. Euro.

Gegenüber dem Jahr 2000 sank die Zahl der steuerpflichtigen Unternehmen insbesondere im Handel (- 10 700 Unternehmen), Gastgewerbe (- 3 100 Unternehmen) und Baugewerbe (- 1 900 Unternehmen). Das Baugewerbe hatte mit einem Umsatzrückgang von 10,8 Mrd. Euro auch die deutlichsten Einbußen beim Umsatz, während im Handel die Umsätze um 23 Mrd. Euro zunahmen und im Gastgewerbe

sich die Umsätze nur geringfügig um 0,5 Mrd. Euro erhöhten. Mehr Unternehmen gab es insbesondere in den Dienstleistungsbereichen „Grundstücks- und Wohnungswesen, Vermietung beweglicher Sachen, Erbringung von Dienstleistungen überwiegend für Unternehmen“ (+ 18 700 Unternehmen, + 30,6 Mrd. Euro beim Umsatz) und „Erbringung von sonstigen öffentlichen und persönlichen Dienstleistungen“ (+ 7 000 Unternehmen, + 2,7 Mrd. Euro beim Umsatz).

### Steuerpflichtige nach Rechtsformen

Von den 2,9 Mill. Steuerpflichtigen waren 69,9% Einzelunternehmen, die 11,9% aller Lieferungen und Leistungen erbrachten. 451 000 oder 15,4% der Unternehmen wurden in der Rechtsform einer Gesellschaft mit beschränkter Haftung (GmbH) betrieben, diese meldeten 33,8% aller Lieferungen und Leistungen. Nur 0,2% der umsatzsteuerpflichtigen Unternehmen wurden als Aktiengesellschaften geführt, auf sie entfielen allerdings 19,5% aller Umsätze. Die Zahl

Schaubild 1

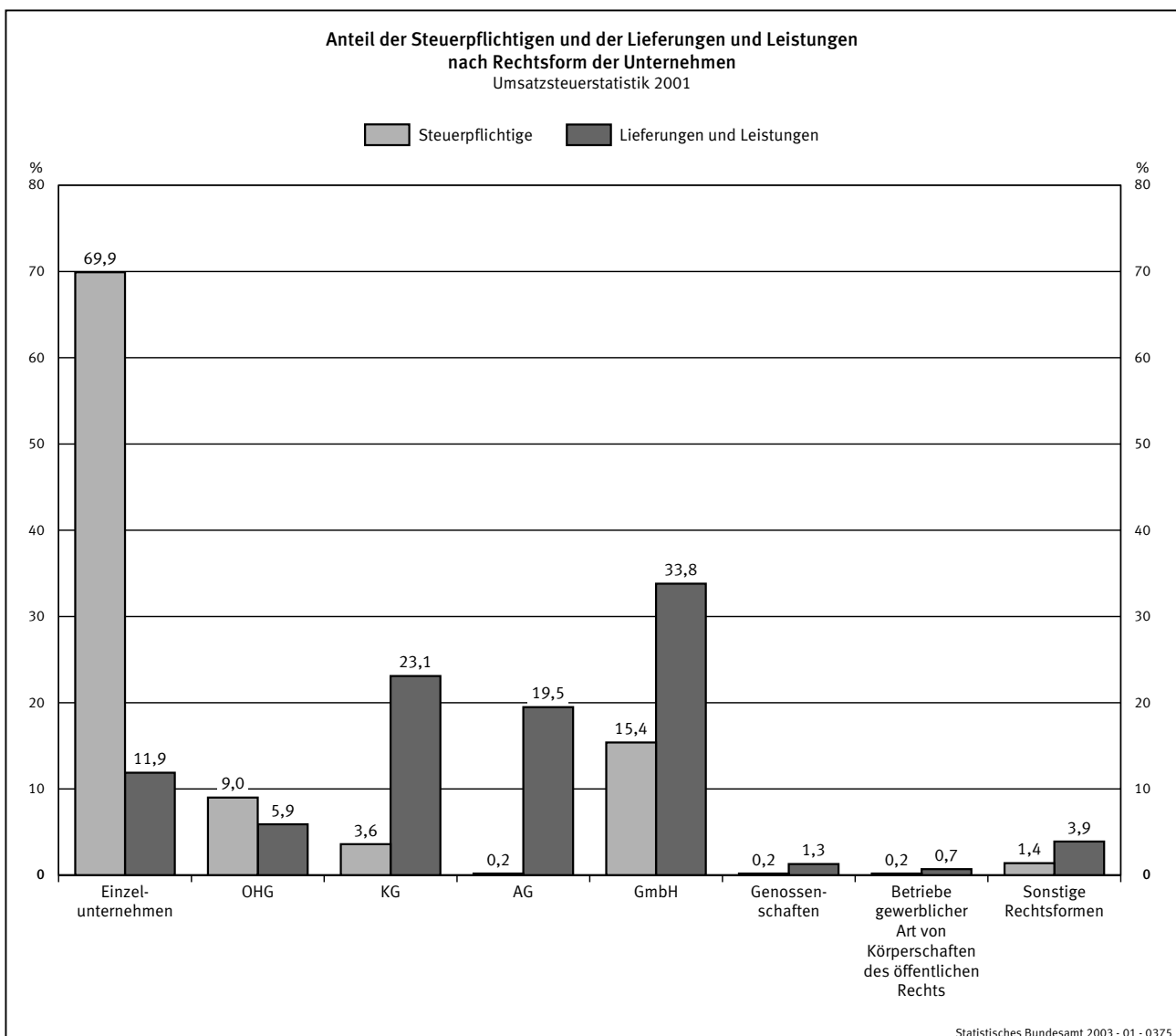


Tabelle 3: Steuerpflichtige, Lieferungen und Leistungen nach Größenklassen  
Ergebnisse der Umsatzsteuerstatistik

Größenklassen der Lieferungen und Leistungen von ... bis unter ... EUR	Steuerpflichtige <sup>1)</sup>			Lieferungen und Leistungen <sup>2)</sup>		
	2000	2001	Veränderung	2000	2001	Veränderung
	Anzahl		%	Mill. EUR		%
16 617 – 50 000 .....	773 816	780 163	+0,8	24 278	24 461	+0,8
50 000 – 100 000 .....	568 174	571 378	+0,6	40 959	41 164	+0,5
100 000 – 250 000 .....	662 980	667 574	+0,7	105 968	106 654	+0,6
250 000 – 500 000 .....	357 108	356 059	-0,3	126 237	125 776	-0,4
500 000 – 1 Mill. ....	238 229	237 048	-0,5	167 420	166 589	-0,5
1 Mill. – 2 Mill. ....	143 908	143 501	-0,3	200 770	200 355	-0,2
2 Mill. – 5 Mill. ....	93 323	93 404	+0,1	286 776	287 538	+0,3
5 Mill. – 10 Mill. ....	34 524	34 317	-0,6	240 764	239 317	-0,6
10 Mill. – 25 Mill. ....	21 591	21 705	+0,5	331 512	333 026	+0,5
25 Mill. – 50 Mill. ....	7 786	7 818	+0,4	270 984	272 288	+0,5
50 Mill. – 100 Mill. ....	3 874	4 013	+3,6	268 392	277 936	+3,6
100 Mill. – 250 Mill. ....	2 352	2 420	+2,9	359 880	368 862	+2,5
250 Mill. und mehr .....	1 485	1 583	+6,6	1 728 987	1 828 919	+5,8
Insgesamt ...	2 909 150	2 920 983	+0,4	4 152 927	4 272 885	+2,9

1) Mit mehr als 16 617 Euro Jahresumsatz. – 2) Umsätze der Unternehmen. – Ohne Umsatzsteuer.

der in der Umsatzsteuerstatistik nachgewiesenen Aktiengesellschaften hat sich gegenüber dem Vorjahr prozentual deutlich um 24,1% auf 6 900 erhöht, allerdings sanken deren Umsätze um 1,2% auf 832 Mrd. Euro.

### Steuerpflichtige nach Umsatzgrößenklassen

2001 erbrachten 69,1% aller durch die Umsatzsteuerstatistik erfassten Unternehmen in Deutschland Lieferungen und Leistungen unter 250 000 Euro; ihr Anteil am Gesamtvolumen der Lieferungen und Leistungen betrug nur 4,0%. Umgekehrt konzentrierten die Unternehmen mit Lieferungen und Leistungen über 50 Mill. Euro, die zahlenmäßig nur 0,3% aller Steuerpflichtigen ausmachten, 57,9% aller Lieferungen und Leistungen auf sich.

Gegenüber dem Vorjahr gestiegen ist sowohl die Zahl der Unternehmen mit weniger als 250 000 Euro Jahresumsatz (+ 14 000 Unternehmen) als auch die der Unternehmen mit mehr als 10 Mill. Euro Jahresumsatz (+ 450), während in den dazwischen liegenden Größenklassen die Zahl eher gesunken ist (insgesamt um - 2 800).

### Gründungen und Auflösungen

Im Rahmen des Umsatzsteuer-Voranmeldungsverfahrens lassen sich jene Steuerpflichtigen getrennt nachweisen, deren Steuerpflicht im Berichtsjahr begann oder endete. Hierbei handelt es sich im Wesentlichen um Unternehmen, die im Berichtsjahr gegründet oder aufgelöst wurden. Voraussetzung für den Nachweis in der Umsatzsteuerstatistik ist – wie erwähnt –, dass sie im Berichtsjahr Lieferungen und Leistungen von mindestens 16 617 Euro hatten. Daneben sind auch Fälle enthalten, bei denen durch Änderungen im steuerlichen Bereich Unternehmen als statistische Zu- und Abgänge erscheinen oder bei denen sich die Unternehmeridentität geändert hat. Auf der anderen Seite werden

jene Unternehmen nicht als Gründungen nachgewiesen, die zwar im Berichtsjahr erstmals in das Umsatzsteuer-Voranmeldungsverfahren einbezogen, aber vor dem Berichtsjahr gegründet wurden. Bei den Auflösungen werden Unternehmen nicht nachgewiesen, die zwar im Berichtsjahr ihre Tätigkeit eingestellt haben, deren Steuerpflicht aber noch nicht geendet hat. Trotz dieser Einschränkungen lassen sich aus den Daten Schwerpunkte und Tendenzen ablesen.

2001 wurden in der Umsatzsteuerstatistik 151 000 Unternehmensgründungen<sup>7)</sup> registriert, deutlich weniger als im Vorjahr (- 4,8%). Gleichzeitig registrierten die Finanzverwaltungen 2001 bei den Umsatzsteuer-Voranmeldungen 119 000 Unternehmensauflösungen, 2,6% mehr als 2000.

Tabelle 4: Unternehmensgründungen und Auflösungen<sup>1)</sup> in der Umsatzsteuerstatistik

Jahr — Wirtschaftsgliederung <sup>2)</sup>	Gründungen	Auflösungen
2000 .....	158 745	115 669
2001 .....	151 128	118 708
Land- und Forstwirtschaft, Fischerei und Fischzucht .....	2 894	1 793
Bergbau und Gewinnung von Steinen und Erden .....	139	94
Verarbeitendes Gewerbe .....	12 656	11 284
Energie- und Wasserversorgung .....	384	132
Baugewerbe .....	20 295	14 750
Handel; Instandhaltung und Reparatur von Kfz und Gebrauchsgütern .....	36 749	34 348
Gastgewerbe .....	19 914	17 573
Verkehr und Nachrichtenübermittlung ..	6 673	6 597
Kredit- und Versicherungsgewerbe .....	499	598
Grundstücks-, Wohnungswesen, Vermietung beweglicher Sachen usw. .	34 080	21 268
Öffentliche Verwaltung, Verteidigung, Sozialversicherung, Erziehung und Unterricht .....	1 028	773
Gesundheits-, Veterinär- und Sozialwesen .....	2 346	818
Erbringung sonstiger öffentlicher und persönlicher Dienstleistungen .....	13 471	8 680

1) Mit mehr als 16 617 Euro Jahresumsatz. – 2) Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 1993 (WZ 93).

7) Nicht berücksichtigt werden im Folgenden Unternehmen, deren Steuerpflicht im Berichtsjahr begann und bereits im selben Jahr wieder endete.

Bezogen auf die Gesamtzahl der steuerpflichtigen Unternehmen wurden 2001 im Durchschnitt 5,2% als Gründungen und 4,1% als Auflösungen klassifiziert. Diese Anteile waren im Gastgewerbe mit 8,0% (Gründungen) und 7,1% (Auflösungen) am höchsten. Im Baugewerbe wurden 6,3% der Unternehmen als Neugründung und 4,6% als Auflösung gemeldet. Besonders geringe Anteile von Neugründungen und Auflösungen hatten 2001 die Energie- und Wasserversorgungsunternehmen mit 3,6% Neugründungen und 1,2% Auflösungen.

### Starker Zuwachs von Unternehmen des Informations- und Kommunikationssektors in der Umsatzsteuerstatistik seit 1994

Im Folgenden wird die Entwicklung der Ergebnisse der Umsatzsteuerstatistik 2001<sup>8)</sup> speziell für die Unternehmen des Informations- und Kommunikationssektors (IuK-Sektors)<sup>9)</sup> im Vergleich zu 1994<sup>10)</sup> dargestellt.

Im Jahr 2001 hatten von den 2,9 Mill. steuerpflichtigen Unternehmen 250 000 (d. h. jedes Zwölfte) ihren wirtschaftlichen Schwerpunkt im IuK-Sektor. Seit 1994 hat ihre Zahl damit um fast 30% zugenommen, während die Zahl aller Unternehmen in den sechs Jahren lediglich um 9,4% stieg (siehe Schaubild 2).

Eine Differenzierung in die Bereiche moderner und klassischer IuK-Sektor<sup>11)</sup> ergibt: Die überdurchschnittliche Zunahme der Zahl der Unternehmen der Informations- und Kommunikationsbranche war im modernen IuK-Bereich (beispielsweise Softwarehäuser, Herstellung von Datenverarbeitungsgeräten und Einzelhandel mit Computern) mit 56% zwischen 1994 und 2001 besonders ausgeprägt. Der klassische IuK-Bereich (beispielsweise Werbung, Schreib- und Übersetzungsbüros, Druckereien und Verlage) entwickelte sich hingegen weniger expansiv, die Zunahme der Zahl der Unternehmen war hier mit 20% immer noch erheblich höher als für alle Wirtschaftszweige insgesamt.

Noch stärker als die Zahl der Unternehmen im IuK-Bereich ist deren Umsatz gestiegen. 1994 hatten die Unternehmen des IuK-Bereichs laut Umsatzsteuerstatistik einen Umsatz von 293 Mrd. Euro. Im Jahr 2001 waren es bereits 533 Mrd. Euro. Dies entspricht einer Zunahme über den gesamten Zeitraum von 81,6%, wogegen die steuerpflichtigen Unternehmen aller Branchen ihren Umsatz nur um 27,8% steigern konnten. Im modernen IuK-Bereich war das Wachstum des Umsatzes zwischen 1994 und 2001 mit 171% besonders stark ausgeprägt.

Das Jahr 2001 zeigt einen Bruch in der bisherigen expansiven Entwicklung des IuK-Sektors. Während die Zahl der Unternehmen noch einmal um 2,0% stieg, blieb der Umsatz mit einem Plus von 0,3% deutlich hinter der Gesamtentwicklung zurück (siehe Schaubild 3). Umsatzrückgänge verzeichnet die Umsatzsteuerstatistik im IuK-Bereich insbeson-

Schaubild 2

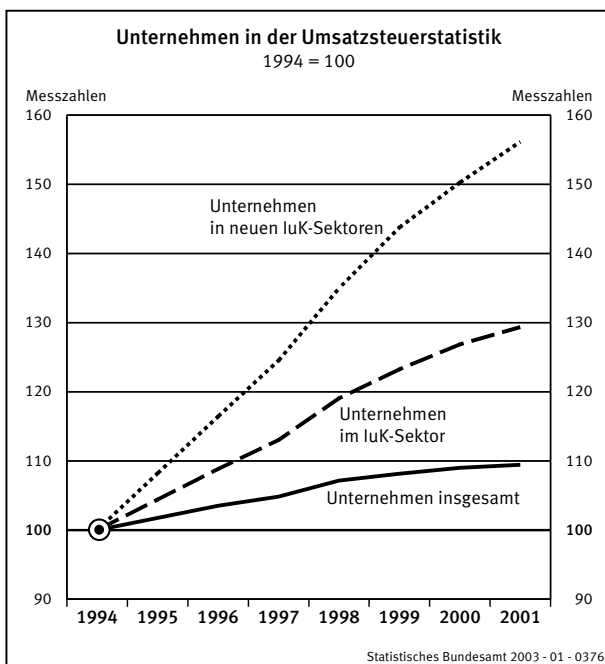
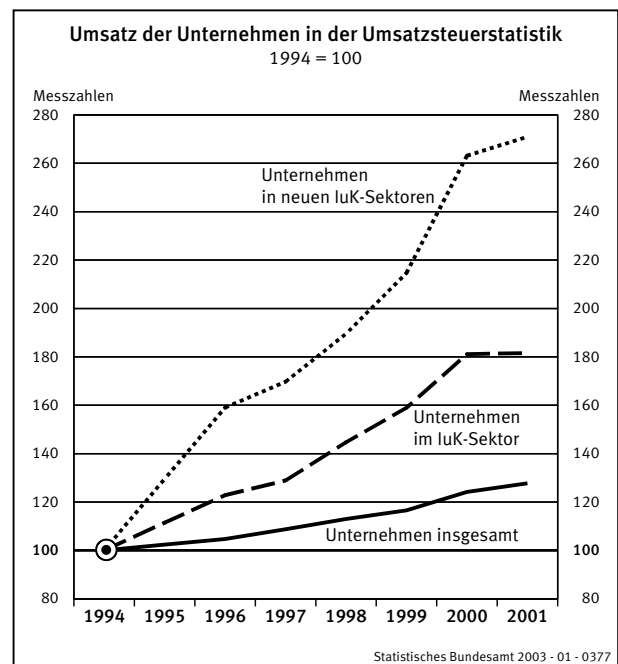


Schaubild 3



8) In Anlehnung an den Beitrag von Gräb, C.: „Unternehmen des IuK-Sektors in der Umsatzsteuerstatistik“ in „Im Blickpunkt: Informationsgesellschaft“, Hrsg. Statistisches Bundesamt, 2002, S. 26 ff.

9) Zur Abgrenzung des IuK-Sektors siehe Greulich, M.: „Die Informationsgesellschaft im Spiegel der amtlichen Statistik; Klassifikatorische Abgrenzung“ in „Im Blickpunkt: Informationsgesellschaft“, Hrsg. Statistisches Bundesamt, 2002, S. 11 ff.

10) Die Daten für 1994 wurden aus Gründen der Vergleichbarkeit der ab 1996 geltenden neuen Erfassungsgrenze (über 16 617 Euro) angepasst. 1995 wurde keine Erhebung durchgeführt.

11) Zur Abgrenzung siehe Greulich, M., a. a. O.

Tabelle 5: Der IuK-Sektor<sup>1)</sup> in der Umsatzsteuerstatistik

Wirtschaftszweig	1994	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Steuerpflichtige Unternehmen <sup>2)</sup>							
Wirtschaftszweige insgesamt .....	2668856	2762925	2797759	2859983	2886268	2909150	2920983
dar.: IuK-Sektoren .....	192885	209947	218022	229632	237713	244695	249493
darunter:							
im Verarbeitenden Gewerbe .....	31786	33343	33710	34518	34953	35363	35353
im Verlagsgewerbe .....	5780	6043	6095	6316	6396	6462	6404
Druckereien .....	14171	13698	13445	13302	13042	12795	12443
Vervielfältigung von bespielten Datenträgern .....	29	76	110	138	207	245	270
Herstellung von unbespielten Ton-, Bild- und Datenträgern .....	35	114	128	122	139	157	191
Herstellung von Datenverarbeitungsgeräten und -einrichtungen .....	2357	3378	3691	4007	4343	4539	4678
Herstellung von elektronischen Bauelementen .....	1593	2039	2201	2341	2449	2549	2597
Herstellung von industriellen Prozess- steuerungsanlagen .....	356	509	570	640	682	718	727
im Handel .....	62673	64031	64861	66113	66621	66700	66192
Großhandel mit Büromaschinen und -einrichtungen .....	5570	5026	4819	4737	4623	4526	4411
Einzelhandel mit feinmechanischen und optischen Erzeugnissen, Computern u. Ä. ....	13026	16997	18620	20503	21840	22637	23105
im Bereich Erbringung von Dienstleistungen überwiegend für Unternehmen .....	80821	91091	96108	102973	108390	113422	117558
Videotheken .....	1133	1398	1533	1582	1587	1591	1635
Datenverarbeitung und Datenbanken .....	27313	33914	37495	42175	46544	49730	53271
Softwarehäuser .....	5357	10661	13101	16298	19353	21482	23965
Datenverarbeitungsdienste .....	19855	17679	17231	17182	17154	17015	17009
Werbung .....	32584	34223	34674	35763	36689	37713	37854
Schreib- und Übersetzungsbüros .....	11369	12811	13568	14444	14408	15028	15460
Sonstige Bereiche							
Private Kurierdienste .....	1698	3651	4553	5530	6130	6777	7309
Korrespondenz-, Nachrichtenbüros, selbstständige Journalisten .....	7887	9537	10212	11383	12096	12441	12801
Nachrichtlich:							
klassische IuK-Sektoren .....	94282	100895	103664	107897	109978	112467	113370
moderne IuK-Sektoren .....	73745	85865	91838	99520	106010	110809	115155
Lieferungen und Leistungen <sup>3)</sup>							
Mrd. EUR							
Wirtschaftszweige insgesamt .....	3344,5	3503,5	3637,9	3779,2	3897,3	4152,9	4272,9
dar.: IuK-Sektoren .....	293,5	360,6	378,4	424,6	466,6	531,6	533,0
darunter:							
im Verarbeitenden Gewerbe .....	101,4	117,0	124,8	127,1	145,1	172,7	162,3
im Verlagsgewerbe .....	25,4	30,9	32,1	31,4	34,9	36,7	35,8
Druckereien .....	21,3	21,9	21,7	22,1	23,2	22,9	22,4
Vervielfältigung von bespielten Datenträgern .....	0,1	0,2	0,1	0,1	0,1	0,2	0,2
Herstellung von unbespielten Ton-, Bild- und Datenträgern .....	0,1	0,1	0,6	0,5	0,6	0,8	0,8
Herstellung von Datenverarbeitungsgeräten und -einrichtungen .....	11,4	11,7	12,6	14,9	21,8	26,9	24,0
Herstellung von elektronischen Bauelementen .....	12,8	15,8	18,9	20,5	22,9	33,3	28,2
Herstellung von industriellen Prozess- steuerungsanlagen .....	0,7	1,2	1,4	1,1	1,1	1,3	1,4
im Handel .....	132,8	149,1	150,5	161,0	172,4	193,8	191,3
Großhandel mit Büromaschinen und -einrichtungen .....	19,5	25,4	26,9	30,2	37,5	43,9	44,2
Einzelhandel mit feinmechanischen und optischen Erzeugnissen, Computern u. Ä. ....	7,2	15,8	10,5	12,4	15,7	17,7	17,5
im Bereich Erbringung von Dienstleistungen überwiegend für Unternehmen .....	41,5	47,0	51,9	59,7	65,7	73,9	79,7
Videotheken .....	0,3	0,3	0,3	0,4	0,4	0,4	0,5
Datenverarbeitung und Datenbanken .....	16,8	21,4	25,0	32,2	34,3	39,7	47,2
Softwarehäuser .....	3,5	6,0	7,4	10,7	13,7	17,7	22,5
Datenverarbeitungsdienste .....	11,1	12,0	13,4	16,2	13,9	14,5	15,6
Werbung .....	19,2	20,4	21,5	21,7	25,3	27,6	25,9
Schreib- und Übersetzungsbüros .....	1,0	1,0	1,0	1,1	1,2	1,4	1,4
Sonstige Bereiche							
Private Kurierdienste .....	6,6	1,8	2,1	22,4	24,9	22,9	23,5
Korrespondenz-, Nachrichtenbüros, selbstständige Journalisten .....	1,1	1,3	1,4	1,5	1,6	1,7	1,7
Nachrichtlich:							
klassische IuK-Sektoren .....	112,4	116,6	121,1	142,7	154,1	156,7	153,5
moderne IuK-Sektoren .....	91,6	145,7	155,5	173,6	196,7	241,0	248,2

1) Informations- und Kommunikationssektor. – 2) Mit mehr als 16 617 Euro Jahresumsatz. – 3) Umsätze der Unternehmen. – Ohne Umsatzsteuer.



dere bei der Herstellung von Datenverarbeitungsgeräten, von isolierten Elektrokabeln, -leitungen und -drähten und von elektronischen Bauelementen. Auch der Großhandel mit elektronischen Haushalts-, Rundfunk- und Fernsehgeräten hatte starke Umsatzrückgänge zu verzeichnen. Ein deutliches Umsatzwachstum gab es in den Bereichen Fernmelde-dienste und bei den Softwarehäusern. [u](#)

Dr. Stefan Linz, Dipl.-Kauffrau Verena Dexheimer, Dipl.-Betriebswirt (FH) Alfons Kathe

# Hedonische Preismessung bei Gebrauchtwagen

Seit Mai 2003 wird nun auch beim Verbraucherpreisindex für Gebrauchtwagen die so genannte hedonische Preismessung eingesetzt. Die hedonische Methode ist ein spezielles Verfahren der Qualitätsbereinigung, bei dem mit Hilfe der Regressionsanalyse der Einfluss von Produktmerkmalen auf den Verkaufspreis ermittelt wird. Dadurch lassen sich diejenigen Preisänderungen, die auf qualitativen Veränderungen bestimmter Eigenschaften beruhen, von den „reinen“ Preisänderungen rechnerisch trennen und eliminieren. Im folgenden Aufsatz wird die Methodik des hedonischen Gebrauchtwagenindex beschrieben.

## 1 Prinzip und Anwendung der hedonischen Preismessung

### 1.1 Hedonische Preismessung

Die amtliche Preisstatistik soll die so genannte „reine“ Preisänderung unbeeinflusst von Änderungen der Verbrauchsgewohnheiten, Güterarten oder Güterqualitäten messen. Das entspricht im Grundsatz dem Laspeyres-Prinzip, bei dem ein Warenkorb mit bestimmten Gütern festgelegt und über einen definierten Zeitraum nach Möglichkeit konstant gehalten wird.<sup>1)</sup>

Insbesondere können die Preise eines Gutes aus zwei Perioden nur dann aussagekräftig miteinander verglichen werden, wenn die Qualität des Gutes konstant bleibt. Ist dies nicht gegeben – zum Beispiel aufgrund des technischen Fortschritts –, so wird in der Regel eine Qualitätsbereinigung vorgenommen. Diese zielt darauf ab, den Geldwert der veränderten Güterqualität beim Preisvergleich zu berücksichtigen.<sup>2)</sup>

Hedonische Methoden sind spezielle Verfahren der Qualitätsbereinigung. Sie ermitteln mit Hilfe der Regressionsanalyse den Einfluss von Produktmerkmalen auf den Verkaufspreis. Dadurch lassen sich diejenigen Preisänderungen, die auf qualitativen Veränderungen bestimmter Eigenschaften beruhen, von den eigentlich zu messenden, „reinen“ Preisänderungen rechnerisch trennen und eliminieren.<sup>3)</sup>

### 1.2 Anwendung der hedonischen Preismessung im Statistischen Bundesamt

Im Jahr 2002 hat das Statistische Bundesamt ein umfassendes Programm zur Nutzung hedonischer Verfahren bei der Qualitätsbereinigung gestartet. Einen Überblick über die Programmschritte gibt die Übersicht 1.

1) Siehe hierzu auch Kunz, D.: „Ausgewählte methodische und praktische Probleme des zeitlichen Preisvergleichs“ in Allgemeines Statistisches Archiv, Bd. 55, Heft 1/1971, S. 23 ff.

2) Zu den Qualitätsbereinigungsverfahren siehe Szenzenstein, J.: „Preisindizes für industrielle Güter in der amtlichen Statistik“ in Harhoff, D./Müller, M. (Hrsg.): „Preismessung und technischer Fortschritt“, ZEW-Wirtschaftsanalysen, Baden-Baden 1995, S. 11 ff.

3) Zur hedonischen Preismessung siehe z. B. Griliches, Z.: „Price Indexes and Quality Change, Studies in New Methods of Measurement“, edited by Zvi Griliches for the Price Statistics Committee Federal Reserve Board, Cambridge, Massachusetts 1971; Harhoff, D.: „Methodik und Einsatz hedonischer Preisindizes – Ein Überblick“ in Harhoff, D./Müller, M. (Hrsg.): „Preismessung und technischer Fortschritt“, ZEW-Wirtschaftsanalysen, Baden-Baden 1995; Brachinger, H. W.: „Statistical Theory of Hedonic Price Indices“, Working Paper (2002), zu finden unter: <http://www.unifr.ch/stat/en-home.php>.

Übersicht 1: Programm des Statistischen Bundesamtes zur Einführung hedonischer Methoden

Indexexposition	Projektstand
Verbraucherpreise für Personalcomputer	Hedonischer Index implementiert seit 6/2002.
Verbraucherpreise für Neuwagen	Evaluation 1/2003 abgeschlossen. Bei der laufenden Indexberechnung kein Einsatz hedonischer Methoden, da keine systematischen Abweichungen festgestellt wurden.
Verbraucherpreise für Gebrauchtwagen	Hedonischer Index implementiert seit 5/2003.
Erzeuger-, Import- und Exportpreise für EDV-Güter	in Bearbeitung
Verbraucherpreise für elektrische Haushaltsgeräte und Unterhaltungselektronik	in Bearbeitung
Verbraucherpreise für selbstgenutztes Wohneigentum	in Bearbeitung

Im ersten Schritt wird seit Juni 2002 die hedonische Methode für die laufende Berechnung der Preisentwicklung von Personalcomputern eingesetzt.<sup>4)</sup>

In einem zweiten Schritt hat das Statistische Bundesamt das bisher angewandte Qualitätsbereinigungsverfahren beim Verbraucherpreisindex für Kraftfahrzeuge evaluiert. Neben dem herkömmlichen Preisindex für Neuwagen wurde ein hedonischer Index berechnet. Die Analyse zeigte, dass bei den in Deutschland verkauften neuen Pkws die mit dem technischen Fortschritt einhergehenden Qualitätsänderungen durch das bisher angewandte Verfahren der Qualitätsbereinigung adäquat abgebildet werden. Systematische Abweichungen zwischen den Ergebnissen waren nicht zu beobachten. Das Statistische Bundesamt hat daher bei Neuwagen sein Qualitätsbereinigungsverfahren nicht auf die hedonische Methode umgestellt, sondern führt das bewährte und deutlich kostengünstigere bisherige Verfahren der so genannten „Ausstattungsbereinigung“ weiter.

Im dritten Schritt wurde ein hedonischer Preisindex für Gebrauchtwagen entwickelt. Seit Mai 2003 geht der hedonisch berechnete Gebrauchtwagenindex in den Verbraucherpreisindex ein.

Gegenwärtig in Bearbeitung befinden sich hedonische Erzeuger-, Import- und Exportpreisindizes für ausgewählte EDV-Güter sowie hedonische Indizes für die Bereiche „elektrische Haushaltsgeräte“ und „Unterhaltungselektronik“, außerdem wird ein hedonischer Index für selbstgenutztes Wohneigentum vorbereitet.

## 2 Hedonischer Verbraucherpreisindex für Gebrauchtwagen

### 2.1 Datengrundlage

Für die Berechnung eines hedonischen Preisindex werden monatlich aktuelle Informationen darüber benötigt, zu wel-

chen Preisen (Verkaufspreise), mit welcher Produktqualität (Qualitätsmerkmale) und wie häufig (Verkaufshäufigkeiten) bestimmte Güter verkauft werden. Dann kann anhand der Regressionsanalyse ein Zusammenhang zwischen den Verkaufspreisen und den Qualitätsmerkmalen der Güter hergestellt werden. Bei einer gewichteten Regression werden darüber hinaus die Verkaufshäufigkeiten der unterschiedlichen Gütervarianten berücksichtigt.

Für den hedonischen Gebrauchtwagenindex verwendet das Statistische Bundesamt Angaben der Firma DAT GmbH<sup>5)</sup> zu Verkaufspreisen und Qualitätsmerkmalen. Als Gewichtungsinformationen kommen Daten des Kraftfahrt-Bundesamtes (KBA) zum Einsatz.

Die Firma DAT GmbH erfasst monatlich die Preise von tatsächlich verkauften Gebrauchtwagen (Transaktionspreise) bei Gebrauchtwagenhändlern und Vertragshändlern von Pkw-Herstellern. Darüber hinaus werden Informationen aus Internet-Handelsportalen einbezogen, in denen Händler ihre Wagen anbieten. Insgesamt werden so monatlich 20 000 bis 25 000 Preismeldungen für das gesamte Bundesgebiet ausgewertet. Aus methodischen Gründen werden allerdings nur die Verkäufe von Fahrzeugen mit einem Alter von bis zu zehn Jahren in den Gebrauchtwagenindex einbezogen; diese decken jedoch 95% des Marktvolumens ab.

Das Kraftfahrt-Bundesamt liefert Informationen darüber, wie häufig die verschiedenen Pkw-Typen ihren Besitzer wechseln. Entsprechend dem Nettoprinzip sollen in die Verbraucherpreisstatistik nur die Verkäufe von gewerblichen Unternehmen an private Haushalte eingehen. Aus den Angaben des Kraftfahrt-Bundesamtes lässt sich nicht direkt ersehen, ob eine Besitzumschreibung auf einen privaten oder einen gewerblichen Verkauf hin erfolgt. Näherungsweise kann jedoch davon ausgegangen werden, dass es sich bei Besitzumschreibungen, denen eine Fahrzeugstilllegung voraus ging, um gewerbliche Verkäufe handelt. Als Approximation der gesuchten Verkaufshäufigkeit von Gebrauchtwagentypen wurde daher die Zahl der Besitzumschreibungen mit vorheriger Stilllegung herangezogen.

Die aus den Daten des Kraftfahrt-Bundesamtes gewonnenen Informationen zu den Verkaufshäufigkeiten beziehen sich auf so genannte Pkw-Haupttypen, das sind zum Beispiel die Modelle Opel Corsa, VW Golf, VW Polo. Die Verkaufspreise und Qualitätsmerkmale der Firma DAT GmbH gelten hingegen für jeweils bestimmte Pkw-Untertypen, also etwa den Opel Corsa City, Opel Corsa Swing usw. (siehe Schaubild 1).

Um eine eindeutige Zuordnung zu ermöglichen, wird aus den verschiedenen Untertypen jeweils der Median der Verkaufspreise berechnet und dann nur noch der Untertyp mit dem Medianpreis in die weitere Berechnung einbezogen.

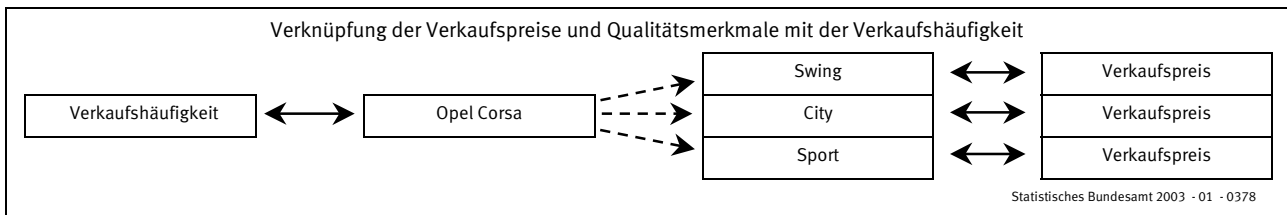
### 2.2 Methode der Indexberechnung

Bei der Berechnung hedonischer Preisindizes sind zwei Verfahren möglich, die „Zeitvariablenmethode“ oder die „Impu-

4) Siehe hierzu Linz, S./Eckert, G.: „Zur Einführung hedonischer Methoden in die Preisstatistik“ in WiSta 10/2002, S. 857 ff.

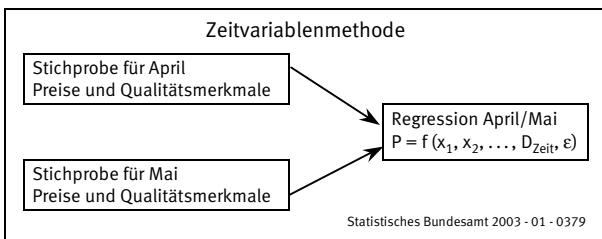
5) Deutsche Automobil Treuhand GmbH, gegründet 1931 von den Verbänden der Automobilhersteller und des Kraftfahrzeughandels.

Schaubild 1



tationsmethode“. Da bei der Zeitvariablenmethode die laufende Indexberechnung einfacher durchzuführen ist, wurde für den Gebrauchtwagenindex diese Methode eingesetzt. Für den Zeitvariablenindex werden die Preise und Qualitätsmerkmale der Fahrzeuge aus zwei aufeinanderfolgenden Monaten zusammengefasst und in eine Regressionsanalyse einbezogen. Die Vorgehensweise ist in Schaubild 2 beispielhaft für die Monate April und Mai dargestellt.

Schaubild 2



In der Regressionsgleichung wird der Preis  $p$  durch die Qualitätsmerkmale  $x_1, x_2, \dots$  des Wagens erklärt. Qualitätsmerkmale sind hier das Alter, die Kilometerleistung, der Neupreis und die Marke. Anhand der Dummyvariable  $D_{Zeit}$  (Zeitvariable) wird unterschieden, ob es sich um Daten aus dem Monat April oder Mai handelt. Dummyvariablen nehmen den Wert eins an, wenn eine bestimmte Eigenschaft zutrifft, und sind sonst gleich null. Entsprechend gilt für die Daten aus dem Monat April:  $D_{Zeit} = 0$  und für die Daten aus dem Monat Mai:  $D_{Zeit} = 1$ .

Mit der Zufallsvariablen  $\epsilon$  wird schließlich berücksichtigt, dass nicht alle Einflüsse, die den Preis eines Gebrauchtwagens bestimmen, messbar sind. Zum Beispiel kann der Zustand des Fahrzeugs hier nicht erfasst werden. Prinzipiell gilt, dass für die Qualitätsbereinigung der Preisstatistik die Güterqualität nur grob erfasst werden kann. Die Erklärung des Verkaufspreises eines Produktes durch die Qualitätsmerkmale kann im Einzelfall durchaus unzureichend sein. In die Preismessung geht jedoch monatlich eine hohe Anzahl von Produkten ein, sodass sich individuelle Abweichungen der Güterqualität ausgleichen und der generelle Trend im Hinblick auf Qualitätsänderungen dennoch adäquat erfasst wird.

Der gesuchte monatliche Preisindex ergibt sich aus dem in der Regressionsanalyse berechneten Einfluss der Zeitvariablen auf den Preis. Anhand der Regressionsgleichung kann angegeben werden, wie der Verkaufspreis theoretisch auf eine Änderung der Zeitvariablen reagiert, wenn gleichzeitig alle anderen Qualitätsvariablen konstant blieben.

Nach der beschriebenen Vorgehensweise wird dann auch für die Monate Mai/Juni, Juni/Juli usw. jeweils eine separate Regression berechnet. Der Preisindex ergibt sich aus der Aneinanderreihung der jeweiligen qualitätsbereinigten Preisänderungen gegenüber dem Vormonat.

### 2.3 Regressionsanalyse

Es wurde eine gewichtete Regression durchgeführt, wobei als Gewichte die durchschnittliche Verkaufshäufigkeit des gesamten vorigen Kalenderjahres eingesetzt wurden. Die Gewichtung auf Kalenderjahrbasis wurde gewählt, um mögliche Verzerrungen aufgrund von unterjährigen Gewichtsänderungen zu vermeiden. Für die Regressionsgleichung wurde eine logarithmische Funktionsform gewählt:

$$(1) \ln(VP) = \alpha + \beta_1 \cdot \text{Alt} + \beta_2 \cdot \text{Kil} + \beta_3 \cdot \ln(NP) + \gamma_1 \cdot D_{1 \text{ Marke}} + \dots + \gamma_{15} \cdot D_{15 \text{ Marke}} + \delta \cdot D_{\text{Zeit}} + \epsilon$$

Die Variablen sind in Übersicht 2 erläutert.

Übersicht 2: Variablen der Regressionsfunktion

Kürzel	Bezeichnung
VP	Verkaufspreis
NP	ehemaliger Neupreis
Alt	Fahrzeugalter in Monaten
Kil	Relative Kilometerzahl (geleistete Kilometer je Monat des Fahrzeugalters)
$D_{\text{Marke}}$	15 Dummyvariablen für die Herstellermarke (Audi, BMW, Mercedes Benz, VW usw.)
$D_{\text{Zeit}}$	Zeitdummyvariable
$\alpha$	Absolutglied
$\beta, \gamma, \delta$	Koeffizientenschätzer
$\epsilon$	Zufallsvariable

Der semilogarithmische Zusammenhang zwischen Verkaufspreis und Fahrzeugalter entspricht der Annahme eines konstanten prozentualen Wertverlustes der Gebrauchtwagen pro Monat des Fahrzeugalters. Dasselbe gilt für die Kilometerleistung, wobei hier eine relative Kilometerzahl (geleistete Kilometer je Monat des Fahrzeugalters) eingesetzt wurde, um die Korrelation zwischen der Zahl der gefahrenen Kilometer und dem Alter zu umgehen. Für den ehemaligen Neupreis hat sich ein doppelt-logarithmischer Zusammenhang mit dem Verkaufspreis als geeigneter erwiesen. Der Koeffizient  $\beta_3$  des Neupreises kann als partielle Elastizität interpretiert werden und gibt an, um wie viel Prozent der Gebrauchtwagenpreis (bei Konstanz der restlichen Variablen) durchschnittlich höher liegt, wenn der ehemalige Neupreis um ein Prozent steigt. Anhand der Dummyvariablen für die Herstel-

lermarken werden Niveaueffekte berücksichtigt, die sich aus der Markenwahrnehmung der Konsumenten ergeben. Handelt es sich bei einem Gebrauchtwagen zum Beispiel um einen Wagen des Herstellers BMW, so liegt der durchschnittliche Verkaufspreis um einen bestimmten Faktor höher als bei anderen Gebrauchtwagen. Die durch die Dummyvariablen gemessenen Aufschlagsfaktoren für bestimmte Herstellermarken sind dabei weitgehend unabhängig von den ehemaligen Neupreisen der Gebrauchtwagen.

Anhand der Zeitvariablen  $D_{\text{Zeit}}$  kann schließlich der qualitätsbereinigte Index bzw. die qualitätsneutrale Preisänderung gegenüber dem Vormonat berechnet werden. Bei der logarithmischen Funktionsform wird die qualitätsbereinigte prozentuale Preisänderung gegenüber dem Vormonat nach folgender Formel aus dem Koeffizienten der Zeitdummyvariablen berechnet:

$$(2) \text{Qualitätsbereinigte Preisänderung} = [\exp(\delta) - 1] \cdot 100$$

Die Schätzergebnisse für die Regression April/Mai 2003 sind in der Tabelle angegeben. Das Bestimmtheitsmaß  $R^2$  hat einen Wert von 0,96. Die Teststatistiken und Residuenplots liefern Hinweise auf das Vorliegen von Heteroskedastie. Es wurden daher zusätzlich heteroskedastie-robuste  $t$ -Werte einbezogen, die jedoch die Signifikanz der Koeffizientenschätzer bestätigen.

Die Koeffizienten aller stetigen Variablen sowie fast aller Hersteller-Dummyvariablen sind signifikant ungleich null. Die Regressionsergebnisse sind weitgehend stabil, ähnliche Werte wurden auch für die früheren Perioden des Untersuchungszeitraums August 1997 bis Mai 2003 festgestellt.

Bei den Parameterschätzwerten der Hersteller-Dummyvariablen sind jedoch Schwankungen über die Zeit hinweg festzustellen.

Der Parameterschätzer für die Altersvariable von  $\beta_1 = -0,01381$  gibt den durchschnittlichen monatlichen Wertverlust an; hochgerechnet entspricht dies einer mittleren Wertminderung von etwa 15% pro Jahr. Der Einfluss der Kilometerleistung auf den Verkaufspreis ist wesentlich geringer und beträgt nur etwa 0,1% je durchschnittlicher Jahreskilometerleistung. Weiterhin zeigt sich ein enger Zusammenhang zwischen den ehemaligen Neuwagenpreisen und dem Verkaufspreis: Ein um ein Prozent teurerer Neuwagen wird – im Vergleich zu anderen Wagen mit denselben Ausprägungen bei Alter, Kilometerleistung und Marke – später zu einem um 0,915% höheren Gebrauchtwagenpreis abgesetzt.

Der Zusammenhang zwischen ehemaligem Neupreis und Verkaufspreis nimmt erwartungsgemäß mit zunehmendem Alter des Gebrauchtwagens ab. Je älter ein Wagen ist, desto wichtiger werden andere Faktoren, wie der allgemeine Zustand des Wagens, bestimmte Fahrzeugmängel usw. Da diese Faktoren kaum messbar sind, wurden Fahrzeuge, die älter als zehn Jahre sind, aus der Indexberechnung ausgeschlossen. Die Daten zeigen, dass durch den Ausschluss der älteren Fahrzeuge die Repräsentativität des Index kaum eingeschränkt wird, da immer noch 95% der gewerblichen Umsätze mit Gebrauchtwagen abgedeckt sind. Der Verkauf von älteren Fahrzeugen hat im gewerblichen Bereich eine relativ geringe Bedeutung. Durch die Beschränkung auf neuere Fahrzeuge konnte aber die Genauigkeit des Gebrauchtwagenindex deutlich erhöht werden, da sich die Verkaufs-

Regressionsergebnisse April/Mai 2003  
 $R^2 = 0,96$

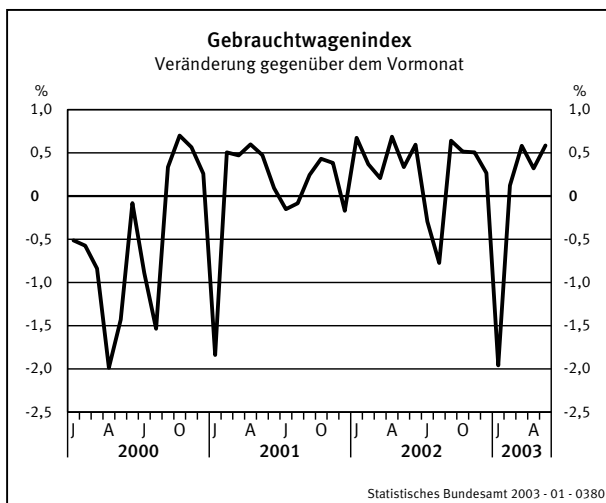
Variable	Parameterschätzer	Standardfehler	t-Wert	P-Value	Robuste t-Werte	VIF
Absolutglied .....	$\alpha = 0,9538$	0,00355	268,36	<,0001	168,25	0,0000
Alter .....	$\beta_1 = -0,01381$	0,00000273	-5050,2	<,0001	-4013,79	1,1938
Relative Kilometer ..	$\beta_2 = -0,000109$	6,02E-07	-181,87	<,0001	-144,74	5,2735
ln (Neupreis) .....	$\beta_3 = 0,91504$	0,00043766	2090,78	<,0001	1343,10	5,2942
Hersteller-Dummyvariablen (Referenzmarke = Volkswagen)						
Audi .....	$\gamma_1 = 0,10065$	0,00036673	274,46	<,0001	256,39	1,2340
BMW .....	$\gamma_2 = 0,08967$	0,00036349	246,7	<,0001	209,86	1,3532
Citroen .....	$\gamma_3 = -0,19955$	0,00062881	-317,34	<,0001	-213,95	1,0565
Nissan .....	$\gamma_4 = -0,02994$	0,00055424	-54,03	<,0001	-60,95	1,0641
Fiat .....	$\gamma_5 = -0,10026$	0,00043749	-229,17	<,0001	-215,85	1,1719
Ford .....	$\gamma_6 = -0,06572$	0,00035109	-187,18	<,0001	-190,13	1,1689
Honda .....	$\gamma_7 = -0,02081$	0,00063055	-33	<,0001	-51,27	1,0463
Mazda .....	$\gamma_8 = -0,02319$	0,00066403	-34,93	<,0001	-63,37	1,0401
Mercedes Benz .....	$\gamma_9 = 0,09558$	0,00030873	309,59	<,0001	340,36	1,4977
Mitsubishi .....	$\gamma_{10} = 0,01537$	0,00062232	24,69	<,0001	34,99	1,0447
Opel .....	$\gamma_{11} = -0,08723$	0,00027339	-319,09	<,0001	-301,78	1,2761
Peugeot .....	$\gamma_{12} = -0,04331$	0,00055395	-78,18	<,0001	-82,26	1,0637
Renault .....	$\gamma_{13} = 0,01178$	0,00031488	37,4	<,0001	41,41	1,2108
Seat .....	$\gamma_{14} = -0,0453$	0,00051741	-87,55	<,0001	-104,46	1,0803
Toyota .....	$\gamma_{15} = 0,00016$	0,00059896	0,26	0,793	0,45	1,0495
Zeitvariable .....	$\delta = 0,00583$	0,00015986	36,45	<,0001	36,47	1,0003

preise dieser Fahrzeuge besser durch die beobachtbaren Qualitätsmerkmale beschreiben lassen.

## 2.4 Ergebnisse

Die nach der beschriebenen Methode qualitätsbereinigten Gebrauchtwagenpreise sind im Mai 2003 gegenüber dem Vorjahr um 1,1% gestiegen. Im Vergleich zum Vormonat ergibt sich eine Veränderung von +0,6%. Die Preisänderung gegenüber dem jeweiligen Vormonat ist in Schaubild 3 abgebildet.

Schaubild 3

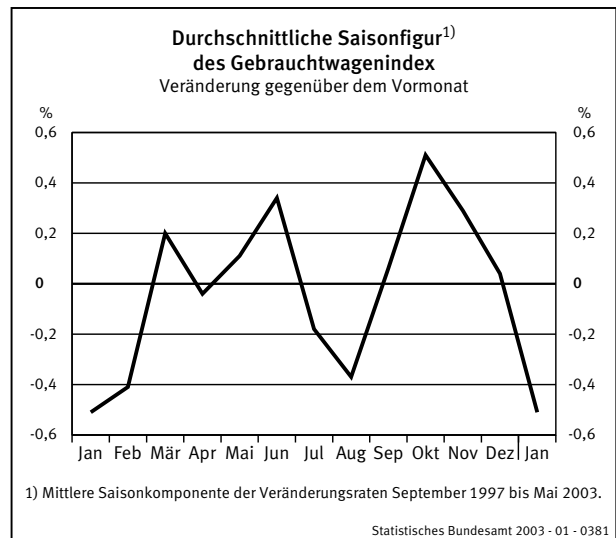


Der Index zeigt starke Schwankungen in der Veränderung von Monat zu Monat, die teilweise auf Saisoneinflüsse zurückzuführen sind, zum Teil aber auch Sondereinflüsse widerspiegeln. Mittels Saisonbereinigung kann die Saisonkomponente aus der Preisreihe eliminiert werden. Zur Saisonbereinigung wurde das Berliner Verfahren, Version 4 (BV4)<sup>6)</sup> angewandt, bei dem von der Annahme ausgegangen wird, dass die Zeitreihe sich additiv aus Saison- und Trend-Konjunktur-Komponente zusammensetzt. Im Schaubild 4 ist die durchschnittliche Saisonfigur der Monate September 1997 bis Mai 2003 dargestellt. Diese Preisbewegung zeigt an, wie sich die Preise allein aufgrund der saisonalen Einflüsse verändern würden, wenn andere Einflüsse ausgeschlossen werden.

Bereinigt man den Gebrauchtwagenindex um die Saisoneinflüsse, so zeigt sich ein flacherer Verlauf der Preisänderungen gegenüber dem Vormonat. Der Preisindex weist aber auch saisonbereinigt noch deutliche Schwankungen auf.

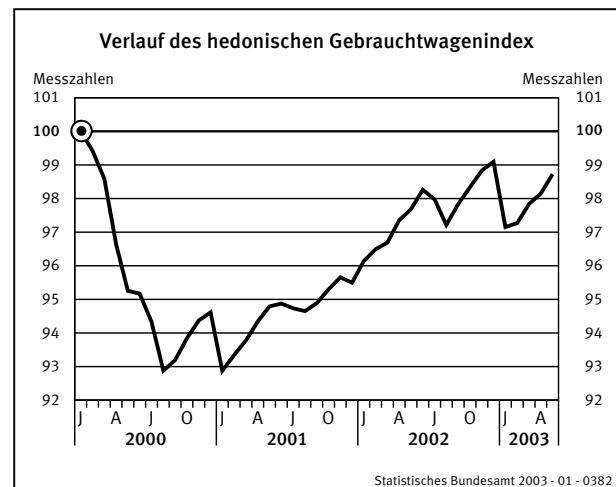
Die starken Preisrückgänge im Verlauf des Jahres 2000 dürften zum Teil mit der Einführung und Erweiterung der Ökosteuer (April 1999 und jeweils Jahresbeginn der folgenden Jahre) zusammenhängen. Die durch die Steuer und die Entwicklung der Rohölpreise bedingte Verteuerung des Kraftstoffs führt tendenziell dazu, dass ältere Fahrzeuge mit

Schaubild 4



höherem Kraftstoffverbrauch nur noch zu niedrigeren Preisen am Markt abgesetzt werden können. Zu Beginn des Jahres 2001 kommt noch die steuerliche Begünstigung von schadstoffarmen Fahrzeugen hinzu. Daneben spielen konjunkturelle Einflüsse eine wichtige Rolle für das Preisniveau am Gebrauchtwagenmarkt.

Schaubild 5



Die mittelfristige Preisentwicklung ist deutlicher zu sehen, wenn man den Indexverlauf betrachtet. Im Schaubild 5 zeigt sich bis Ende 2000 der Trend zu fallenden Preisen, der sich in den ersten Monaten des Jahres 2001 wieder umkehrt. [uu](#)

6) Zum Verfahren siehe <http://www.destatis.de/mve/d/bv4.htm#BV4>.



Dipl.-Kauffrau Gudrun Eckert

## Preise im Mai 2003

Im Mai 2003 zeigte die Preisentwicklung im Vorjahresvergleich ein uneinheitliches Bild. Die industriellen Erzeugerpreise verzeichneten einen Anstieg von 1,3% (April 2003: +1,6%), die Großhandelsverkaufspreise sanken im Vergleich zum Mai 2002 um 0,2% (April: +0,3%). Dagegen stiegen die Verbraucherpreise mit 0,7% (April: +1,0%) leicht an, während die Einzelhandelspreise um 0,1% zurückgingen (April: -0,2%).

Im Vormonatsvergleich waren die Preise auf allen Wirtschaftsstufen rückläufig. Bei den industriellen Erzeugerpreisen war ein Rückgang von 0,3%, bei den Großhandelsverkaufspreisen von 0,8% zu beobachten. Die Verbraucherpreise sanken um 0,2% und die Einzelhandelspreise um 0,1%.

Wie bereits im April 2003 sind die im Mai 2003 im Vormonatsvergleich rückläufigen Preise hauptsächlich auf sinkende Mineralölpreise zurückzuführen. Die Erzeugerpreise für diese Produktgruppe gaben gegenüber April 2003 um durchschnittlich 5,0% nach. Der Preisrückgang betrug bei Kraftstoffen 4,2%, bei leichtem Heizöl 7,9%, bei schwerem Heizöl 13,9% und bei Flüssiggas 11,1%. Dies führte auch dazu, dass im Mai 2003 die Preise für Mineralölerzeugnisse erstmals seit September 2002 wieder unter dem Vorjahresniveau (-1,7%) lagen. Ohne Mineralölerzeugnisse ist der Erzeugerpreisindex gegenüber Mai 2002 um 1,6% gestiegen und im Vergleich zum April 2003 unverändert geblieben.

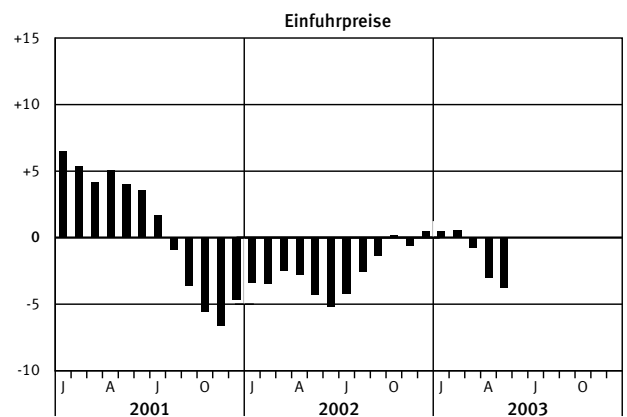
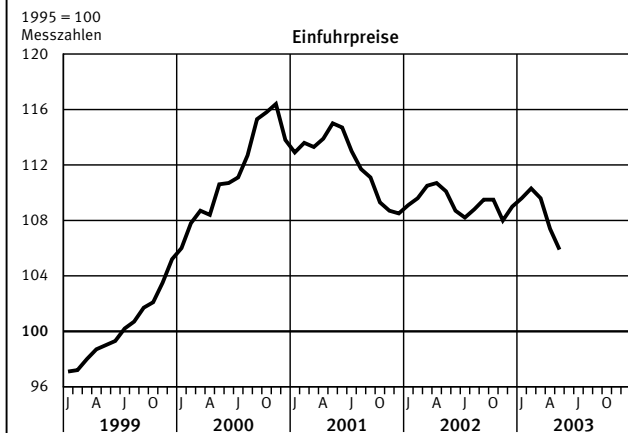
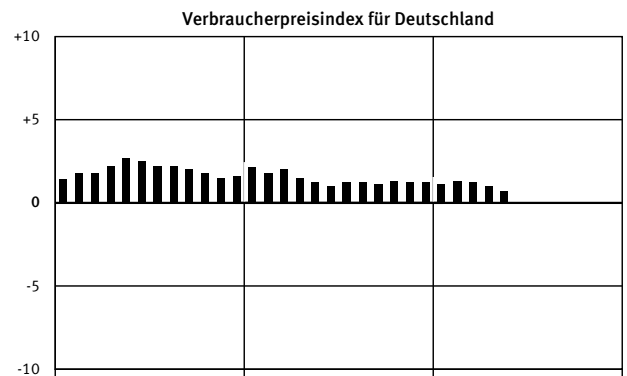
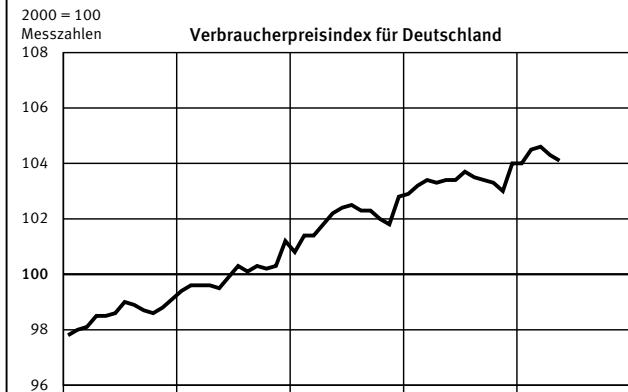
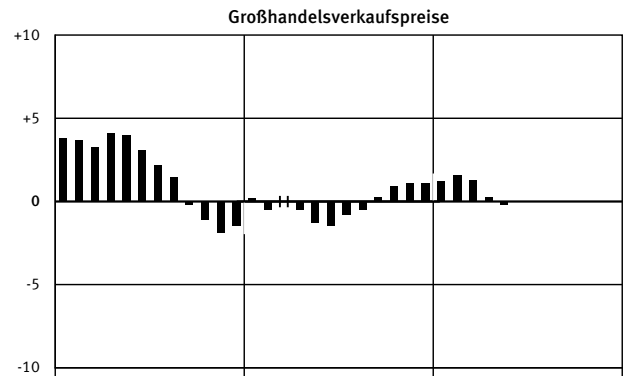
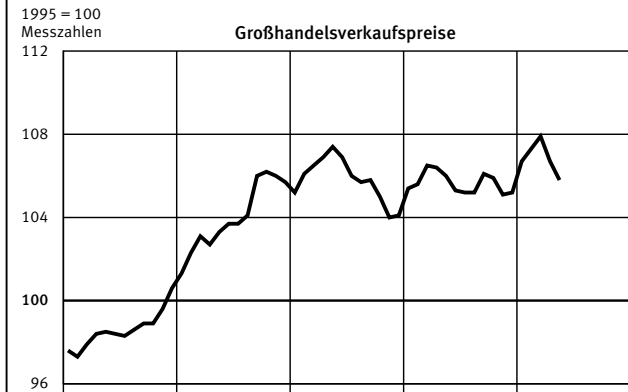
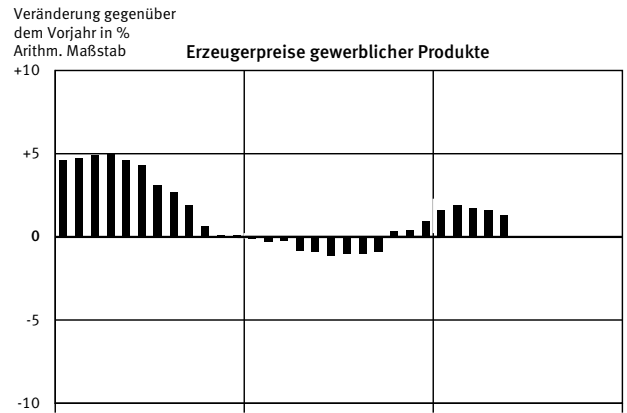
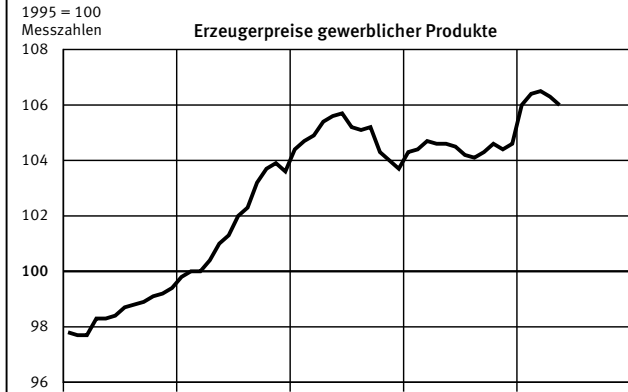
Die Großhandelsverkaufspreise für Mineralölerzeugnisse gingen im Vergleich zum Vormonat um 3,6% zurück und beeinflussten den Verlauf des Gesamtindex deutlich; ohne Mineralölerzeugnisse fiel der Großhandelspreisindex im Vormonatsvergleich um 0,4%.

Auch für den Rückgang des Verbraucherpreisindex gegenüber dem Vormonat ist im Wesentlichen die Preisentwicklung bei Mineralölerzeugnissen verantwortlich. Ohne Heizöl und Kraftstoffe ist der Index gegenüber April 2003 unverändert geblieben. Auf der Verbraucherstufe lagen die Preise für leichtes Heizöl im Mai 2003 um 6,9% unter dem Stand vom April, die Kraftstoffpreise fielen um 3,2%. Die Jahresteuerrate wird von den Mineralölpreisen dagegen nur wenig beeinflusst. Ohne Heizöl und Kraftstoffe ist der Verbraucherpreisindex um 0,8% gestiegen. Während Heizöl auch im Jahresvergleich wesentlich günstiger geworden ist (-7,4%), lagen die Kraftstoffpreise noch knapp über dem Stand vom Mai 2002 (+0,5%).

	Veränderungen Mai 2003 gegenüber	
	April 2003	Mai 2002
	%	
Index der Erzeugerpreise gewerblicher Produkte		
insgesamt .....	- 0,3	+ 1,3
ohne Mineralölerzeugnisse .....	-	+ 1,6
Mineralölerzeugnisse .....	- 5,0	- 1,7
Index der Großhandelsverkaufspreise		
insgesamt .....	- 0,8	- 0,2
ohne Mineralölerzeugnisse .....	- 0,4	-
Mineralölerzeugnisse .....	- 3,6	- 1,1
ohne Saisonwaren .....	- 0,5	- 0,1
Saisonwaren .....	- 8,7	- 1,9
Index der Einzelhandelspreise .....	- 0,1	- 0,1
Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte		
insgesamt .....	- 0,2	+ 0,7
ohne Heizöl und Kraftstoffe .....	-	+ 0,8
Heizöl und Kraftstoffe .....	- 3,8	- 0,8
ohne Saisonwaren .....	-	+ 1,1
Saisonwaren .....	- 2,3	- 5,3

Schaubild 1

Ausgewählte Preisindizes



### Veröffentlichungstermine der Preisstatistik: Ergebnisse zum Erzeugerpreisindex jetzt schneller verfügbar

Preisindizes gehören zu den wichtigsten Konjunkturindikatoren. Im Interesse der Aktualität ist die Preisstatistik bemüht, Ergebnisse möglichst zeitnah zur Verfügung zu stellen. Neue Fortschritte wurden in den letzten Monaten dadurch erzielt, dass der Veröffentlichungstermin für den Index der Erzeugerpreise gewerblicher Produkte (Inlandsabsatz) schrittweise nach vorne verlegt werden konnte. Die Veröffentlichung erfolgt jetzt zum 20. des Folgemonats statt wie bisher zum 25. Möglich wurde dies durch eine Vorverlegung des Erhebungsstichtages bei den Unternehmen; seit Oktober 2002 werden die Preise jeweils zum 15. statt zum 21. des jeweiligen Monats erhoben. Diese Vorverlegung befindet sich im Einklang mit europäischen Vorgaben, da sich die Mitgliedstaaten der Europäischen Union (EU) darauf geeinigt haben, die Erzeugerpreise jeweils zur Monatsmitte zu erheben. Außerdem verkürzt sich damit auch der Abstand zum Veröffentlichungstermin in den Vereinigten Staaten, wo der Erzeugerpreisindex zum 15. des Folgemonats bekannt gegeben wird.

Die Erhebung der Preise gewerblicher Produkte erfolgt in Deutschland dezentral in den Statistischen Ämtern der Länder. Gegenwärtig werden rund 6 500 Unternehmen nach ihren Verkaufspreisen für repräsentativ ausgewählte Güterarten befragt, dem Preisindex liegen insgesamt rund 13 000 Einzelpreisreihen zugrunde. Nach der Erhebung zur Monatsmitte werden die Einzelpreise in den Landesämtern zusammengeführt und an das Statistische Bundesamt gemeldet. Dort wird das Bundesergebnis aufbereitet.

In der nebenstehenden Übersicht ist die Termsituation wichtiger Preisindizes zusammenfassend dargestellt. Sie zeigt, dass Deutschland die Zeitvorgaben vollständig erfüllt bzw. die deutschen Veröffentlichungstermine sogar (zum Teil deutlich) vor den Zielterminen der EU

liegen. Auch der Index der industriellen Einfuhrpreise und der Verbraucherpreisindex werden bereits schneller veröffentlicht, als es die Zielvorgaben der EU erfordern. Für den Verbraucherpreisindex veröffentlicht das Statistische Bundesamt etwa zwei Wochen vor der Publikation des endgültigen Ergebnisses zusätzlich ein vorläufiges Schätzergebnis. Dieser Frühindikator beruht auf den Ergebnissen aus sechs Bundesländern (Baden-Württemberg, Bayern, Brandenburg, Hessen, Nordrhein-Westfalen, Sachsen); die Qualität der Schätzung ist hoch, die Abweichung zwischen dem vorläufigen und dem endgültigen Ergebnis liegt bei maximal +/- 0,1 Prozentpunkten.

Veröffentlichungstermine wichtiger Preisindizes

Index	Veröffentlichungstermine in Deutschland	Zieltermine der Europäischen Union
Frühindikator zum Verbraucherpreisindex und zum Harmonisierten Verbraucherpreisindex (Schätzung)	etwa 25. des laufenden Monats	am letzten Tag des laufenden Monats
Verbraucherpreisindex und Harmonisierter Verbraucherpreisindex	etwa 13. des Folgemonats	am 17. des Folgemonats
Erzeugerpreisindex (Inlandsabsatz)	etwa 20. des Folgemonats	am 5. des übernächsten Monats
Erzeugerpreisindex (Auslandsabsatz)	etwa 24. des Folgemonats	am 15. des übernächsten Monats
Index der industriellen Einfuhrpreise	etwa 24. des Folgemonats	am 15. des übernächsten Monats
Index der Großhandelsverkaufspreise	etwa 10. des Folgemonats	keine Vorgabe der Europäischen Union

Der *Index der Erzeugerpreise gewerblicher Produkte* lag im Mai 2003 um 1,3% höher als im Mai 2002. Die Jahresveränderungsrate hatte im April 2003 noch +1,6% betragen, nach +1,7% im März. Im Vergleich zum Vormonat hat sich der Index im Mai 2003 um 0,3% verringert.

Während sich Mineralölprodukte verbilligten, sind einige andere Energiearten im Vergleich zum Vorjahr weiterhin deutlich teurer. Dies betrifft vor allem elektrischen Strom (+7,1%) und Erdgas (+8,7%). Ohne Energie hätte der Jahresanstieg des Index der Erzeugerpreise nur 0,6% betragen.

Überdurchschnittliche Preiserhöhungen im Jahresvergleich gab es im Mai 2003 bei folgenden Gütern: raffinierte Pflanzenöle (+15,2%), Drahtwaren (+13,1%), Organische Grundstoffe und Chemikalien (+12,8%), Roheisen und Stahl (+11,5%), Weizenmehl (+10,7%), Stickstoff-, Phosphat- und Kalidüngemittel (+10,1%), Etiketten aus Papier und Pappe (+8,1%), Tabakerzeugnisse (+7,3%), Wellpapier

oder -pappe (+7,3%), Roggenmehl (+6,5%), Heizkörper für Zentralheizungen (+6,2%), Polyethylen (+6,0%), synthetischer Kautschuk (+5,8%), Skelettkonstruktionen aus Stahl (+5,2%) sowie Pkw-Reifen (+5,0%).

Billiger als vor Jahresfrist waren im Mai 2003 unter anderem: Zement (-15,9%), Edelmetalle (-12,4%), Flachglas (-11,9%), Steinkohle und Steinkohlenbriketts (-11,0%), Gas-, Flüssigkeits- und Elektrizitätszähler (-10,5%), Kupfer und Kupferhalbzeug (-8,9%), Klebstoffe und Gelatine (-8,8%), Frischbeton (-8,4%), Zeitungsdruckpapier (-7,0%), mehrschichtige Isolierverglasungen (-6,4%), Futtermittel für Nutztiere (-5,9%) sowie Aluminium in Rohform (-4,7%).

Der *Index der Großhandelsverkaufspreise* lag im Mai 2003 um 0,2% unter dem Niveau von Mai 2002. Im April und im März 2003 hatten die Jahresveränderungsraten +0,3% bzw. +1,3% betragen. Gegenüber April 2003 san-

Ausgewählte Preisindizes

Jahr Monat	Erzeuger- preise gewerblicher Produkte <sup>1)</sup>	Großhandels- verkaufs- preise <sup>1)</sup>	Einzel- handels- preise <sup>2)</sup>	Verbraucher- preis- index
	1995 = 100		2000 = 100	
1998 D .....	99,5	99,5	99,7	98,0
1999 D .....	98,5	98,6	99,9	98,6
2000 D .....	101,8	104,0	100,0	100,0
2001 D .....	104,9	105,8	101,1	102,0
2002 D .....	104,4	105,7	101,8	103,4
2002 April ...	104,6	106,4	102,3	103,3
Mai ....	104,6	106,0	102,1	103,4
Juni ....	104,5	105,3	101,8	103,4
Juli ....	104,2	105,2	101,6	103,7
Aug. ...	104,1	105,2	101,3	103,5
Sept. ...	104,3	106,1	101,5	103,4
Okt. ...	104,6	105,9	101,4	103,3
Nov. ...	104,4	105,1	101,3	103,0
Dez. ...	104,6	105,2	101,4	104,0
2003 Jan. ....	106,0	106,7	101,9	104,0
Febr. ...	106,4	107,3	102,2	104,5
März ...	106,5	107,9	102,3	104,6
April ...	106,3	106,7	102,1	104,3
Mai ....	106,0	105,8	102,0	104,1
Veränderungen gegenüber dem jeweiligen Vormonat in %				
2002 April ...	- 0,1	- 0,1	+ 0,0	- 0,1
Mai ....	-	- 0,4	- 0,2	+ 0,1
Juni ....	- 0,1	- 0,7	- 0,3	-
Juli ....	- 0,3	- 0,1	- 0,2	+ 0,3
Aug. ...	- 0,1	-	- 0,3	- 0,2
Sept. ...	+ 0,2	+ 0,9	+ 0,2	- 0,1
Okt. ...	+ 0,3	- 0,2	- 0,1	- 0,1
Nov. ...	- 0,2	- 0,8	- 0,1	- 0,3
Dez. ...	+ 0,2	+ 0,1	+ 0,1	+ 1,0
2003 Jan. ....	+ 1,3	+ 1,4	+ 0,5	-
Febr. ...	+ 0,4	+ 0,6	+ 0,3	+ 0,5
März ...	+ 0,1	+ 0,6	+ 0,1	+ 0,1
April ...	- 0,2	- 1,1	- 0,2	- 0,3
Mai ....	- 0,3	- 0,8	- 0,1	- 0,2
Veränderungen gegenüber dem entsprechenden Vorjahreszeitraum in %				
1998 D .....	- 0,4	- 2,0	+ 0,4	+ 0,9
1999 D .....	- 1,0	- 0,9	+ 0,2	+ 0,6
2000 D .....	+ 3,4	+ 5,5	+ 0,1	+ 1,4
2001 D .....	+ 3,0	+ 1,7	+ 1,1	+ 2,0
2002 D .....	- 0,5	- 0,1	+ 0,7	+ 1,4
2002 April ...	- 0,8	- 0,5	+ 1,3	+ 1,5
Mai ....	- 0,9	- 1,3	+ 0,6	+ 1,2
Juni ....	- 1,1	- 1,5	+ 0,1	+ 1,0
Juli ....	- 1,0	- 0,8	+ 0,1	+ 1,2
Aug. ...	- 1,0	- 0,5	+ 0,1	+ 1,2
Sept. ...	- 0,9	+ 0,3	+ 0,2	+ 1,1
Okt. ...	+ 0,3	+ 0,9	+ 0,1	+ 1,3
Nov. ...	+ 0,4	+ 1,1	+ 0,1	+ 1,2
Dez. ...	+ 0,9	+ 1,1	-	+ 1,2
2003 Jan. ....	+ 1,6	+ 1,2	- 0,4	+ 1,1
Febr. ...	+ 1,9	+ 1,6	-	+ 1,3
März ...	+ 1,7	+ 1,3	-	+ 1,2
April ...	+ 1,6	+ 0,3	- 0,2	+ 1,0
Mai ....	+ 1,3	- 0,2	- 0,1	+ 0,7

1) Ohne Umsatzsteuer. - 2) Einschl. Umsatzsteuer; einschl. Kraftfahrzeughandel und Tankstellen.

ken die Preise für im Großhandel verkaufte Produkte um 0,8%. Binnen Monatsfrist fielen vor allem die Preise für Tomaten (- 32,6%), Bananen (- 13,7%), Eisen- und Stahlschrott (- 7,0%) und leichtes Heizöl (- 5,8%). Dagegen verteuerten sich Schweinefleisch (+ 8,5%), Kartoffeln (+ 6,4%) und lebende Schweine (+ 5,7%).

Gegenüber dem Vorjahr gab es im Mai u. a. starke Preissenkungen bei Kartoffeln (- 20,0%), Rohkaffee (- 12,6%), Roh-

aluminium (- 12,1%), lebenden Schweinen (- 9,5%), leichtem Heizöl (- 8,9%) und Zement (- 7,8%). Dagegen waren u. a. Eisen- und Stahlschrott (+ 16,2%), Tomaten (+ 13,7%) sowie lebende Rinder (+ 6,6%) teurer als vor einem Jahr.

	Veränderungen Mai 2003 gegenüber	
	April 2003	Mai 2002
	%	
Großhandel mit		
landwirtschaftlichen Grundstoffen und lebenden		
Tieren .....	- 2,4	- 1,9
Nahrungsmitteln, Getränken und Tabakwaren ...	- 0,6	+ 0,1
Gebrauchs- und Verbrauchsgütern .....	- 0,2	- 0,6
Rohstoffen, Halbwaren, Altmaterial und		
Reststoffen .....	- 1,4	+ 0,6
Maschinen, Ausrüstungen und Zubehör .....	- 0,2	- 2,1
Sonstiger Großhandel .....	- 0,6	+ 0,3

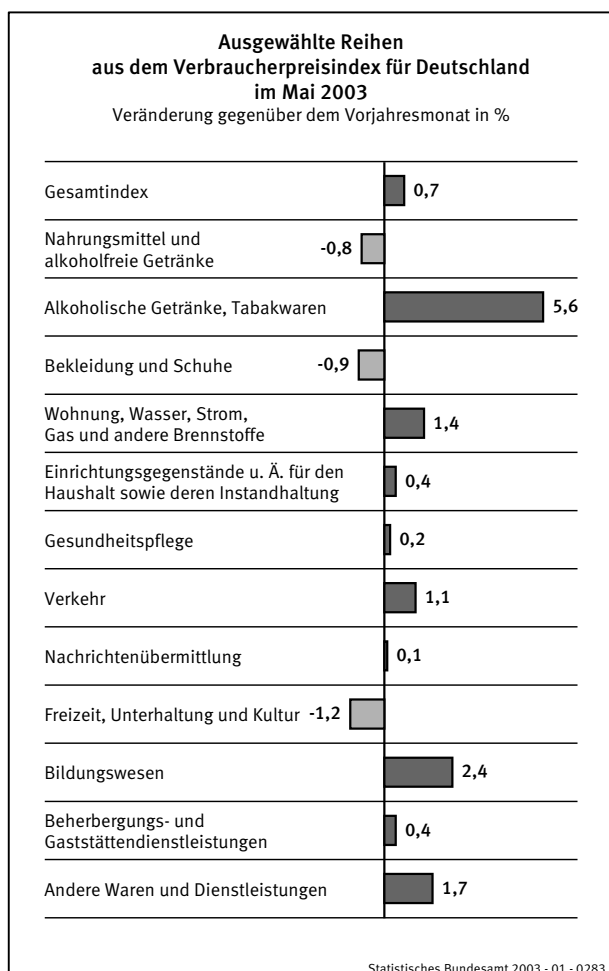
Für die gewerblichen Erzeugerpreise sowie für die Großhandelsverkaufspreise ergaben sich im Einzelnen folgende Veränderungen gegenüber dem Vormonat bzw. dem entsprechenden Vorjahresmonat:

	Veränderungen Mai 2003 gegenüber	
	April 2003	Mai 2002
	%	
Erzeugerpreise gewerblicher Produkte		
Raffinierte Pflanzenöle .....	- 0,8	+ 15,2
Drahtwaren .....	+ 2,4	+ 13,1
Organische Grundstoffe und Chemikalien .....	- 1,9	+ 12,8
Roheisen und Stahl .....	+ 0,5	+ 11,5
Weizenmehl .....	- 0,2	+ 10,7
Stickstoff-, Phosphat- und Kalidüngemittel ....	+ 0,5	+ 10,1
Erdgas .....	+ 0,3	+ 8,7
Etiketten aus Papier und Pappe .....	-	+ 8,1
Tabakerzeugnisse .....	-	+ 7,3
Wellpapier oder -pappe .....	+ 0,5	+ 7,3
Elektrischer Strom .....	-	+ 7,1
Roggenmehl .....	- 0,2	+ 6,5
Heizkörper für Zentralheizungen .....	+ 1,8	+ 6,2
Polyethylen .....	- 4,8	+ 6,0
Synthetischer Kautschuk .....	+ 1,2	+ 5,8
Skelcttkonstruktionen aus Stahl .....	-	+ 5,2
Pkw-Reifen .....	+ 1,0	+ 5,0
Aluminium in Rohform .....	- 0,9	- 4,7
Futtermittel für Nutztiere .....	+ 0,1	- 5,9
Mehrschichtige Isolierverglasungen .....	- 0,8	- 6,4
Zeitungsdruckpapier .....	- 0,6	- 7,0
Frischbeton .....	+ 1,4	- 8,4
Klebstoffe und Gelatine .....	+ 0,6	- 8,8
Kupfer und Kupferhalbzeug .....	- 1,7	- 8,9
Gas-, Flüssigkeits- und Elektrizitätszähler .....	- 0,2	- 10,5
Steinkohle und Steinkohlenbriketts .....	+ 0,4	- 11,0
Flachglas .....	+ 1,6	- 11,9
Edelmetalle .....	+ 2,1	- 12,4
Zement .....	- 2,1	- 15,9
Großhandelsverkaufspreise		
Eisen- und Stahlschrott .....	- 7,0	+ 16,2
Tomaten .....	- 32,6	+ 13,7
Lebende Rinder .....	- 1,0	+ 6,6
Schweinefleisch .....	+ 8,5	- 0,8
Zement .....	- 2,0	- 7,8
Leichtes Heizöl .....	- 5,8	- 8,9
Lebende Schweine .....	+ 5,7	- 9,5
Bananen .....	- 13,7	- 11,2
Rohaluminium .....	- 1,7	- 12,1
Rohkaffee .....	+ 0,5	- 12,6
Kartoffeln .....	+ 6,4	- 20,0

Der *Index der Einzelhandelspreise* wies im Mai 2003 im Vergleich zum Vorjahreszeitraum eine Veränderung von – 0,1% auf. Im März 2003 waren die Preise im Vorjahresvergleich unverändert geblieben, im April um 0,2% gefallen. Gegenüber dem Vormonat gingen die Einzelhandelspreise im Mai 2003 ebenfalls um 0,1% zurück.

Der *Verbraucherpreisindex* ist im Mai 2003 gegenüber Mai 2002 um 0,7% gestiegen. Im März hatte der Preisanstieg bei 1,2%, im April bei 1,0% gelegen. Im Vergleich zum April 2003 verringerte sich der Index um 0,2%.

Schaubild 2



Gegenüber Mai 2002 sind die Nahrungsmittel insgesamt billiger geworden (–0,8%). Dies ist überwiegend auf niedrigere Obst- und Gemüsepreise (–3,1 bzw. –5,2%) zurückzuführen. Teurer waren Fische und Fischwaren (+2,5%) sowie Zucker, Honig und Süßwaren (+4,5%). Die stärkste Preiserhöhung gegenüber Mai 2002 wurde für Honig mit 29,6% ermittelt, wofür das Bienensterben in Deutschland mit verantwortlich sein dürfte. Deutliche Preiserhöhungen gab es im Jahresvergleich auch bei überregionalen Tageszeitungen (+20,8%). Erheblich geringere Preise wurden bei Informationsverarbeitungsgeräten festgestellt (PC: –29,7%, Tintenstrahldrucker: –24,9%, Monitore: –18,7%).

#### Verbraucherpreisindex für Deutschland auf Basis 2000 = 100

	Veränderungen Mai 2003 gegenüber	
	April 2003	Mai 2002
	%	
Gesamtindex .....	– 0,2	+ 0,7
Nahrungsmittel und alkoholfreie Getränke ....	+ 0,1	– 0,8
Alkoholische Getränke, Tabakwaren .....	–	+ 5,6
Bekleidung und Schuhe .....	– 0,3	– 0,9
Wohnung, Wasser, Strom, Gas usw. ....	–	+ 1,4
Einrichtungsgegenstände, Apparate, Geräte und Ausrüstungen für den Haushalt u. Ä. ....	–	+ 0,4
Gesundheitspflege .....	–	+ 0,2
Verkehr .....	– 0,8	+ 1,1
Nachrichtenübermittlung .....	–	+ 0,1
Freizeit, Unterhaltung und Kultur .....	– 0,8	– 1,2
Bildungswesen .....	+ 0,1	+ 2,4
Beherbergungs- und Gaststättendienstleistungen .....	– 0,2	+ 0,4
Andere Waren und Dienstleistungen .....	+ 0,3	+ 1,7

Der für europäische Zwecke berechnete harmonisierte Verbraucherpreisindex für Deutschland hat sich im Mai 2003 gegenüber Mai 2002 um 0,6% erhöht. Im April hatte die Veränderung noch +1,0% betragen, im März +1,2%. Im Vergleich zum Vormonat sank der Index um 0,3%. [uu](#)

Dipl.-Volkswirt Christian Pigorsch

# Zinsprognose anhand der Zinsstruktur

*Die Vorstellung der im Rahmen des Gerhard-Fürst-Preises 2002 des Statistischen Bundesamtes prämierten Arbeiten wird mit der Diplomarbeit von Dipl.-Volkswirt Christian Pigorsch fortgesetzt. Sie wurde in der Abteilung „Diplom-/Magisterarbeiten“ mit dem Gerhard-Fürst-Preis ausgezeichnet. Im Folgenden werden die zentralen Aspekte der Arbeit durch den Autor vorgestellt.*

## Einleitung<sup>1)</sup>

Der Zins ist einer der zentralen Preise einer Volkswirtschaft. So beeinflussen zukünftige Erwartungen über die Entwicklung von Zinssätzen Investitionsentscheidungen sowohl in der Realwirtschaft als auch bei Finanzinvestitionen. Der Zinsprognose kommt daher eine entscheidende Bedeutung im gesamt- und einzelwirtschaftlichen Bereich zu.

Die ersten Zinsprognosen erfolgten anhand struktureller Makromodelle, welche Kausalbeziehungen zwischen realwirtschaftlichen Determinanten und dem Kapitalmarkt unterstellten und des Weiteren von einer zeitlichen Konstanz dieser Kausalbeziehungen ausgingen. Aufgrund der bekannten Lucas-Kritik<sup>2)</sup> und der empirisch geringen Prognosegüte dieser Modelle, entwickelten sich in der Folge Zinsprognosemodelle, die auf die Erwartungswerttheorie

zurückgehen und sich daher primär auf die Zinserwartungen der Marktteilnehmer stützen. Durch die zeitliche Fälligkeitsstruktur alternativer Anlagen am Anleihemarkt ist die Zinsstruktur besonders geeignet, diese Erwartungen widerzuspiegeln. Es wird daher im Rahmen dieser Arbeit auf strukturelle Modelle verzichtet und ausschließlich die Prognosegüte der Zinsstruktur untersucht. Dabei lassen sich die betrachteten erwartungsbasierten Zinsprognosemodelle in zwei Klassen unterteilen.

So basiert die Zinsprognose zunächst auf der traditionellen Erwartungswerthypothese. Dabei werden Forwardzinsmodelle mit verschiedenen Spezifikationen der Risikoprämie sowie multivariate Zinsstrukturmodelle berücksichtigt.

Danach wird die weniger bekannte und neuere Klasse der Faktormodelle der Zinsstruktur theoretisch dargestellt sowie anschließend für die Prognose verwendet. In diesen Modellen wird die zeitliche Entwicklung der Zinsstruktur durch eine unterschiedliche Anzahl an Faktoren beschrieben. Ausgehend von dieser Dynamik wird durch das Konzept der Arbitragefreiheit<sup>3)</sup> die Querschnittsdimension, also die eigentliche Zinsstruktur, hergeleitet. Die ursprüngliche Motivation dieser Modelle liegt in der Bewertung von Zinsderivaten und Zinsrisiken, wie sie für ein Risikomanagement benötigt werden. Erst wenige neue Studien untersuchen die

1) Mein besonderer Dank gilt Prof. Stefan Mittnik, Ph.D., Universität München, und Dr. Thorsten Neumann, Deka Investment, für die kritische und aufmerksame Betreuung meiner Diplomarbeit, welche die Grundlage für diesen Artikel darstellt. Des Weiteren danke ich Dipl.-Volkswirtin Uta Kretschmer, Universität Bonn, für anregende Diskussionen bei der Entstehung des Artikels.

2) Die Kernaussage der Lucas-Kritik lautet, dass ökonometrisch geschätzte Beziehungen zwischen Variablen nicht notwendigerweise fundamentale Verhaltensbeziehungen sind, sondern das gemeinsame Ergebnis aus dem Verhalten der Wirtschaftssubjekte und der geltenden Wirtschaftspolitik. Diese Beziehungen verändern sich daher bei einer Veränderung der Wirtschaftspolitik. Die geschätzten Beziehungen sind daher ungeeignet, die Wirkungen geänderter Wirtschaftspolitik vorherzusagen. – Anmerkung der Redaktion.

3) Das heißt es darf nicht die Möglichkeit bestehen, durch gleichzeitige Kauf- und Verkaufstätigkeiten einen risikolosen Gewinn erwirtschaften zu können.



Prognosegüte dieser Modelle für den Anleihemarkt der Vereinigten Staaten. Es soll daher im Rahmen der vorliegenden Arbeit die Prognosefähigkeit der Faktormodelle der Zinsstruktur für den deutschen Rentenmarkt evaluiert werden.

Dabei werden stets monatliche Daten der Zinsstruktur<sup>4)</sup> von Januar 1972 bis Juni 1999 betrachtet und für eine schrittweise Out-of-Sample-Einmonatsprognose des zehnjährigen Zinses<sup>5)</sup> verwendet. Die Wahl dieses Zinses ergibt sich aus der Überlegung, dass langfristige Zinsen primär von Zins-erwartungen bestimmt werden, wohingegen kurzfristige Zinssätze gezielt beeinflusst werden können und somit nicht prognostizierbar von der Zentralbank abhängen.

### Prognose unter Berücksichtigung des Informationsgehaltes von Forwardzinsen

Ausgangspunkt ist die Zinsstruktur  $r(t, \tau)$ ,  $t \in \mathbb{R}_+$ ,  $\tau \geq 0$ . Der Zins  $r(t, \tau)$  gibt die durchschnittliche stetige Verzinsung einer Anlage am Kapitalmarkt wieder, bei der der Gläubiger nach  $\tau$  Perioden mit Sicherheit eine Auszahlung in Höhe einer Einheit erhält. Korrespondierend und informationsäquivalent kann auch die Diskontfunktion  $P(t, \tau)$  betrachtet werden. Sie gibt den Preis eines solchen Wertpapiers wieder, das heißt:

$$(1) \quad P(t, \tau) \exp(r(t, \tau)\tau) = 1 \Leftrightarrow r(t, \tau) = -\frac{\log(P(t, \tau))}{\tau}.$$

Diese so genannte Spotrate entspricht der Verzinsung, die notwendig ist, um den heutigen Wert des Wertpapiers durch infinitesimal kurze Anlagen mit diesem Zins auf den Wert eins zum Laufzeitende zu entwickeln.

Besitzt die Anleihe eine infinitesimal kurze Restlaufzeit, so ergibt sich die zeitpunktbezogene Spotrate, die auch Kurzfristzins bzw. risikoloser Zins genannt wird:

$$(2) \quad r(t) := \lim_{\tau \rightarrow 0} r(t, \tau) = \lim_{\tau \rightarrow 0} -\frac{\log(P(t, \tau))}{\tau}.$$

Ausgehend von der definitiven Beziehung (1) und dem Wertebereich der Diskontfunktion<sup>6)</sup> ist der Zins  $r(t, \tau)$  mit beliebiger Restlaufzeit  $\tau \geq 0$  immer positiv.

Ein weiteres Konzept zur Darstellung von Informationen in Preisen von Diskontpapieren stellt die Forwardrate dar. Der Forwardzins wird im Folgenden mit  $f(t, \tau_1, \tau_2)$  bezeichnet und kann wie folgt veranschaulicht werden: Der Kauf zum Zeit-

punkt  $t$  eines Bonds<sup>7)</sup> mit Restlaufzeit  $\tau_2$  wird finanziert durch den anteiligen Verkauf einer Null-Kupon-Anleihe<sup>8)</sup> in Höhe von  $\frac{P(t, \tau_2)}{P(t, \tau_1)}$  mit Restlaufzeit  $\tau_1$ , wobei  $\tau_1 < \tau_2$ , sodass zum

Zeitpunkt  $t$  keine Vermögensveränderung eingetreten ist. Erst nach  $\tau_1$  Perioden ist der Anleger in einer (Netto-)Anlagesituation, da er die verkaufte Anleihe bedienen muss. Die Forwardrate ergibt sich daher über die definitivische Beziehung (1) unter der Berücksichtigung, dass die Anleihe mit der Restlaufzeit  $\tau_1$  im Umfang von  $\frac{P(t, \tau_2)}{P(t, \tau_1)}$  Ein-

heiten verkauft wurde und der (Netto-)Anlagezeitraum  $\tau_2 - \tau_1$  Perioden beträgt, als:<sup>9)</sup>

$$(3) \quad f(t, \tau_1, \tau_2) = -\frac{\log\left(\frac{P(t, \tau_2)}{P(t, \tau_1)}\right)}{\tau_2 - \tau_1}.$$

Ähnlich wie der Kurzfristzins (2) im Konzept der Spotrate hat auch bei der Forwardrate der Zins mit einer infinitesimal kurzen Anlageperiode eine besondere Bedeutung. Im Gegensatz zum Kurzfristzins  $r(t)$  gibt es für jeden Anlagezeitpunkt in der Zukunft einen derartigen Zins, sodass die Grafik dieser zeitpunktbezogenen Forwardraten unmittelbar Auskunft über den heute erwarteten Kurzfristzins eines zukünftigen Zeitpunktes geben kann:

$$(4) \quad f(t, \tau_1) = \lim_{\Delta \rightarrow 0} f(t, \tau_1, \tau_1 + \Delta).$$

Des Weiteren ergibt sich die zeitpunktbezogene Forwardrate als negative Steigung der logarithmierten Preisfunktion:

$$(5) \quad f(t, \tau) = -\frac{\partial \log(P(t, \tau))}{\partial \tau} \quad \cdot \quad P(t, \tau) = \exp\left(-\int_t^{t+\tau} f(t, s) ds\right).$$

Grundlage von Arbeiten, die sich mit der Prognoseeigenschaft von Forwardraten beschäftigen, stellt die Unbiased Erwartungswerthypothese (U-EH) dar.<sup>10)</sup> Die Unbiased Erwartungswerthypothese postuliert die Gleichheit von erwarteten zukünftigen Spotraten und heute zu beobachtenden Forwardraten und kann daher unter Verwendung der zeitdiskreten Äquivalente der zuvor dargestellten stetigen Konzepte der Zinsstruktur definiert werden als:

$$(6) \quad \frac{P(t, \tau)}{P(t, \tau + 1)} = E[1 + r(t + \tau)].$$

4) Von der Deutschen Bundesbank generierte Preise von Staatsanleihen mit einer Restlaufzeit von mehr als einem Vierteljahr. – Anmerkung der Redaktion.  
 5) Zins für Anleihen mit einer Restlaufzeit von zehn Jahren.  
 6) Aufgrund der Tatsache, dass in  $\tau$  Perioden eine sichere Auszahlung in Höhe einer Einheit erfolgt, ist  $P(t, \tau)$  immer kleiner als eins, da als Alternative eine Nichtanlage möglich wäre. Zusätzlich gilt für jeden Zeitpunkt  $t$ :  $P(t, \tau + \Delta) < P(t, \tau) \forall \Delta > 0$ , d. h. die Diskontfunktion ist zu jedem Zeitpunkt streng monoton fallend. Dies folgt aus einfachen Arbitrageüberlegungen.  
 7) Schuldverschreibung mit fester Verzinsung.  
 8) Anleihen mit nur einer Auszahlung in Höhe einer Einheit am Ende ihrer Laufzeit.  
 9) Die Forwardrate gibt somit die Spotrate zum Zeitpunkt  $t + \tau_1$  für eine Anlage in eine Anleihe mit Restlaufzeitende  $t + \tau_2$  wieder.  
 10) Siehe Buser, S.A./Karolyi, A.G./Sanders, A.B.: "Adjusted forward rates as predictors of future spot rates", The Journal of Fixed Income, 1996, S. 29 ff.; Chiang, T.C./Kahl, D.R.: "Forecasting the treasury bill rate: A time-varying coefficient approach", The Journal of Financial Research, Vol. 13(4), 1991, S. 327 ff., sowie Fama, E.F.: "Inflation uncertainty and expected returns on treasury bills", Journal of Political Economy, Vol. 84(3), 1976, S. 427 ff., ders.: "The information in the term structure", Journal of Financial Economics, Vol. 13, 1984, S. 509 ff. – In vielen Arbeiten über die Zinsstruktur wird von der „einen“ Erwartungswerthypothese ausgegangen. Dies ist allerdings nicht möglich, wie erstmals Cox, J.C./Ingersoll, J.E./Ross, S.A.: "A re-examination of traditional hypotheses about the term structure of interest rates", The Journal of Finance, Vol. 36(4), 1981, S. 769 ff. zeigten, siehe hierzu auch Fisher, M./Gilles, C.: "Around and around: The expectation hypothesis", The Journal of Finance, Vol. 53(1), 1998, S. 365 ff. sowie Constantinides, G./Ingersoll, J.E.: "Optimal bond trading with personal taxes", Journal of Financial Economics, Vol. 13, 1984, S. 299 ff. So unterscheiden Cox et al. die lokale Erwartungswerthypothese, die Yield-to-Maturity Erwartungswerthypothese sowie die Return-to-Maturity Erwartungswerthypothese.

Aus der rekursiven Anwendung von (6) folgt:

$$(7) \quad \frac{1}{P(t, \tau)} = (1 + r(t))E[1 + r(t + 1)] \dots E[1 + r(t + \tau - 1)].$$

Ausgehend von Gleichung (7) mit den spezifischen Restlaufzeiten von einem Monat ( $m$ ) und  $10 \frac{1}{12}$  Jahren ( $a$ ) ergibt sich:

$$(8) \quad P(t, 1m) = \frac{1}{(1 + r(t))}$$

$$P(t, 10 \frac{1}{12} a) = \frac{1}{(1 + r(t))E[1 + r(t + 1m)] \dots E[1 + r(t + 10a)]}$$

sowie als Quotient:

$$(9) \quad \frac{P(t, 10 \frac{1}{12} a)}{P(t, 1m)} = \frac{1}{E[1 + r(t + 1m)] \dots E[1 + r(t + 10a)]},$$

welcher den Preis eines Wertpapiers widerspiegelt, das beginnend im nächsten Monat in  $10 \frac{1}{12}$  Jahren fällig wird.

Die durchschnittlich erwartete Verzinsung berechnet sich somit unter Verwendung von (1) als:

$$(10) \quad E[r(t + 1m, 10a)] = - \frac{\log \left( \frac{P(t, 10 \frac{1}{12} a)}{P(t, 1m)} \right)}{10a} = f(t, 1m, 10 \frac{1}{12} a).$$

Unter der Annahme rationaler Erwartungen der Anleger folgt des Weiteren die Beziehung:

$$(11) \quad r(t + 1m, 10a) = f(t, 1m, 10 \frac{1}{12} a) + u_t.$$

Diese Darstellung wird in der Literatur auch reine Erwartungswerthypothese bzw. reine Unbiased Erwartungswerthypothese genannt, da sie keine Risikoprämie (term premia) in Form einer Konstanten berücksichtigt. Wird eine potenziell zeitvariable term premia in Form von zeitvariablen Parametern<sup>11)</sup> betrachtet, gelangt man zu folgender Schätzgleichung:

$$(12) \quad r(t + 1m, 10a) = \alpha_t + \beta_t f(t, 1m, 10 \frac{1}{12} a) + u_t.$$

Die Schätzung solcher Modelle erfordert im weiteren Vorgehen zusätzliche Restriktionen bzw. Annahmen über die Bewe-

gung der Koeffizienten  $\alpha_t$  und  $\beta_t$ . In dieser Arbeit werden dazu folgende drei Methoden betrachtet: die Moving-Window-Kleinst-Quadrate-Methode, die Zustandsraum-Modelle und die Flexible-Kleinst-Quadrate-Methode.

Die Moving-Window-Kleinst-Quadrate-Methode ist eine einfache Kleinst-Quadrat-Schätzung mit wanderndem und vom Umfang her konstantem Stützzeitraum. Der Umfang des Stützzeitraumes, auch Fenstergröße genannt, ist ein wesentlicher Faktor für die Flexibilität der Koeffizienten und findet sein Minimum durch die Anzahl der zu bestimmenden Modellparameter. Das Maximum ergibt sich aus der Anzahl der Beobachtungen vor der ersten Prognose.

Zeitvariierende Koeffizienten können außerdem durch eine explizite Modellierung der Koeffizientenbewegung implementiert werden. Dies erfolgt im Allgemeinen durch ein Zustandsraum-Modell, in dem die Beobachtungsgleichung durch die „normale“ Modellgleichung (12) dargestellt wird und die Bewegungsgleichung die Koeffizientenbewegung modelliert.<sup>12)</sup> Bewegungsgleichungen in der allgemeinsten Form sind vektorautoregressive Prozesse beliebiger Länge.<sup>13)</sup> Entgegen dieser theoretischen Möglichkeit sind in der Literatur restringierte Prozesse mit einem Lag zu finden, deren drei Hauptvertreter wie folgt definiert sind:<sup>14)</sup>

– das Return-to-Normalcy-Modell:

$$(13) \quad (\xi_t - \bar{\xi}) = \Phi (\xi_{t-1} - \bar{\xi}) + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \Psi).$$

– das Random-Walk-Modell:

$$(14) \quad \xi_t = \xi_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \Psi).$$

– das Hildreth-Houck-Modell:

$$(15) \quad \xi_t = \bar{\xi} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \Psi).$$

Wie durch folgende Umformung der Darstellung (13) zu erkennen ist:

$$(16) \quad \xi_t = (I - \Phi)\bar{\xi} + \Phi \xi_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \Psi),$$

sind die Modelle (14) und (15) Spezialfälle des Return-to-Normalcy-Modells, die sich durch Restriktionen bezüglich  $\Phi$  ergeben ( $\Phi = I$  und  $\Phi = 0$ ). Um die Eigenschaften der Parameter  $\alpha_t$  und  $\beta_t$  zu erhalten, wird zunächst ein allgemeines Modell (13) geschätzt, welches dann in einem zweiten Schritt restringiert wird.

11) In dieser Arbeit wird auch ein zeitvariables  $\beta$  betrachtet, obwohl dies nicht durch eine zeitvariable term premia gegeben sein muss.

12) Siehe z. B. Harvey, A.: "Forecasting, Structural Time Series and the Kalman Filter", Cambridge, 1991; Morison, M.: "Testing for Random Walk Coefficients in Regression and State Space Models", 1998.

13) Das Problem in der Schätzung solcher Prozesse besteht im Wesentlichen in der Konvergenz numerischer Optimierungsalgorithmen, die durch die Substitutionsbeziehungen der Parameter bedingt ist.

14) Der Parametervektor  $\zeta$  beinhaltet modellabhängig entweder  $\alpha$  und  $\beta$  oder einen der beiden Parameter. Mit  $\bar{\zeta}$  wird der Mittelwert des Parametervektors  $\zeta$  dargestellt.

Die Maximum-Likelihood-Schätzung eines Return-to-Normalcy-Modells mit Hilfe des Kalman-Filters über den gesamten Zeitraum liefert folgende Parameter:<sup>15)</sup>

$$(17) \quad \Phi = \begin{bmatrix} 1.0162 & 0 \\ 0 & 0.1718 \end{bmatrix}.$$

Die beiden Steigungsparameter verhalten sich offensichtlich sehr unterschiedlich. Während der Einfluss der Forwardrate im gesamten Zeitraum fast unsystematisch um einen konstanten Wert<sup>16)</sup> schwankt, kann der Einfluss der Risikoprämie am ehesten durch ein Random-Walk-Modell modelliert werden. Dies entspricht genau den a priori Überlegungen der zeitvariierenden Erwartungswerthypothese, welche die Forwardrate um eine zeitvariierende Komponente, die term premia, bereinigt. Da im weiteren Verlauf die numerische Konvergenz des allgemeinen Return-to-Normalcy-Modells nicht gewährleistet werden kann, wird unter Nutzung der bisher gewonnenen Ergebnisse die  $\Phi$ -Matrix entsprechend restringiert:

$$(18) \quad \Phi = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix},$$

sodass sich für die term premia ein Random Walk und für den Steigungsparameter  $\beta_t$  eine Spezifikation nach Hildreth-Houck ergibt. Die Ergebnisse dieses Teilmodells sind in Tabelle 1 dargestellt. Aufgrund der relativ schlechten Prognoseergebnisse wird des Weiteren ein Modell geschätzt, in dem beide Parameter mit Hilfe eines Random Walks modelliert werden, das heißt  $\Phi = I_2$ . Die Ergebnisse sind ebenso in Tabelle 1 wiedergegeben.

Es ist offensichtlich, dass die Prognosegütemaße entgegen den Erwartungen relativ schlecht im Gegensatz zur Moving-Window-Kleinst-Quadrate-Schätzung sind. Eine detailliertere Untersuchung ergibt, dass durch den quasi unendlich großen Zustandsraum des Modells, welcher durch die Random Walks der Koeffizienten gegeben ist, die gesamten Störgrößen in den Parameterbewegungen zu finden sind und die Varianz der Messgleichung gegen null geht. Dies hat zur Folge, dass die Prognosen im Wesentlichen durch die Random Walks bestimmt werden. Dieses Problem könnte durch eine a priori Einschränkung des Zustandsraums umgangen werden. Eine Möglichkeit bestünde in der Modellierung mit Hilfe von Markov-Switching-Modellen.<sup>17)</sup> Die nächste Methode trägt den obigen Beobachtungen Rechnung, indem sie das Verhältnis der beiden Störterme  $u_t$  sowie  $\varepsilon_t$  und damit der Varianzen aus einem Prognosekalkül optimiert.

Die Flexible-Kleinst-Quadrate-Methode (FKQ) ergibt sich durch eine spezifische Interpretation des Random-Walk-Modells (14) nach Kalaba und Tesfatsion<sup>18)</sup>, indem die

expliziten Verteilungsannahmen der beiden Störterme in der Mess- sowie der Bewegungsgleichung aufgehoben werden und folgende Kostenfunktion

$$(19) \quad C(\xi_1, \dots, \xi_T; \lambda, D) = \sum_{t=1}^T u_t^2 + \lambda \sum_{t=1}^T \varepsilon_t^T D \varepsilon_t$$

über  $\lambda$  minimiert wird. Für  $D$  gibt es in der Literatur zwei übliche Spezifikationen. Einerseits kann  $D$  als Einheitsmatrix modelliert werden, was jedoch bei unterschiedlichen Niveaus der Regressoren dazu führen kann, dass die Variationen der Parameter unabhängig sind von dem Verhältnis der Regressoren. Daher wird die Matrix  $D$  auch häufig so gewählt, dass die Regressoren normiert werden:

$$(20) \quad D_{i,i} = \sum_{t=1}^T x_{i,t}^2.$$

Aufgrund dieser Spezifikationen besitzen die Parameter mit einem hohen Basisniveau der Regressoren ein stärkeres Gewicht in der Optimierungsfunktion und werden so eher minimiert als ein Parameter mit weniger Gewicht (in absoluten Werten). Da die beiden Regressoren von  $\alpha_t$  und  $\beta_t$  ein grundsätzlich unterschiedliches Niveau haben, wird diese Spezifikation von  $D$  hier zugrunde gelegt.

Der optimale Wert für  $\lambda$  wird durch den minimalen Root Mean Square Forecast Error in einem 100 Beobachtungen umfassenden Pre-Sample ermittelt.<sup>19)</sup> Je größer  $\lambda$  ist, desto höheres Gewicht erhält der Term der Koeffizientenbewegung, sodass das Modell mit  $\lambda \rightarrow \infty$  gegen eine einfache Kleinst-Quadrate-Schätzung mit konstanten Koeffizienten konvergiert. Als anderes Extrem mit  $\lambda \rightarrow 0$  werden die Modellkoeffizienten so flexibel geschätzt, dass eine genaue Anpassung von  $\hat{y}$  an  $y$  erfolgt. Genau jener Trade-off, welcher in den Zustandsraum-Modellen zu Schwierigkeiten führte, wird in diesem Modellrahmen durch eine optimale Ein-Schritt Prognose in einem Pre-Sample bestimmt und sollte daher zu besseren Ergebnissen führen.

Die Ergebnisse der verschiedenen Teilsysteme sind in Tabelle 1 dargestellt. Ausgehend von den schon vorhandenen Resultaten des Return-to-Normalcy-Modells scheinen die Prognoseergebnisse der Flexiblen Kleinst-Quadrate-Methode die Darstellung der term premia als zeitabhängig und die des Steigungsparameters als zeitunabhängig zu bestätigen. Das Modell mit zeitvariabler Konstante und einem auf eins restringierten Einfluss der Forwardrate liefert die besten Prognosen, ähnlich wie schon im Fall der Moving-Window-Schätzung.

Beginnend mit der Unbiased Erwartungswerthypothese nach Cox<sup>20)</sup>, welche die Forwardrate als unverzerrten Schät-

15) In dieser Schätzung wurden die Nichtdiagonalelemente der Matrizen  $\Phi$  und  $\Psi$  auf null restringiert. Standardfehler werden hier nicht dargestellt, können aber wie alle anderen hier nicht präsentierten Ergebnisse vom Autor ([pigorsch@stat.uni-muenchen.de](mailto:pigorsch@stat.uni-muenchen.de)) bezogen werden.

16) Dieser Wert beträgt 0,97.

17) Siehe z. B. Ahrens, R.: „Marktbasierete Zinsprognosen mit Regime-Switching-Modellen“, Band 169 der Schriftenreihe „Untersuchungen über das Spar-, Giro- und Kreditwesen“, Berlin, 2000, sowie Kim, C.-J./Nelson, C.R.: „State-Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications“, MIT, Cambridge, 1999.

18) Siehe Kalaba, R./Tsefatsion, L.: „Time varying linear regression via flexible least squares“, Computers and Mathematics with Application, Vol. 17 (8/9), 1989, S. 1215 ff.

19) Eine ständige rekursive Schätzung von  $\lambda$  brachte wider Erwarten schlechtere Ergebnisse.

20) Siehe Fußnote 10.

Tabelle 1: Gütemaße der Prognose mit Hilfe von Forwardzinsen

Modell	RMSFE <sup>1)</sup>	MAE <sup>2)</sup>	Trend <sup>3)</sup>	Weg <sup>4)</sup>
$r_{t+1}^{10} = r_t^{10}$	0,0025498	0,0019837	0,47511	0,4536
$r_{t+1}^{10} = \alpha + \beta f_t^{10}$	0,0025548	0,0019835	0,52066	0,4758
$r_{t+1}^{10} = \beta f_t^{10}$	0,0025409	0,0019615	0,52066	0,4588
$r_{t+1}^{10} = \alpha + f_t^{10}$	0,0025428	0,0019644	0,52893	0,4454
$r_{t+1}^{10} = \alpha_t^{MW:8} + \beta_t^{MW:8} f_t^{10}$	0,0032679	0,0024301	0,4570	0,4416
$r_{t+1}^{10} = \beta_t^{MW:8} f_t^{10}$	0,0026594	0,0020445	0,5837	0,5990
$r_{t+1}^{10} = \alpha_t^{MW:8} + f_t^{10}$	0,0026533	0,0020442	0,5837	0,5962
$r_{t+1}^{10} = \alpha_t^{MW:100} + \beta_t^{MW:100} f_t^{10}$	0,0025595	0,0019635	0,5158	0,4964
$r_{t+1}^{10} = \beta_t^{MW:100} f_t^{10}$	0,0025465	0,0019568	0,5384	0,5210
$r_{t+1}^{10} = \alpha_t^{MW:100} + f_t^{10}$	0,0025496	0,0019619	0,5384	0,5112
$r_{t+1}^{10} = \alpha_t^{RW} + \beta_t^{HH} f_t^{10}$	0,002561	0,001992	0,4886	0,5137
$r_{t+1}^{10} = \alpha_t^{RW} + \beta_t^{RW} f_t^{10}$	0,0035458	0,0027839	0,4615	0,4738
$r_{t+1}^{10} = \beta_t^{RW} f_t^{10}$	0,0025486	0,0019707	0,5067	0,4853
$r_{t+1}^{10} = \alpha_t^{RW} + f_t^{10}$	0,0025589	0,0019678	0,5158	0,4912
$r_{t+1}^{10} = \alpha_t^{FKQ} + \beta_t^{FKQ} f_t^{10}$	0,0025854	0,0019992	0,5067	0,5203
$r_{t+1}^{10} = \beta_t^{FKQ} f_t^{10}$	0,0027865	0,002096	0,5475	0,5555
$r_{t+1}^{10} = \alpha_t^{FKQ} + f_t^{10}$	0,0027963	0,0021078	0,5837	0,6019

1) Root mean square forecast error. – 2) Mean absolute forecast error. – 3) Relativer Anteil der richtigen Richtungsprognosen. – 4) Relativer Anteil der richtigen Prognosen, gewichtet mit der Differenz  $r_{t+1} - r_t$ .

zer der zukünftigen Spotrate darstellt, führt das Hinzufügen einer konstanten term premia zu keiner wesentlichen Verbesserung. Erst durch die Berücksichtigung einer zeitvariierenden term premia werden die Prognosegütemaße besser, insbesondere in den Modellen mit einem auf eins restringierten und somit konstanten Einfluss der Forwardrate. Diese Divergenz in dem Verhalten der beiden Koeffizienten wird auch in der Arbeit von Moryson<sup>21)</sup> bestätigt.

Weiterhin fällt auf, dass eine allgemeinere Modellstruktur nicht unbedingt zu besseren Ergebnissen führt. Dies gilt im Fall der jeweiligen Modellspezifikationen, in denen die Modelle mit restringiertem  $\beta$  meist bessere Prognosen liefern als Modelle mit zwei freien Parametern, als auch beim Vergleich der einzelnen Modellklassen untereinander. So ist die Prognoseleistung der Zustandsraum-Modelle, welche in Simulationsstudien<sup>22)</sup> sehr gut den zugrunde liegenden datengenerierenden Prozess nachbilden können, enttäuschend. Dies kann unter anderem dadurch begründet sein, dass sämtliche Unsicherheit durch die Parameter abgebildet wird und die Varianz der Messgleichung gegen null geht. Neuere Arbeiten berücksichtigen diese Tatsache, indem a priori die Anzahl der Zustände restringiert wird.<sup>23)</sup>

## Multivariate Modelle

Im Rahmen der Prognose der zehnjährigen Spotrate mit Hilfe von multivariaten Modellen stellt, ebenso wie bei den Forwardrate-Modellen, die Unbiased Erwartungswerthypothese nach (7) die Grundlage dar. Sie ergibt sich hier jedoch nicht aus der exakten Form, sondern durch folgende approximative Darstellung:

$$\begin{aligned}
 \frac{1}{P(t, \tau)} &= (1 + r(t))E[1 + r(t + 1)] \dots E[1 + r(t + \tau - 1)] \\
 (21) \quad &\Rightarrow \log\left(\frac{1}{P(t, \tau)}\right) = \sum_{s=t}^{t+\tau-1} \log(E[1 + r(s)]) \\
 &\Rightarrow -\frac{\log(P(t, \tau))}{\tau} = r(t, \tau) \approx \frac{1}{\tau} \sum_{s=t}^{t+\tau-1} \log(E[r(s)]) + \phi(\tau),
 \end{aligned}$$

wobei  $\phi$  eine Linearisierungsprämie darstellt. Des Weiteren wird die empirische Tatsache berücksichtigt, dass die Spotraten als I(1) Variablen betrachtet werden können.<sup>24)</sup> Der in (21) aufgezeigte Zusammenhang bedeutet, dass die heute beobachtete Spotrate dem arithmetischen Mittel der erwarteten zukünftigen risikolosen Zinsen entspricht. Ausgehend

21) Siehe Fußnote 12.

22) Siehe Neumann, T.: "Time-varying coefficient models: A comparison of alternative estimation strategies", Working Paper 142, Christian-Albrechts-Universität Kiel, Institut für Statistik und Ökonometrie, 1999.

23) Siehe Fußnote 17.

24) Alle Stationaritätstests von repräsentativen Restlaufzeiten konnten die I(1) Eigenschaft der Zinsen nicht verwerfen.

von dem approximativen Zusammenhang (21) sowie der Stationaritätseigenschaft von differenzierten I(1) Variablen ergibt sich nach Subtraktion von  $r(t)$  und anschließender Umformung die Stationarität der Zinsspreads:

$$(22) \quad \begin{aligned} r(t, \tau) - r(t) &= \frac{1}{\tau} \sum_{s=t}^{t+\tau-1} E[r(s) - r(t)] + \phi(\tau) \\ &= \frac{1}{\tau} \sum_{s=t}^{t+\tau-1} E[\Delta r(s)](\tau - s) + \phi(\tau). \end{aligned}$$

Diese Gleichung zeigt explizit nur die Stationarität des Zinsspreads zum risikolosen Zins  $r(t)$ , jedoch lässt sich jeder beliebige Spread zwischen zwei Spotraten durch die Differenz zum risikolosen Zins darstellen:

$$(23) \quad r(t, \tau_1) - r(t, \tau_2) = (r(t, \tau_1) - r(t)) - (r(t, \tau_2) - r(t)),$$

sodass die Addition der stationären Spreads auf der rechten Seite auch einen stationären Spread zwischen den Spotraten beliebiger Laufzeiten auf der linken Seite erzeugt. Diese theoretische Herleitung der Stationaritätseigenschaft des Zinsspreads lässt sich auch empirisch zwischen der zehnjährigen Spotrate und Zinsen mit anderen Laufzeiten beobachten, die aus dem theoretischen Kointegrationsvektor  $\beta = [1 \ -1]^T$  aus Gleichung (23) folgen.<sup>25)</sup>

Diese Eigenschaft der Zinsstruktur legt es nahe, gemäß Johansen<sup>26)</sup> ein Fehlerkorrektur-Modell (VECM) folgender Form zu schätzen:

$$(24) \quad \begin{bmatrix} \Delta r(t, 10a) \\ \Delta r(t, \tau_1) \\ \vdots \\ \Delta r(t, \tau_{n-1}) \end{bmatrix} = \alpha \beta^T \begin{bmatrix} r(t, 10a) \\ r(t, \tau_1) \\ \vdots \\ r(t, \tau_{n-1}) \end{bmatrix} + \Gamma(L) \begin{bmatrix} \Delta r(t, 10a) \\ \Delta r(t, \tau_1) \\ \vdots \\ \Delta r(t, \tau_{n-1}) \end{bmatrix} + u_t,$$

wobei sich die Matrix der Kointegrationsvektoren  $\beta^T$  aus der theoretischen Betrachtung ergibt als:<sup>27)</sup>

$$(25) \quad \beta^T = \begin{bmatrix} -1 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ -1 & 0 & 1 & \dots & \vdots \\ -1 & \vdots & \vdots & \ddots & 0 \\ -1 & 0 & \dots & 0 & 1 \end{bmatrix}.$$

Das bedeutet, dass die linearisierte Erwartungswerttheorie nur einen stochastischen Faktor unterstellt, der die gesamte Zinsstruktur (im Niveau) treibt, und dass Abweichungen zwischen den unterschiedlichen Spotraten langfristig wieder angeglichen werden. Die im weiteren Verlauf noch dargelegten Faktormodelle werden explizit durch Faktoren modelliert und erlauben im Einklang mit der Theorie die Berücksichtigung einer höheren Anzahl dieser stochastischen Faktoren. Dadurch kann nicht nur das Niveau,

sondern auch die Steigung und Krümmung modelliert werden, die in diesem einfachen Modell nur Abweichungen von einem langfristigen Gleichgewicht darstellen.

Das Modell (24) kann im Wesentlichen durch zwei Modelldimensionen spezifiziert werden. Einerseits muss die Mächtigkeit des Vektors, das heißt die Anzahl der Zinsen, die zusätzlich zum Zehnjährigen Zins im Modell berücksichtigt werden sollen, festgelegt werden. Da im vorhergehenden Abschnitt die Prognosen mit relativ starken a priori Restriktionen am besten waren, wird im weiteren Verlauf nur ein bivariates Fehlerkorrektur-Modell betrachtet, das heißt  $n=2$ . Eine trivariate Betrachtung führte zudem erwartungsgemäß zu keinen Prognoseverbesserungen.

Des Weiteren muss die Laglänge der Differenzen, das heißt die Matrix  $\Gamma(L)$ , bestimmt werden. Bei der Spezifizierung dieser beiden Modellparameter muss zudem die sowohl mit der Mächtigkeit als auch mit der Laglänge wachsende Anzahl der zu bestimmenden Parameter berücksichtigt werden.

Zusätzlich zum bivariaten Fehlerkorrektur-Modell wird auch jeweils ein Vektorautoregressives Modell (VAR) in Niveaus und in Differenzen betrachtet. Das Vektorautoregressive Modell in Differenzen ergibt sich bei Vernachlässigung der Kointegrationsbeziehungen aus dem Fehlerkorrektur-Modell, das heißt sind die zusätzlichen Informationen aus den Kointegrationsbeziehungen für die Prognose nicht hilfreich, so sollte das Vektorautoregressive Modell in Differenzen bessere Prognoseergebnisse aufweisen als das Fehlerkorrektur-Modell. Die Schätzung eines Vektorautoregressiven Modells in Niveaus begründet sich aus Simulationsstudien, siehe zum Beispiel Engle und Yoo sowie Lin und Tsay,<sup>28)</sup> die zeigen, dass Kurzfristprognosen eines Vektorautoregressiven Modells in Niveaus besser sind als die explizite Formulierung durch ein Fehlerkorrektur-Modell. Außerdem kann gezeigt werden, dass ein Vektorautoregressives Modell in Niveaus bei ausreichender Laglänge implizit die Kointegrationsbeziehungen berücksichtigt.<sup>29)</sup>

Des Weiteren ist es möglich, in der Spezifikation des Fehlerkorrektur-Modells und der unterschiedlichen Vektorautoregressiven Modelle eine Konstante zu berücksichtigen. Arbeiten, die den Einfluss einer Konstante auf die Prognoseergebnisse untersuchen,<sup>30)</sup> kommen jedoch zu dem eindeutigen Schluss, dass Systeme ohne Konstante wesentlich bessere Resultate aufweisen als solche mit Konstante. Dies zeigt insbesondere die Arbeit von Hassler und Wolters, welche die Prognosefähigkeit der Erwartungswerthypothese für den deutschen Geldmarkt, das heißt  $\tau \leq 12m$ , untersucht. So prognostiziert kein Teilsystem mit einer Konstanten bes-

25) Die Ergebnisse der Stationaritätstests werden aufgrund der Übersichtlichkeit hier nicht präsentiert.

26) Siehe Johansen, S.: "Statistical Analysis of cointegration vectors", Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 12, 1988, S. 231 ff.

27) In der Darstellung der Kointegrationsbeziehungen in (25) wird explizit der Zins mit einer Restlaufzeit von zehn Jahren als Basis aller Spreads dargestellt, da er im Mittelpunkt dieser Arbeit steht. Grundsätzlich ist es aber auch möglich, jeden anderen Zins zu wählen, was keinen signifikanten Einfluss auf die Ergebnisse haben sollte.

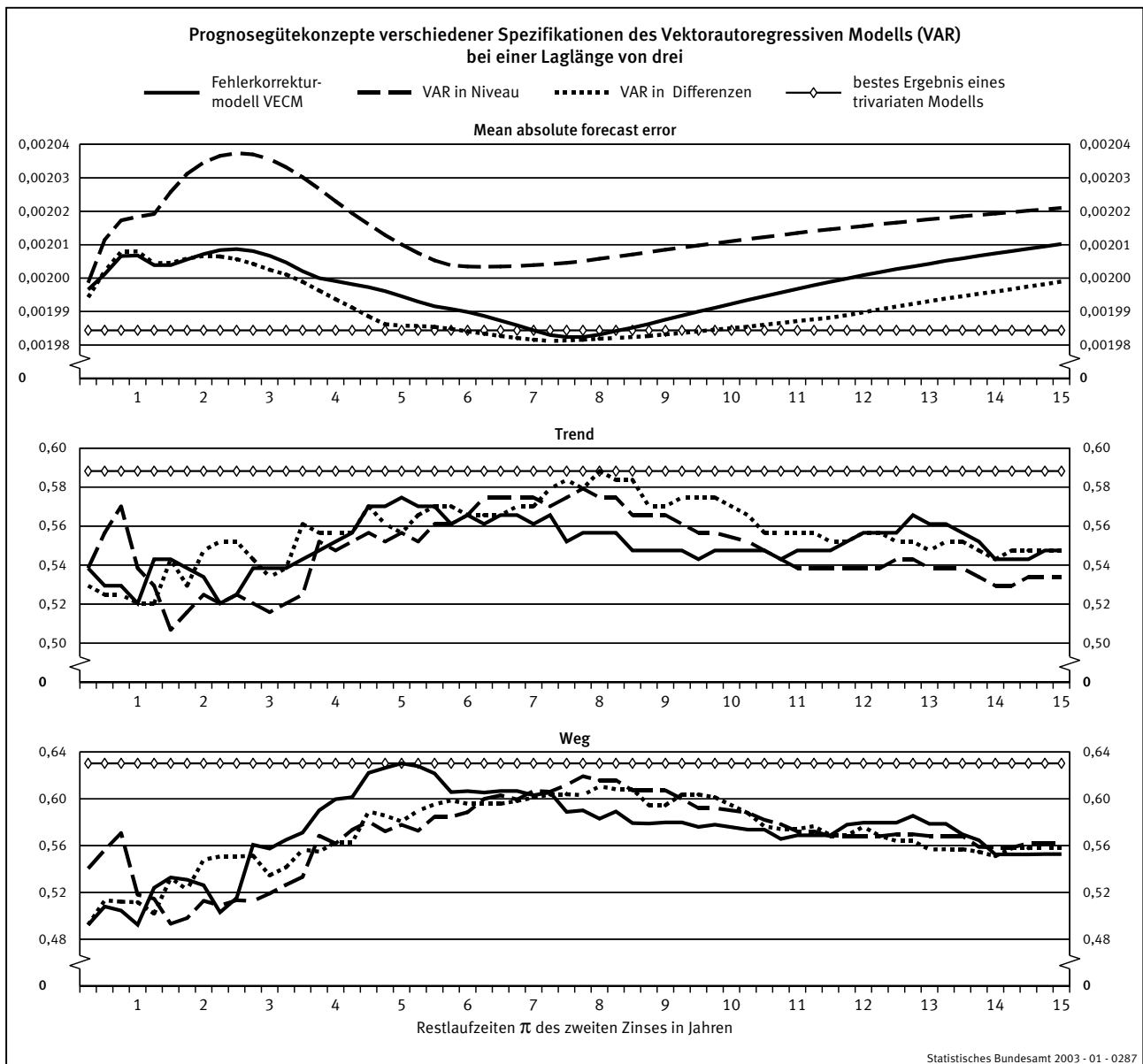
28) Engle, R./Yoo, B.: "Forecasting and testing in cointegrated systems", Journal of Econometrics, Vol. 37, 1987, S. 143 ff.; Lin, J./Tsay, R.: "Cointegration constraints and forecasting forecasting: An empirical examination", Journal of Applied Econometrics, Vol. 11, 1996, S. 519 ff.

29) Siehe Lütkepohl, H.: "Introduction to Multiple Time Series Analysis", Berlin, 1993; Park, J./Phillips, P.: "Statistical Inference in regression with integrated processes: Part 2", Econometric Theory, Vol. 5, 1989, S. 95 ff.; Sims, C./Stock, J./Watson, M.: "Inference in linear time series models with unit roots", Econometrica, Vol. 58, 1990, S. 113 ff.

30) Siehe z. B. Clements, M./Hendry, D.: "Forecasting in cointegrated systems", Journal of Applied Econometrics, Vol. 10, 1995, S. 127 ff. sowie Hassler, U./Wolters, J.: "Forecasting money market rates in the unified Germany", Volkswirtschaftliche Reihe 24, Freie Universität Berlin, 1999.



Schaubild 1



ser als ohne eine Konstante. Basierend auf diesen Ergebnissen wird daher auch hier auf eine Konstante verzichtet.<sup>31)</sup>

Aufgrund der reichlich vorhandenen Spezifikationsmöglichkeiten, wie Anzahl der verwendeten Zeitreihen, Laglänge sowie mögliche Darstellungen als Vektorautoregressives Modell in Niveaus, Differenzen bzw. als Fehlerkorrekturmodell, ist es zunächst hilfreich, die Ergebnisse grafisch aufzubereiten.

Schaubild 1 zeigt die Prognosekennzahlen in Abhängigkeit von der Restlaufzeit des zweiten Zinses in einem bivariaten Vektorautoregressiven Modell mit Laglänge drei. Des Weiteren ist die jeweils beste Prognosekennzahl eines trivariaten Vektorautoregressiven Modells abgetragen. Die Grafik ver-

anschaulicht zum einen, dass ein bivariates System in fast allen Fällen mindestens genauso gute Ergebnisse liefert wie ein trivariates System. Zudem ist erkennbar, dass der Zins für Anleihen mit einer Restlaufzeit zwischen fünf und acht Jahren zusätzlichen Erklärungsgehalt für die zukünftige Entwicklung des zehnjährigen Zinses hat.

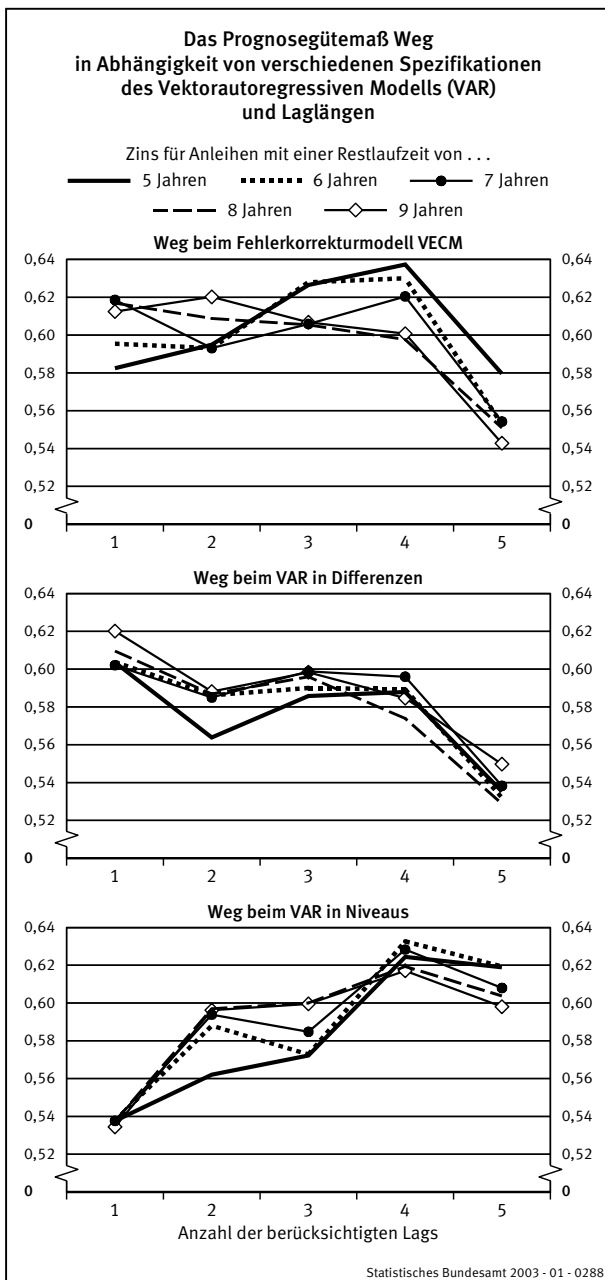
Um den Einfluss der Laglänge zu betrachten, wird eine alternative Darstellung gewählt.

Schaubild 2 zeigt die Prognosekennzahl Weg in Abhängigkeit von der gewählten Laglänge eines Vektorautoregressiven Modells in Niveaus, Differenzen bzw. als Fehlerkorrekturmodell mit alternativen Zinssätzen, deren Restlaufzeit zwischen fünf und 7 1/2 Jahren liegen.

31) Trotz dieser Ergebnisse wurden alle Systeme auch mit einer Konstanten geschätzt. Wie zu erwarten war, zeigen diese Modelle eindeutig schlechtere Resultate auf, sodass diese im Folgenden im Interesse der Übersichtlichkeit nicht dargestellt werden.



Schaubild 2



Zwei Effekte sind relativ eindeutig aus der Grafik zu erkennen. Das Vektorautoregressive Modell in Niveauspezifikation in der unteren Teilgrafik des Schaubildes 2 zeigt ein tendenzielles Ansteigen des Gütemaßes, während das Vektorautoregressive Modell in Differenzen einen fallenden Verlauf aufweist. Die Verbesserung des Gütemaßes des Vektorautoregressiven Modells in Niveaus erscheint plausibel in Anbetracht der Tatsache, dass bei einer ausreichend großen Laganzahl dieser Spezifikation implizit vorhandene Kointegrationsbeziehungen berücksichtigt werden. Der zusätzliche Informationsgewinn aus den Kointegrationsbeziehungen

überwiegt den Nachteil von eventuell multikollinearen Regressoren. Dieser Effekt der Multikollinearität scheint im Vektorautoregressiven Modell in Differenzen mit steigender Laganzahl zu dominieren. Dies ist nachvollziehbar, da eventuell vorhandene Kointegrationsbeziehungen durch Differenzenbildung eliminiert werden.

Die Fehlerkorrektur-Modell-Spezifikation, welche sowohl theoretisch als auch empirisch durch die Nichtstationarität der Spotraten empfohlen wird, liefert das Modell mit den besten Prognoseergebnissen. Es scheint daher einerseits die guten Eigenschaften des Vektorautoregressiven Modells in Differenzen zu übernehmen, indem es gute Prognosen mit einer geringen Laganzahl generiert, andererseits diejenigen des Vektorautoregressiven Modells in Niveaus, da es nun aufgrund der expliziten Berücksichtigung der Kointegrationsbeziehungen die guten Prognoseergebnisse bis zu einem Lag von vier aufrecht erhält.

## Faktormodelle der Zinsstruktur

Faktormodelle entstammen den Bewertungsmodellen von Derivaten und stellen ein relativ junges Gebiet in der Zinsstrukturtheorie dar. Die grundsätzliche Idee dieser Zinsstrukturmodelle besteht darin, jede Null-Kupon-Anleihe als Derivat auf ein oder mehrere abstrakte Faktoren anzusehen (z. B. auf den Kurzfristzins) und auf Grundlage dieser Abhängigkeit mit Hilfe der Itô-Formel, wie im Fall eines Aktienderivates, einen fairen Wert zu bestimmen. Im Unterschied zu den Bewertungsmodellen von Aktienderivaten ist nun jedoch der Kurzfristzins stochastisch, nicht mehr deterministisch, und die Faktoren sind nicht mehr beobachtbar.

Eine spezielle Klasse dieser Zinsstrukturmodelle sind die exponentiell affinen Modelle nach Duffie und Kan<sup>32)</sup>, welche im Wesentlichen den Rahmen bilden für alle bekannten Zinsstrukturmodelle. Diese Modellklasse wird daher im Folgenden ausführlicher dargestellt. Anschließend werden verschiedene affine Faktormodelle vorgestellt und für die Prognose des zehnjährigen Zinses in Deutschland verwendet.

Unter der sehr allgemeinen Formulierung der Bewegungsgleichung des Kurzfristzinses in Form eines Itô-Prozesses:

$$(26) \quad dr(t) = \mu^r(t, r(t))dt + \sigma^r(t, r(t))dw,$$

ist es im Allgemeinen schwer, ein geschlossenes Bondbewertungsfunktional bzw. die Diskontfunktion  $P(t, \tau)$  zu finden und gleichfalls Schätzungen dieser Modelle durchzuführen.<sup>33)</sup> Das Bondbewertungsfunktional ergibt sich als Lösung der fundamentalen partiellen Differentialgleichung:

$$(27) \quad \frac{\partial P(t, \tau, r(t))}{\partial t} + (\mu^r(t, r(t)) - \lambda(t)\sigma^r(t, r(t))) \frac{\partial P(t, \tau, r(t))}{\partial r(t)} + \frac{1}{2} (\sigma^r(t, r(t)))^2 \frac{\partial^2 P(t, \tau, r(t))}{\partial r(t)^2} - r(t)P(t, \tau, r(t)) = 0$$

$$P(t, 0, \cdot) = 1.$$

32) Siehe Duffie, D./Kan, R.: "A yield-factor model of interest rates", *Mathematical Finance*, Vol. 6(4), 1996, S. 379 ff.

33) Die Problematik der Schätzung von Zinsstrukturmodellen wird im Folgenden noch behandelt. Es sei hier nur darauf hingewiesen, dass eine Schätzung der Modelle nicht notwendigerweise ein geschlossenes Bondbewertungsfunktional benötigt. Mit Hilfe numerischer Verfahren (numerische Integration) ist es möglich, eine approximative Lösung zu erhalten, siehe Seydel, R.: „Einführung in die numerische Berechnung von Finanz-Derivaten“, Berlin, 2000, dort insbesondere Kapitel 3 für einfache Differentialgleichungen und Kapitel 4, 5.

Diese analytisch aufwändige partielle Differentialgleichung kann im Rahmen der exponentiell affinen Zinsstrukturmodelle vereinfacht werden, indem (27) in  $n + 1$  analytisch handhabbare einfache Differentialgleichungen transformiert wird, wobei  $n$  die Anzahl der Faktoren darstellt.

Dabei werden die exponentiell affinen Zinsstrukturmodelle allgemein durch folgende Dynamik der Faktoren bezüglich des äquivalenten Martingalmaßes:

$$(28) \quad dX_t = \tilde{K}(\tilde{\Theta} - X_t)dt + \sigma^D(X_t)d\tilde{w},$$

mit der Diagonalmatrix:

$$(29) \quad \sigma^D(X_t) = \begin{pmatrix} \sqrt{\alpha_1 + \beta_1^T X_t} & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & \sqrt{\alpha_n + \beta_n^T X_t} \end{pmatrix},$$

und einer vollbesetzten Matrix  $\Sigma$  spezifiziert. Unter der weiteren Annahme, dass die Faktorriskiken proportional zur Matrix  $\sigma^D(X_t)$  modelliert werden:

$$(30) \quad \lambda(t) = \sigma^D(X_t)\bar{\lambda},$$

ergibt sich die Dynamik bezüglich des empirischen Wahrscheinlichkeitsmaßes gleichfalls als affine Funktionen:

$$(31) \quad dX_t = K(\Theta - X_t)dt + \sigma^D(X_t)dw.$$

Dieses Vorgehen gilt auch umgekehrt, das heißt ausgehend von einem affinen Modell bezüglich des empirischen Maßes (31) und der Modellierung der Matrix  $\sigma^D(X_t)$  nach (29) kann das Modell bezüglich des risikoneutralen Maßes als (28) dargestellt werden.

Ausgehend von der Formulierung (31) mit (30) und (29) kann gezeigt werden, dass sich das Bondbewertungsfunktional ergibt als:<sup>34)</sup>

$$(32) \quad P(t, \tau) = \exp(A(\tau) + B(\tau)X_t),$$

wobei die Funktionen  $A(\tau)$  und  $B(\tau)$ , auch Durationsfaktoren genannt, das folgende System von einfachen Differentialgleichungen lösen:

$$(33) \quad \begin{aligned} \frac{dA(\tau)}{d\tau} &= B(\tau)^T K\Theta - \sum_{i=1}^n \left[ \sum^T B(\tau) \right]_i \bar{\lambda}_i \alpha_i + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \left[ \sum^T B(\tau) \right]_k^2 \alpha_k \\ \frac{dB(\tau)}{d\tau} &= -K^T B(\tau) - \sum_{i=1}^n \left[ \sum^T B(\tau) \right]_i \bar{\lambda}_i \beta_i + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \left[ \sum^T B(\tau) \right]_k^2 \beta_k + B_0 \end{aligned}$$

mit  $B_0 = \lim_{\tau \rightarrow 0} \frac{B(\tau)}{\tau}$ .

Nun kann analog zur bekannten Optionsbewertungstheorie verfahren werden, indem die Dynamik bezüglich des empirischen Wahrscheinlichkeitsmaßes modelliert wird (31) und dann Aussagen bezüglich des bewertungsrelevanten Martingalmaßes (32) mit (33) hergeleitet werden.

Bevor jedoch dieses allgemeine Verfahren zur Modellierung der exponentiell affinen Zinsstrukturmodelle anhand einzelner spezifischer Faktormodelle konkretisiert wird, soll zunächst ebenso in verallgemeinerter Form die Schätzmethode der Modelle skizziert werden.

Die Schätzung von affinen Zinsstrukturmodellen erfolgt in der Literatur unterschiedlich. Dabei werden im Wesentlichen drei Zweige unterschieden, welche sich aus dem panelartigen Charakter der Zinsstrukturmodelle ergeben. Durch die Zinsen für Anleihen mit unterschiedlichen Restlaufzeiten zum gleichen Zeitpunkt, die eigentliche Zinsstruktur, ist eine Querschnittsdimension gegeben, welche durch den Zusammenhang zwischen den Wahrscheinlichkeitsmaßen mit der Dynamik der Faktoren, der Längsschnittdimension des Modells, verbunden ist.

Wird nur die Querschnittsdimension, das heißt unterschiedliche Spotraten zum gleichen Zeitpunkt, betrachtet, so können über eine geeignete Auswahl von Zinsen die Parameter bezüglich des risikoneutralen Wahrscheinlichkeitsmaßes durch die beobachtete Zinsstruktur über das Bondbewertungsfunktional (32) gewonnen werden. Diese Art der Parameterschätzung wird Kalibrierung genannt. Dabei ist es jedoch nur möglich, Aussagen über die Parameter bezüglich des Martingalmaßes zu treffen. Diese einseitige Identifikation der risikoneutralen Parameter führt dazu, dass mit dieser Methode keine Prognose möglich ist. Wesentlicher Vorteil dieser Methode ist jedoch die flexible Anpassung der geschätzten an die beobachtete Zinsstruktur, welche vorwiegend bei der Bewertung von Zinsderivaten eingesetzt wird, da in diesem Fall keine Aussage bezüglich des empirischen Wahrscheinlichkeitsmaßes notwendig ist.

Eine zweite Möglichkeit der Schätzung affiner Zinsstrukturmodelle besteht in der alleinigen Berücksichtigung der Längsschnittdimension, die durch das System von Differentialgleichungen (31) gegeben ist. Um die zeitstetige Darstellung auf die zeitdiskreten Beobachtungen anzupassen, werden die Differentialgleichungen diskretisiert.<sup>35)</sup> Die Schätzung erfolgt dann mit Hilfe von GARCH-Prozessen<sup>36)</sup> oder GMM-Methoden.<sup>37)</sup> Bei dieser Schätzung ist es notwendig, eine beobachtbare Zeitreihe als Proxyvariable für den nicht beobachtbaren Zins von Anleihen mit einer Restlaufzeit von null zu verwenden. Häufig werden diese Methoden auch auf Zinsen von Anleihen mit sehr langer Restlaufzeit angewandt, um so die Schätzung der gesamten Zinsstruktur zu umgehen.<sup>38)</sup> Diese Einzelschätzung der Dynamik von unterschiedlichen Zinsen berücksichtigt dabei nicht die Ver-

34) Eine ausführliche Darstellung dieses Beweises befindet sich in der diesem Artikel zugrunde liegenden Diplomarbeit und kann vom Autor bezogen werden.  
 35) Die Verfahren zur Diskretisierung sind dabei unterschiedlich. Während z. B. Chan, K./Karolyi, G./Longstaff, F./Sanders, A.B.: "An empirical comparison of alternative models of the short-term interest rate", The Journal of Finance, Vol. 47(3), 1992, S. 1209 ff., eine relativ einfache Variante benutzen, indem die Differentialoperatoren durch Differenzenoperatoren ersetzt werden, betrachtet z. B. Nowman, K.B.: "Gaussian estimation of single-factor continuous time models of the term structure of interest rates", The Journal of Finance, Vol. 52(4), 1997, S. 1695 ff., eine exakte Lösung.  
 36) Wie z. B. Balduzzi, P./Das, S.R./Foresi, S./Sundaram, R.: "A simple approach to three-factor affine term structure models", The Journal of Fixed Income, Vol. 6, 1996, S. 43 ff.  
 37) Siehe Chan, K. et. al., Fußnote 35.  
 38) Siehe Byers, S.L./Nowman, K.B.: "Forecasting U.K. and U.S. interest rates using continuous time term structure models", International Review of Financial analysis, Vol. 7(3), 1998, S. 191 ff.

bindung der Zinsen untereinander, was jedoch die eigentliche Aufgabe eines Zinsstrukturmodells sein sollte.

Wird bei der Schätzung sowohl die Längs- als auch die Querschnittsdimension betrachtet, so kann dies durch eine Interpretation des Zinsstrukturmodells als Zustandsraummodell erfolgen. Dabei ergibt sich die Bewegungsgleichung als Beschreibung der Dynamik der Faktoren durch die Spezifikation des (diskretisierten) Systems von Differentialgleichungen (31). Dementsprechend folgt die Messgleichung aus dem exponentiell affinen Bondbewertungsfunktional (32), welches ausgehend von den Zuständen der Faktoren eine arbitragefreie Bewertung jeder Null-Kupon-Anleihe mit beliebiger Restlaufzeit liefert. Diese Schätzmethode wurde wesentlich von Babbs und Nowman<sup>39)</sup>, Duan und Simonato<sup>40)</sup>, Geyer und Pichler<sup>41)</sup> sowie Lund<sup>42)</sup> motiviert. Durch die Darstellung als Zustandsraummodell können für die Schätzung des Modells bekannte Verfahren wie der lineare Kalman-Filter oder der Quasi-Maximum-Likelihood-Kalman-Filter angewandt werden.

Diese Schätzmethode wird aufgrund der aufgezeigten Vorteile auch hier für die Schätzung und Prognose verwendet. Dabei werden die Bewegungs- und die Messgleichung des Modells wie folgt spezifiziert.

Die Beobachtungsgleichung des Zustandsraummodells ergibt sich durch die spezifische, exponentiell affine Form des Bondbewertungsfunktionals (32) und die Anwendung des definitorischen Zusammenhangs zwischen den Preisen von Null-Kupon-Anleihen und der Spotrate einer Null-Kupon-Anleihe in Gleichung (1) als:

$$(34) \quad r(t, \tau) = -\frac{A(\tau)}{\tau} - \frac{B(\tau)}{\tau} X_t.$$

Da die Spotraten für alle Maturitäten beobachtbar sind und die Funktionen  $A(\tau)$  und  $B(\tau)$  sich aus der Lösung des Systems der Differentialgleichungen (33) ergeben, sind alle Terme in der Messgleichung bestimmt.

Dieser affine Zusammenhang (34) soll für alle Spotraten beliebiger Restlaufzeit gelten. Aufgrund der Schätzmethode sollte jedoch nur eine endliche Anzahl an Spotraten verwendet werden. Hier wird daher in allen Modellen ein Stützvektor bestimmter Restlaufzeiten als Basis dienen:  $\tau = [1 \ 2 \ 4 \ 8 \ 10 \ 12]$  (in Jahren). Da also sechs Spotraten mit unterschiedlichen Restlaufzeiten betrachtet werden und diese durch höchstens drei Faktoren (im Dreifaktormodell) erklärt werden, ist es im Allgemeinen nicht möglich, diese exakt zu beschreiben.<sup>43)</sup> Die so entstehenden unsystemati-

schen Fehler in der Messgleichung können durch Bid-Ask-Spreads oder Messfehler auftreten, sodass Gleichung (34) nicht exakt gilt.

Um dies zu berücksichtigen, wird eine additive, unabhängige multivariat-normalverteilte Störkomponente  $\varepsilon_t$  eingeführt. Die Modellierung der symmetrischen (6x6) Varianz-Kovarianz-Matrix von  $\varepsilon_t$ ,  $\text{VAR}[\varepsilon_t] = \Omega \forall t \in [1:1972, 6:1999]$ , erfolgt in der Literatur anhand unterschiedlicher Ansätze. Dem technisch korrekten Ansatz, die vollbesetzte Matrix  $\Omega$  in eine Diagonalmatrix  $D$  und eine untere Dreiecksmatrix  $L$  mit Einsen auf der Hauptdiagonalen zu zerlegen und diese  $n(n-1)$  Parameter frei zu schätzen, sodass sich  $\Omega = LDL^T$  ergibt und stets aufgrund der Konstruktion positiv definit ist, steht entgegen, dass sich bei sechs beobachteten Spotraten bereits 15 zusätzliche Parameter ergeben, was zu Konvergenzproblemen des Schätzalgorithmus führen kann. So führt die praktische Implementierung dieser Modellierung in der Schätzung des einfachen Vasicek-Modells wie erwartet zu Konvergenzproblemen, sodass eine alternative Parametrisierung vorgezogen wird. Dabei wird nicht eine vollbesetzte Varianz-Kovarianz-Matrix angenommen, sondern eine Diagonalmatrix, deren Elemente auf die positiven reellen Zahlen beschränkt wird. Eine weitere Vereinfachung unterstellt eine Diagonalmatrix mit gleichen Elementen:  $\Omega = \sigma_\varepsilon^2 I_6$ . Somit ergibt sich die Messgleichung des Zustandsraummodells als:<sup>44)</sup>

$$(35) \quad [r(t, \tau)]_{6 \times 1} = -\frac{A(\tau)}{\tau} \underset{6 \times 1}{\mathbf{1}} + -\frac{B(\tau)}{\tau} \underset{6 \times n}{\mathbf{X}_t} + \underset{6 \times 1}{\varepsilon_t}$$

mit:

$$(36) \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2 I_6).$$

Die Gewinnung der Bewegungsgleichung des Zustandsraummodells ist im Gegensatz zur Darstellung der Messgleichung (35) ein nicht mehr triviales Problem, denn ausgehend von der zeitstetigen Spezifikation durch das System der Differentialgleichungen bezüglich des empirischen Wahrscheinlichkeitsmaßes (31) muss nun für diese Bewegung ein äquivalentes Komplement in diskreter Darstellung gefunden werden. Ausgangspunkt stellt hierbei die Niveaudarstellung dar:<sup>45)</sup>

$$(37) \quad X_s = \overset{s}{\exp(-K(s-t))} X_t + \overset{s}{\exp(-K(s-v))} K \Theta d v + \overset{s}{\exp(-K(s-v))} \sigma^D(X_v) d w_v.$$

39) Siehe Babbs, S.H./Nowman, K.B.: "An application of generalized Vasicek term structure models to the UK gilt-edged market: a Kalman filtering analysis", Applied Financial Economics, Vol. 8, 1998, S. 637 ff.

40) Siehe Duan, J.-C./Simonato, J.-G.: "Estimating and testing exponential-affine term structure models by Kalman filter", Review of Quantitative Finance and Accounting, Vol. 13, 1999, S. 111 ff.

41) Siehe Geyer, A.L./Pichler, S.: "A state-space approach to estimate and test multifactor Cox-Ingersoll-Ross models of the term structure", The Journal of Financial Research, Vol. 22(1), 1999, S. 107 ff.

42) Siehe Lund, J.: "Econometric analysis of continuous-time arbitrage-free models of the term structure of interest rates", Working Paper 11, The Aarhus School of Business, 1997.

43) Würde man  $K=n$  Zinsen berücksichtigen, so gäbe es keine Störgrößen und das Modell könnte mit Hilfe der Faktoren exakt kalibriert werden. Bei dieser Methode hängen die erzielten Ergebnisse aber extrem von der Wahl der drei repräsentativen Zinsen ab, da angenommen wird, dass diese Zinsen ohne Messfehler beobachtet wurden, weshalb diese Methode hier nicht gewählt wird.

44) Die Matrixgröße wird dabei als Subscript am jeweiligen Term gekennzeichnet.

45) Wie z. B. bei Lund, siehe Fußnote 42. Im weiteren Verlauf der Arbeit wird mit  $\overset{s}{\exp}$  angedeutet, dass es sich um die Matrixexponentialfunktion handelt, welche sich wie folgt definiert:

$$\overset{s}{\exp}(AT) \equiv \sum_{k=0}^{\infty} \frac{1}{k!} (AT)^k.$$

Für die Implementierung des linearen und Quasi-Maximum-Likelihood-Kalman-Filters müssen die beiden ersten bedingten Momente mit Hilfe der Niveaudarstellung abgeleitet werden.<sup>46)</sup> Der Erwartungswert  $E[X_s|X_t]$  ergibt sich unter Beachtung der Eigenschaft des Erwartungswertes eines Itô-Integrals, das heißt aus

$$E \int_t^s \overrightarrow{\exp(-K(s-v))} \sigma^D(X_v) dw_v = 0 \text{ folgt:}$$

$$(38) \quad E X_s | X_t = \overrightarrow{\exp(-K(s-t))} X_t + \int_t^s \overrightarrow{\exp(-K(s-v))} K \Theta dv$$

$$= \overrightarrow{\exp(-K(s-t))} X_t + (I_n - \overrightarrow{\exp(-K(s-t))}) \Theta .$$

Unter der Annahme äquidistanter Beobachtungen gilt  $s=t+1$ , sodass der bedingte Erwartungswert wie folgt in diskreter Form dargestellt werden kann:

$$(39) \quad E X_{t+1} | X_t = \overrightarrow{\exp(-K)} X_t + (I_n - \overrightarrow{\exp(-K)}) \Theta .$$

Für die Implementierung im Kalman-Filter bietet sich eine Bewegungsgleichung ohne Konstante an. Somit ergibt sich Gleichung (39) als:

$$(40) \quad E X_{t+1} - \Theta | X_t = \overrightarrow{\exp(-K)} (X_t - \Theta) .$$

Die bedingte Varianz-Kovarianz-Matrix folgt aus der Betrachtung des stochastischen Terms  $\int_t^s \overrightarrow{\exp(-K(s-v))} \sigma^D(X_v) dw_v$  als:

$$(41) \quad VAR X_s | X_t = E \left( \int_t^s \overrightarrow{\exp(-K(s-v))} \sigma^D(X_v) dw_v \right. \\ \left. \left( \int_t^s \overrightarrow{\exp(-K(s-v))} \sigma^D(X_v) dw_v \right)^T | X_t \right) .$$

Durch Umformungen und unter Berücksichtigung der Eigenschaften stochastischer Integrale zeigt Lund<sup>47)</sup>, dass gilt:

$$(42) \quad VAR X_s | X_t = \int_t^s \overrightarrow{\exp(-K(s-v))} E \sigma^D(X_v)^2 | X_t \\ \overrightarrow{\exp(-K^T(s-v))} dv$$

mit:

$$(43) \quad E \sigma^D(X_v)^2 | X_t \quad_{i,i} = \alpha_i + \beta_i^T E X_v | X_t .$$

Diese Kovarianzmatrix (42) ist im Allgemeinen nicht zustandsunabhängig, das heißt  $\beta_i \neq 0 \exists i \in \{0, \dots, n\}$ , sodass die Bewegungsgleichung des Zustandsraumsystems nicht durch einen normalverteilten Vektorautoregressiven(1)-Prozess beschrieben werden kann, was jedoch für die Anwendung des linearen Kalman-Filters benötigt wird. Daher wird

der Quasi-Maximum-Likelihood-Kalman-Filter benutzt, der anstelle der konstanten Kovarianzmatrix die zustandsabhängige Kovarianzmatrix verwendet, welche nach jedem Filterschritt aktualisiert wird.

Wird die Volatilität als eigenständiger Faktor in das Zustandsraummodell implementiert, so sind grundsätzlich negative Realisationen dieses Faktors nicht auszuschließen. Um dies zu vermeiden, wird eine negative Realisation der Faktoren nicht berücksichtigt und auf null gesetzt. In allen anderen Details des Filters entspricht das Vorgehen beim Quasi-Maximum-Likelihood-Kalman-Filter exakt dem beim linearen Kalman-Filter.

In den folgenden Abschnitten erfolgt eine kurze Darstellung der bekanntesten Faktormodelle. Dabei wird mit dem Einfaktormodell nach Vasicek begonnen und dieses anschließend verallgemeinert. Bei den darauf folgenden Zweifaktormodellen wird jeweils eine stochastische Volatilität und eine stochastische central tendency berücksichtigt. Im Dreifaktormodell werden die Zweifaktormodelle zusammengeführt und simultan eine stochastische Volatilität und eine stochastische central tendency betrachtet.

### Das Einfaktormodell nach Vasicek

Ausgangspunkt für dieses Modell ist die Spezifizierung der Zustandsvariable  $X_t$  in Form des Kurzfristzinses  $r_t$  durch einen Ornstein-Uhlenbeck-Prozess bezüglich des empirischen Wahrscheinlichkeitsmaßes der Form:

$$(44) \quad dr_t = \kappa(\theta - r_t)dt + \sigma dw .$$

Der Koeffizient<sup>48)</sup>  $\theta$  ist als langfristiges Gleichgewichtsniveau des Kurzfristzinses zu interpretieren, welches in Abhängigkeit von  $\kappa$  mit einer bestimmten „Geschwindigkeit“ erreicht wird.  $\sigma$  ist die konstante Volatilität.

Durch die Zerlegung der Varianz-Kovarianz Matrix bei exponentiell affinen Zinsstrukturmodellen in eine Diagonal- und eine vollbesetzte Matrix  $\sigma^D(X_t)$  bzw.  $\Sigma$  kann das Modell durch (44) noch nicht eindeutig identifiziert werden. Sowohl  $\Sigma = \sigma$  als auch  $\alpha = \sqrt{\sigma}$  sind mögliche Lösungen. Erst durch die Spezifikation der Faktorisierungen kann das Modell eindeutig beschrieben werden.

Wird ein konstanter Marktpreis des Risikos angenommen, so unterstellt Gleichung (29), dass die Diagonalmatrix  $\sigma^D(X_t)$  als Einheitsmatrix dargestellt werden kann und sich somit  $\alpha = 1$  und  $\Sigma = \sigma$  ergeben:

$$(45) \quad \lambda(r_t; t) \equiv \bar{\lambda} .$$

Die geschlossene Lösung des Bondbewertungsfunktionales folgt dann aus der Lösung des Systems der einfachen Diffe-

46) Während sich die Normalverteilung bereits durch ihre beiden ersten Momente eindeutig beschreiben lässt, ist es für die Quasi-Maximum-Likelihood-Methode ausreichend, nur diese Momente zu berücksichtigen.

47) Siehe Fußnote 42, S. 9.

48) In der englischsprachigen Literatur wird dieser Koeffizient auch "central tendency" genannt.

rentialgleichungen (33), welche im Vasicek-Modell folgende Spezifikation aufweisen:

$$(46) \quad \begin{aligned} \frac{dA(\tau)}{d\tau} &= \frac{1}{2} B(\tau)^2 \sigma^2 + B(\tau)\kappa\theta - B(\tau)\sigma\bar{\lambda}, \\ \frac{dB(\tau)}{d\tau} &= -B(\tau)\kappa - 1 \end{aligned}$$

mit den Randwertbedingungen  $A(0) = 0, B(0) = 0$ . Die Durationsfunktionen ergeben sich als Lösung des Systems (46) und lauten<sup>49)</sup>:

$$(47) \quad \begin{aligned} A(\tau) &= \frac{4\theta\kappa^2(1 - \exp(-\kappa\tau) - \kappa\tau) + \alpha(3 + \exp(-2\kappa\tau) - 4\exp(-\kappa\tau))}{4\kappa^3} \\ &\quad + \frac{\alpha(4\kappa^2\bar{\lambda}\tau + \kappa(-4\bar{\lambda} + 4\exp(-\kappa\tau)\bar{\lambda} + 2\tau))}{4\kappa^3}, \\ B(\tau) &= \frac{1 - \exp(\kappa\tau)}{\kappa}. \end{aligned}$$

Durch Einsetzen in das Bondbewertungsfunktional und anschließende Vereinfachung erhält man für den Bondpreis folgende funktionale Form:

$$(48) \quad \begin{aligned} P(t, \tau) &= \exp \left[ \frac{2\kappa(\bar{\lambda}\sigma - \kappa\theta) + \sigma^2}{2\kappa^2} \tau - \frac{\kappa(\bar{\lambda}\sigma - \kappa\theta) + \sigma^2}{\kappa^3} (1 - \exp(-\kappa\tau)) \right] \\ &\quad \exp \left[ \frac{\sigma^2}{4\kappa^3} (1 - \exp(-2\kappa\tau)) - \frac{1 - \exp(-\kappa\tau)}{\kappa} r_t \right]. \end{aligned}$$

Mit der Spezifizierung des Bondbewertungsfunktionales in Gleichung (48) ist die Messgleichung des Zustandsraummodells bestimmt. Die Parameter haben folgende intuitive Bedeutung: Je größer  $\kappa$  ist, desto schneller bewegt sich der Kurzfristzins in Richtung seines langfristigen Gleichgewichts  $\theta$ . Dieser schnellere Abbau des Ungleichgewichts zeigt sich dadurch auch in der Steigung der Zinsstrukturkurve: Je höher  $\kappa$ , umso steiler verläuft die Zinsstruktur.  $\theta$  als langfristiges Gleichgewicht des Kurzfristzinses beeinflusst ebenfalls die gesamte Zinsstruktur, denn durch ein höheres Normalniveau des Kurzfristzinses verschiebt sich die gesamte Zinsstrukturkurve nach oben. Die Zinsstrukturkurve reagiert bei Variationen von  $\sigma$  und  $\lambda$  ähnlich. Je größer diese Werte sind, umso steiler ist die Zinsstruktur, das heißt desto höhere Renditezuschläge erhält der Anleger.

Die Zustandsvariable  $r_t$  beeinflusst als einziger stochastischer Prozess die Zinsstrukturkurve in der Längsschnittdimension. Da die Prognosevariable, der zehnjährige Zins, jedoch tendenziell am langen Ende der Zinsstruktur einzugliedern ist, erscheint es aus a priori Überlegungen nicht unbedingt sinnvoll, diesen durch den Zins mit einer infinitesimalen Restlaufzeit zu erklären.

Ausgehend von der spezifischen Bewegungsgleichung des Vasicek-Modells in (44) und der allgemeinen Darstellung

der beiden ersten bedingten Momente der exponentiell affinen Zinsstrukturmodelle in (39) und (42) ergibt sich im Vasicek-Modell:

$$(49) \quad \begin{aligned} E r_{t+1} | r_t &= \exp(-\kappa)r_t + (1 - \exp(-\kappa))\theta, \\ \text{VAR } r_{t+1} | r_t &= \int_t^{t+1} \exp(-\kappa(t + 1 - \nu))\sigma\sigma \exp(-\kappa(t + 1 - \nu))d\nu \\ &= \sigma^2 \int_t^{t+1} \exp(-2\kappa(t + 1 - \nu))d\nu \\ &= \sigma^2 \frac{1}{2\kappa} - \frac{\exp(-2\kappa)}{2\kappa}. \end{aligned}$$

Mit Hilfe dieser beiden bedingten Momente (49) kann nun das Zustandsraummodell genau spezifiziert werden. Eine schätztechnische Vereinfachung kann durch die Eliminierung der Konstanten im Erwartungswert erzielt werden:<sup>50)</sup>

$$(50) \quad E (r_{t+1} - \theta) | r_t = \exp(-\kappa)(r_t - \theta).$$

Aufgrund der Zustandsunabhängigkeit der Varianz-Kovarianz-Matrix kann der lineare Kalman-Filter zur Schätzung verwendet werden. Die Prognose erfolgt bei allen Faktormodellen wie bei den Modellen der traditionellen U-EH als schrittweise Out-of-Sample-Prognose.

Tabelle 2 stellt die üblichen Prognosekennzahlen dar. Auf den ersten Blick sind die Ergebnisse überraschend schlecht. Wird jedoch beachtet, dass die Dynamik der gesamten Zinsstruktur durch einen Faktor beschrieben wird, so erscheinen die Ergebnisse nachvollziehbar. Da dieser einzige Faktor der Zins mit einer infinitesimalen kurzen Restlaufzeit ist, nimmt – wie zuvor erläutert – der relative Einfluss des Faktors am längeren Ende der Zinsstruktur ab, wodurch die schlechten Prognosen relativiert werden, da diese Zinsen dann primär durch eine Konstante erklärt werden.

Tabelle 2: Gütemaße der Prognose mit Hilfe von Faktormodellen

Modell	RMSFE <sup>1)</sup>	MAE <sup>2)</sup>	Trend <sup>3)</sup>	Weg <sup>4)</sup>
Einfaktormodell nach Vasicek .....	0,005130	0,004172	0,4977	0,5311
Allgemeines affines Einfaktormodell ...	0,006286	0,005068	0,4479	0,5034
Zweifaktormodell mit stochastischem Langfristzins .....	0,004035	0,003153	0,4841	0,4655
Zweifaktormodell mit stochastischer Volatilität .....	0,007287	0,006437	0,4343	0,5330
Dreifaktormodell ....	0,004032	0,003151	0,4841	0,4655

1) Root mean square forecast error. – 2) Mean absolute forecast error. – 3) Relativer Anteil der richtigen Richtungsprognosen. – 4) Relativer Anteil der richtigen Prognosen, gewichtet mit der Differenz  $r_{t+1} - r_t$ .

Trotz dieser Schwächen des ersten Einfaktormodells wird im nächsten Schritt ein weiteres Modell mit nur einem stochastischen Faktor betrachtet. Dieses Modell ist nun durch eine

49) Die Lösung des allgemeinen Differentialgleichungssystems (33) erfolgt in dieser Arbeit mit Hilfe des symbolischen Mathematikprogramms MATHEMATICA 4.00. Während sich das Vasicek-Modell noch relativ leicht „von Hand“ lösen lässt, ließen sich insbesondere die Zweifaktormodelle und das Dreifaktormodell nur schwer auf diese Weise lösen.

50) Die Vereinfachung ergibt sich im Wesentlichen durch die Darstellung der Bewegungsgleichung im Kalman-Filter als ein vektorautoregressiver Prozess. Schätztechnisch ist diese Umformung aber nicht notwendig. Es müsste lediglich bei den Kalman-Prozeduren eine Konstante berücksichtigt werden.



zustandsabhängige – und somit nicht mehr konstante – Volatilität sowie durch einen zur Volatilität proportionalen Marktpreis des Risikos gekennzeichnet.

### Ein allgemeines affines Einfaktormodell

Die Spezifikation erfolgt möglichst flexibel und basiert auf der allgemeinen Bewegungsgleichung exponentiell affiner Zinsstrukturmodelle in (31) und der Zerlegung der Volatilitätskomponente (29):

$$(51) \quad dr_t = \kappa(\theta - r_t)dt + \sigma\sqrt{\alpha + \beta r_t}dw.$$

Es ist offensichtlich, dass das Vasicek-Modell ein Spezialfall dieses Modells mit den Parameterrestriktionen  $\alpha=1$  und  $\beta=0$  ist. Eine Vielzahl anderer Einfaktormodelle sind ebenfalls durch diese Dynamik des Kurzfristzinses und eventuelle Parameterrestriktionen enthalten.

Tabelle 3<sup>51)</sup> gibt einen allgemeinen Überblick über bekannte Einfaktormodelle, welche teilweise Sonderfälle des allgemeinen affinen Einfaktormodells sind. Die Einführung einer zustandsabhängigen Volatilität durch den Term  $\sigma\sqrt{\alpha + \beta r_t}$  ermöglicht eine flexiblere Darstellung der Volatilität des Kurzfristzinses. Durch die potenzielle Abhängigkeit der Volatilität von der Höhe des Kurzfristzinses können heteroskedastische Störgrößen modelliert werden.

Die Spezifikation des Marktpreises des Faktorisikos erfolgt wie im allgemeinen affinen Fall (30) als:

$$(52) \quad \lambda(r_t, t) = \bar{\lambda}\sqrt{\alpha + \beta r_t}$$

und somit unterschiedlich zum Vasicek-Modell. Um Konvergenzproblemen zu begegnen, muss  $\sigma$  zusätzlich auf den Wert eins restringiert werden.

Tabelle 3: Bekannte Einfaktormodelle

Modell	Bewegungsgleichung
Merton	$dr_t = \theta dt + \sigma dw$
Vasicek	$dr_t = \kappa(\theta - r_t)dt + \sigma dw$
Dothan	$dr_t = \sigma r_t dw$
Constantinides und Ingersoll	$dr_t = \sigma r_t^2 dw$
Cox et al.	$dr_t = \kappa(\theta - r_t)dt + \sigma\sqrt{r_t} dw$

Damit ist das System der Differentialgleichungen (33) im allgemeinen affinen Einfaktormodell darstellbar als:

$$(53) \quad \begin{aligned} \frac{dA(\tau)}{d\tau} &= \frac{1}{2} B(\tau)^2 \alpha + B(\tau)\kappa\theta - B(\tau)\alpha\bar{\lambda}, \\ \frac{dA(\tau)}{d\tau} &= -B(\tau)\kappa - B(\tau)\bar{\lambda}\beta + \frac{1}{2} B(\tau)^2 \beta - 1 \end{aligned}$$

mit den schon bekannten Randwertbedingungen  $A(0)=0$  und  $B(0)=0$ .<sup>52)</sup>

Zur Herleitung der Bewegungsgleichung müssen nun wieder die beiden ersten bedingten Momente abgeleitet werden. Der Erwartungswert ergibt sich genau wie im vorangegangenen Modell, siehe (49) bzw. mittelwertbereinigt als (50). Die Darstellung der bedingten Varianz-Kovarianz-Matrix ist im Gegensatz zum Vasicek-Modell nicht mehr einfach, da der bedingte Erwartungswert im Integral erscheint, was durch die Zustandsabhängigkeit der Volatilität begründet ist:

$$(54) \quad \text{VAR } r_{t+1} | r_t = \int_t^{t+1} \exp(-2\kappa(t+1-v))(\alpha + \beta E r_v | r_t) dv.$$

Die Lösung des Integrals lautet nach Substitution von (38) in (54):

$$(55) \quad \text{VAR } r_{t+1} | r_t = \frac{\exp(-2\kappa)(\exp(\kappa) - 1(\alpha - \theta\beta + 2r_t\beta + \exp(\kappa)(\alpha + \theta\beta))\sigma^2}{2\kappa}.$$

Diese Gleichung veranschaulicht die explizite Abhängigkeit der bedingten Varianz-Kovarianz-Matrix von der Höhe der Zustandsvariablen  $r_t$ . Die schätztechnische Implementierung erfolgt mit Hilfe des Quasi-Maximum-Likelihood-Kalman-Filters, wobei nun jedoch eine schrittweise Out-of-Sample-Prognose nicht mehr möglich ist. Es werden daher die Strukturparameter  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\kappa$ ,  $\theta$  und  $\bar{\lambda}$  jeweils mit dem Informationsgehalt der gesamten Stichprobe ermittelt und anschließend eine schrittweise Prognose durchgeführt. Tabelle 2 stellt die Prognoseergebnisse dar.

Es ist offensichtlich, dass die Einfaktormodelle hinsichtlich der Prognosefähigkeit nicht ausreichen, um zufrieden stellende Ergebnisse zu liefern. Sowohl das einfache Vasicek-Modell als auch das allgemeine Modell erzielen keine Ergebnisse, welche denjenigen der traditionellen Theorien überlegen sind. Eine andere Arbeit, die sich ebenfalls mit der Prognosefähigkeit von Einfaktormodellen beschäftigt, ist die von Byers und Nowman<sup>53)</sup>. Im Gegensatz zu dieser Arbeit wird dort nur die Längsschnittdimension eines Zinses betrachtet, sodass die Prognosen schwer zu vergleichen sind. Des Weiteren wird in der Arbeit der britische Anleihemarkt betrachtet, was nicht notwendigerweise Rückschlüsse auf den deutschen Markt zulässt.

Es scheint daher notwendig zu sein, einen weiteren stochastischen Faktor zu betrachten. Wird die weitere Analyse auf strukturelle, das heißt interpretierbare Faktoren beschränkt, so kann zum einen eine Stochastisierung des langfristigen Gleichgewichtszinses  $\theta$  oder eine Stochastisierung der Volatilitätskomponente erfolgen. Die Stochastisierung des langfristigen Gleichgewichtszinses könnte dazu führen, dass zum Beispiel die Dynamik der beiden Faktoren

51) Siehe Merton, R.: "A dynamic general equilibrium model of asset markets and its application to the pricing of the capital structure of the firms", Technical report, MIT, 1970; Vasicek, O.: "An equilibrium characterization of the term structure", Journal of Financial Economics, Vol. 5, 1977, S. 177 ff.; Dothan, L.: "On the term structure of interest rates", Journal of Financial Economics, Vol. 6, 1978, S. 59 ff.; Cox, J.C./Ingersoll, J.E./Ross, S.A.: "An intertemporal general equilibrium model of asset prices", Econometrica, Vol. 53 (2), 1985, S. 363 ff., dies.: "A theory of the term structure of interest rates", ebenda, S. 385 ff.

52) Auf die Darstellung der analytischen Lösung dieser beiden Gleichungen sowie der Formeln für das geschlossene Bondbewertungsfunktional aller weiteren Modelle wird hier verzichtet. Sie können jedoch auf Nachfrage vom Autor bezogen werden.

53) Siehe Fußnote 38.



sich gleichmäßig über das Restlaufzeitenspektrum verteilt, sodass prinzipiell bessere Prognosen des Zinses für Anleihen mit einer Restlaufzeit von zehn Jahren möglich sind. Eine Stochastisierung der Volatilitätskomponente könnte durch die Modellierung von Volatilitätsclustern zu einer besseren Beschreibung der zugrunde liegenden Daten führen und so mögliche Verzerrungen der Parameter beseitigen. Es sollen hier beide Möglichkeiten betrachtet werden.

### Das Zweifaktormodell mit stochastischem Langfristzins

Die Stochastisierung des langfristigen Gleichgewichtszinses  $\theta$  durch einen Ornstein-Uhlenbeck-Prozess geht im Wesentlichen auf Beaglehole und Tenney<sup>54)</sup> zurück und führt zu einem System von stochastischen Differentialgleichungen folgender Form:

$$(56) \quad \begin{aligned} dr_t &= \kappa_r(\theta_t - r_t)dt + \sigma_r dw_1, \\ d\theta_t &= \kappa_\theta(\theta_\theta - \theta_t)dt + \sigma_\theta dw_2 \end{aligned}$$

mit standardisierten und unkorrelierten Brownschen Bewegungen. Wie leicht zu erkennen ist, kann auch dieses Modell in einer allgemeinen „Mean-Reversion“-Notation (31) formuliert werden:

$$(57) \quad \begin{aligned} \frac{dr_t}{d\theta_t} &= \begin{matrix} \kappa_r & \kappa_r \\ 0 & \kappa_\theta \end{matrix} \begin{matrix} \theta_\theta & r_t \\ \theta_t & \theta_t \end{matrix} dt + \begin{matrix} \sigma_r & 0 \\ 0 & \sigma_\theta \end{matrix} \begin{matrix} dw_1 \\ dw_2 \end{matrix} . \end{aligned}$$

Wie im Vasicek-Modell wird auch hier von jeweils konstanten Preisen für die Marktrisiken der Faktoren ausgegangen:

$$(58) \quad \begin{aligned} \lambda_r(r_t, \theta_t, t) &= \bar{\lambda}_r, \\ \lambda_\theta(r_t, \theta_t, t) &= \bar{\lambda}_\theta \end{aligned}$$

sodass nun die Volatilitätsmatrix zerlegt werden kann. So ergibt sich nach (30)  $\sigma^D(X_t)$  analog zum Vasicek-Modell als Einheitsmatrix, das heißt  $\alpha_r = \alpha_\theta = 1$  sowie  $\beta_r = \beta_\theta = [0 \ 0]^T$  und  $\Sigma$  als Diagonalmatrix mit den Elementen  $\sigma_r$  und  $\sigma_\theta$ . Daraus folgt das System der Differentialgleichungen (33) mit den Lösungen  $A(\tau)$ ,  $B_r(\tau)$ ,  $B_\theta(\tau)$ . Das Bondbewertungsfunktional ergibt sich wie im allgemeinen affinen Fall als  $P(t, \tau) = \exp(A(\tau) + B_r(\tau)r_t + B_\theta(\tau)\theta_t)$ .

Eine Betrachtung der normierten Durationsfunktionen  $-B_r(\tau)/\tau$  und  $-B_\theta(\tau)/\tau$  bestätigt die eingangs formulierte Vermutung, dass sich die beiden stochastischen Faktoren das Restlaufzeitenspektrum „aufteilen“. Der Kurzfristzins beeinflusst wie schon im Einfaktormodell vorwiegend das kurze Ende der Zinsstruktur, während der stochastische Gleichgewichtszins  $\theta_t$  vorwiegend lange Restlaufzeiten beeinflusst.

Mit Hilfe des zweiten Faktors sollten daher nur bessere Prognosen, vor allem für den Zins für Anleihen mit einer Restlaufzeit von zehn Jahren, als mit den Einfaktormodellen erzielt werden.

Um jedoch das Modell schätzen zu können, müssen die beiden ersten bedingten Momente spezifiziert werden. Der bedingte Erwartungswert ergibt sich als:

$$(59) \quad E \begin{matrix} r_t - \theta_\theta \\ \theta_t - \theta_\theta \end{matrix} \bigg| \begin{matrix} r_{t-1} \\ \theta_{t-1} \end{matrix} = \begin{matrix} \exp(-\kappa_r) & \frac{\kappa_r(\exp(-\kappa_\theta) - \exp(-\kappa_r))}{\kappa_r - \kappa_\theta} \kappa_r & r_{t-1} - \theta_\theta \\ 0 & \exp(-\kappa_\theta) & \theta_{t-1} - \theta_\theta \end{matrix}$$

Das bedingte zweite Moment ergibt sich nach (42), ist aber aus Gründen der Übersichtlichkeit hier nicht dargestellt.

Basierend auf diesen beiden bedingten Momenten kann das Modell mit Hilfe des linearen Kalman-Filters geschätzt und prognostiziert werden. Wie schon im vorangegangenen allgemeinen affinen Einfaktormodell ist es nicht mehr möglich, eine schrittweise Schätzung und Prognose durchzuführen. Die Strukturparameter wurden mit den Informationen der gesamten Beobachtungen ermittelt und anschließend wurde – beginnend in der 101. Beobachtung – eine schrittweise Prognose durchgeführt. Tabelle 2 stellt die Ergebnisse dar.

Entgegen den Erwartungen tritt keine Verbesserung der Prognosen ein. Warum prognostiziert das Modell so schlecht? Neuere Untersuchungen<sup>55)</sup> beschreiben genau das gleiche „Versagen“ der exponentiell affinen Zinsstrukturmodelle in der Prognose und kommen teilweise zu dem Schluss, dass der Prozess der Faktorisiken  $\lambda(t, X_t)$  in Gleichung (30) zu restriktiv ist und durch einen autonomen affinen Prozess ersetzt werden kann. Trotz dieser Beschränkungen sollen noch zwei weitere Modelle untersucht werden. Der nächste Abschnitt betrachtet ein Zweifaktormodell mit stochastischer Volatilität.

### Das Zweifaktormodell mit stochastischer Volatilität

Die Stochastisierung der Volatilität mit Hilfe eines eigenständigen Faktors geht im Wesentlichen auf die Arbeit von Longstaff und Schwartz<sup>56)</sup> sowie Ball und Torous<sup>57)</sup> zurück. Während jedoch in diesen Artikeln das Zinsstrukturmodell aus einem allgemeinen Gleichgewichtsmodell abgeleitet wurde, wird hier analog zu den bisher betrachteten Model-

54) Siehe Beaglehole, D.R./Tenney, W.N.: „General solutions of some interest rate-contingent claim pricing equations“, The Journal of Fixed Income, Vol. 1, 1991, S. 69 ff.  
 55) Siehe z. B. Dai, Q./Singleton, K.J.: „Specification analysis of affine term structure models“, The Journal of Finance, Vol. 55(5), 2000, S. 1943 ff.; Duffee, G.R.: „Term premia and interest rate forecasts in affine models“, Working paper, University of California, Haas School of Business, Berkeley, 2000.  
 56) Longstaff, F.A./Schwartz, E.S.: „Interest rate volatility and the term structure: A twofactor general equilibrium model“, The Journal of Finance, Vol. 47(4), 1992, S. 1259 ff.  
 57) Ball, C.A./Torous, W.N.: „The stochastic volatility of short-term interest rates: Some international evidence“, The Journal of Finance, Vol. 54(6), 1999, S. 2339 ff.

len verfahren und das Modell durch die affinen Zinsstrukturmodelle dargestellt. Die Stochastisierung der Volatilität führt somit zu folgendem System von Itô-Prozessen:

$$(60) \quad \begin{aligned} dr_t &= \kappa_r(\theta_r - r_t)dt + \sqrt{\sigma_t}dw_1, \\ d\sigma_t &= \kappa_\sigma(\theta_\sigma - \sigma_t)dt + \sigma_\sigma dw_2, \end{aligned}$$

welche sich in Matrixnotation ergeben als:

$$(61) \quad \begin{pmatrix} dr_t \\ d\sigma_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \kappa_r & 0 \\ 0 & \kappa_\sigma \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \theta_r - r_t \\ \theta_\sigma - \sigma_t \end{pmatrix} dt + \begin{pmatrix} \sqrt{\sigma_t} & 0 \\ 0 & \sigma_\sigma \end{pmatrix} \begin{pmatrix} dw_1 \\ dw_2 \end{pmatrix}.$$

Im Gegensatz zu den vorangegangenen Modellen können nun nicht mehr verschiedene Spezifikationen der Faktorisierungen implementiert werden, denn durch die Berücksichtigung eines Faktors in der Volatilitätsmatrix ergibt sich nach (29):

$$(62) \quad \begin{pmatrix} \sqrt{\sigma_t} & 0 \\ 0 & \sigma_\sigma \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & \sigma_\sigma \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \sqrt{[0 \ 1]} & r_t \\ 0 & \sigma_t \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \end{pmatrix}$$

und somit nach (30):

$$(63) \quad \lambda(t, X_t) = \begin{pmatrix} \sqrt{\sigma_t} & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \bar{\lambda}_r \\ \bar{\lambda}_\sigma \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sqrt{\sigma_t} \bar{\lambda}_r \\ \bar{\lambda}_\sigma \end{pmatrix},$$

das heißt  $\alpha_r = 0, \beta_r = [0 \ 1]^T, \alpha_\sigma = 1$  und  $\beta_\sigma = [0 \ 0]^T$  sowie

$\Sigma$  als Diagonalmatrix mit  $\Sigma_{1,1} = 1$  und  $\Sigma_{2,2} = \sigma_\sigma$ .

Mit dieser Modifikation kann nun das System der Differentialgleichungen (33) spezifiziert werden und man erhält die hier nicht dargestellten Funktionen  $A(\tau), B_r(\tau), B_\sigma(\tau)$ .

Wie auch schon im Zweifaktormodell mit stochastischem Langfristzins teilen sich die beiden Faktoren die Dynamik dahingehend, dass der Kurzfristzins vorwiegend das kurze Ende der Zinsstruktur beschreibt und die Volatilität das lange Ende. War diese Aufteilung im vorangehenden Zweifaktormodell durch die Spezifikation des zweiten Faktors im Prinzip „exogen“ vorgegeben, so ist diese Aufteilung in diesem Modell teilweise überraschend.

Die Schätzung erfolgt in diesem Modell mit Hilfe des Quasi-Maximum-Likelihood-Kalman-Filters, da die Zustandsvariable  $\sigma_t$  als eigenständiger Faktor die Volatilität modelliert und somit nicht mehr zustandsunabhängig ist. Die ersten beiden bedingten Momente ergeben sich jeweils nach (39) und (42) als:

$$(64) \quad E \begin{pmatrix} r_t - \theta_r \\ \sigma_t - \theta_\sigma \end{pmatrix} \begin{pmatrix} r_{t-1} \\ \sigma_{t-1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \exp(-\kappa_r) & 0 \\ 0 & \exp(-\kappa_\sigma) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} r_{t-1} - \theta_r \\ \sigma_{t-1} - \theta_\sigma \end{pmatrix}$$

sowie  $VAR[X_t|X_{t-1}]$  als Diagonalmatrix mit den Elementen:

$$(65) \quad \begin{aligned} VAR X_t|X_{t-1} \quad 1,1 &= \frac{2\theta_\sigma \kappa_r - \theta_\sigma \kappa_\sigma + \exp(-2\kappa_r)\theta_\sigma \kappa_\sigma}{2\kappa_r(2\kappa_r - \kappa_\sigma)} \\ &\quad - \frac{2 \exp(-\kappa_\sigma)\kappa_r(\theta_\sigma - \sigma_t) - 2 \exp(-2\kappa_r)\kappa_r \sigma_t}{2\kappa_r(2\kappa_r - \kappa_\sigma)}, \\ VAR X_t|X_{t-1} \quad 2,2 &= -\frac{(\exp(-2\kappa_\sigma) - 1)\sigma_\sigma^2}{2\kappa_\sigma}. \end{aligned}$$

Die Prognose auf Basis dieses Modells erzielt ähnliche Ergebnisse wie diejenige im Zweifaktormodell mit stochastischem Langfristzins. Die Prognosegütemaße sind Tabelle 2 zu entnehmen.

Auch in diesem Zweifaktormodell ist die Prognose nicht gut, was durch ähnliche Gründe wie im anderen Zweifaktormodell bedingt sein kann.

Im nächsten Modell werden beide Zweifaktormodelle in einem Dreifaktormodell zusammengefasst, um so eine möglichst große Flexibilität in der Darstellung von Zinsstrukturausprägungen zu erhalten. Des Weiteren kann durch drei Faktoren eine noch feinere Untergliederung der Dynamik des Restlaufzeitenspektrums erreicht werden.

### Ein Dreifaktormodell

Als Rahmen der beiden Zweifaktormodelle betrachtet das Dreifaktormodell der Zinsstruktur die Entwicklung des Kurzfristzinses mit stochastischem Gleichgewichtszins und stochastischer Volatilität. Das System der Itô-Prozesse ergibt sich dabei als Zusammenfassung von (56) und (60):

$$(66) \quad \begin{aligned} dr_t &= \kappa_r(\theta_r - r_t)dt + \sigma_t dw_1, \\ d\theta_t &= \kappa_\theta(\theta_\theta - \theta_t)dt + \sigma_\theta dw_2, \\ d\sigma_t &= \kappa_\sigma(\theta_\sigma - \sigma_t)dt + \sigma_\sigma dw_3, \end{aligned}$$

welches sich in Matrixnotation ergibt als:

$$(67) \quad \begin{pmatrix} dr_t \\ d\theta_t \\ d\sigma_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \kappa_r - \kappa_r & 0 & \theta_t & r_t \\ 0 & \kappa_\theta & 0 & \theta_\theta - \theta_t \\ 0 & 0 & \kappa_\sigma & \theta_\sigma - \sigma_t \end{pmatrix} dt + \begin{pmatrix} \sqrt{\sigma_t} & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_\theta & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_\sigma \end{pmatrix} \begin{pmatrix} dw_1 \\ dw_2 \\ dw_3 \end{pmatrix}.$$

Erste Dreifaktormodelle sind in der Literatur durch Chen und Balduzzi eingeführt worden.<sup>58)</sup>

Aufgrund der Zusammensetzung des Modells durch die Zweifaktormodelle ergeben sich die Marktpreise der Faktorisierungen analog:

58) Siehe Chen, L.: "Interest Rate Dynamics, Derivatives Pricing, and Risk Management", Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems, Vol. 435, 1996, sowie Fußnote 36.

$$(68) \quad \lambda(t, X_t) = \begin{pmatrix} \sqrt{\sigma_t} \bar{\lambda}_r \\ \bar{\lambda}_\theta \\ \bar{\lambda}_\sigma \end{pmatrix}$$

und  $\Sigma$ :

$$(69) \quad \Sigma = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_\theta & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_\sigma \end{pmatrix}.$$

Aus diesen Spezifikationen folgt das System der Differentialgleichungen (33). Wie zu erwarten, ergibt sich durch die Modellierung eines Dreifaktormodells eine noch speziellere Untergliederung der Einflussbereiche der jeweiligen Faktoren. Wird zum Beispiel die Aufteilung der normierten Durationsfunktionen betrachtet, so erkennt man die unterschiedlichen Einflussbereiche. Zinsen mit kurzen Restlaufzeiten werden besonders durch die Zustandsvariable des risikolosen Kurzfristzinses  $r_t$  beeinflusst, während mittlere Spotraten  $2 \leq \tau \leq 4$  besonders durch die Volatilität  $\sigma_t$  bewegt werden und lange Laufzeiten sensitiv auf Veränderungen der dritten Zustandsvariablen, des stochastischen Gleichgewichtszinses  $\theta_t$ , reagieren.

Um die Prognosegüte des Modells untersuchen zu können, müssen die ersten beiden bedingten Momente dargestellt werden. Dabei ergibt sich der bedingte Erwartungswert nach der Spezifikation (39) mit:

$$(70) \quad \vec{\exp(-K)} = \begin{pmatrix} \exp(-\kappa_r) & \frac{\kappa_r (\exp(-\kappa_\theta) - \exp(-\kappa_r))}{\kappa_r - \kappa_\theta} & 0 \\ 0 & \exp(-\kappa_\theta) & 0 \\ 0 & 0 & \exp(-\kappa_\sigma) \end{pmatrix}.$$

Die bedingte Varianz-Kovarianz-Matrix ist aus Gründen der Übersichtlichkeit hier nicht dargestellt. Die Schätzung und Prognose dieses Modells erfolgt über die Implementierung im Quasi-Maximum-Likelihood-Kalman-Filter. Die Prognoseergebnisse sind ebenfalls in Tabelle 2 wiedergegeben.

Wie schon bei allen anderen Modellen ist die Prognosegüte der exponentiell affinen Zinsstrukturmodelle enttäuschend. Selbst ein Dreifaktormodell kann keine zufriedenstellenden Ergebnisse vorweisen. Aufgrund dieser Tatsache ist das Versagen der Modelle nicht durch eine zu geringe Flexibilität zu begründen. Andere Studien, die ebenfalls die schlechte Prognoseeigenschaft der affinen Zinsstrukturmodelle für andere Rentenmärkte untersuchen, kommen zu dem Ergebnis, dass die Spezifikation der Marktpreise der Faktorriskiken zu restriktiv ist. Eine Modifikation dieses Prozesses scheint Prognoseverbesserungen mit sich zu bringen, siehe Duffee<sup>59</sup>).

In Anbetracht der Entstehungsgeschichte und des Haupteinsatzgebietes dieser Modelle wird deutlich, dass sie primär dazu verwendet werden, um Preise für Zinsderivate festzusetzen oder Risikomanagement im Zinsbereich durchzuführen. Die Prognose mit diesen Modellen ist nur ein peripheres Einsatzgebiet. Die vorliegende Arbeit zeigt, dass es eventueller Modifikationen bedarf, um die Modelle für den Einsatz bei Prognosen effizient nutzen zu können.

### Schlussfolgerungen

Im Rahmen dieser Arbeit wurde die Prognosefähigkeit der deutschen Zinsstruktur für den Zins für Anleihen mit einer Restlaufzeit von zehn Jahren untersucht. Dabei wurden sowohl Modelle der traditionellen Erwartungswerttheorie als auch die neueren Faktormodelle der Zinsstruktur betrachtet.

Die Analyse der traditionellen Erwartungswerttheorie durch Forwardzinsmodelle bestätigt bereits bestehende empirische Ergebnisse dahingehend, dass die Berücksichtigung einer zeitvariierenden Risikoprämie zu wesentlichen Verbesserungen der Prognose führt. Dies bedeutet, dass der Forwardzins nicht als unverzerrter Prediktor der zukünftigen Spotrate interpretiert werden kann. Bei der zeitvariierenden Schätzung ist zudem besonders auffallend, dass die Modellierung der Koeffizientenbewegung einen relevanten Einfluss auf die Prognosegüte hat. So liefern flexiblere Modelle nicht notwendigerweise bessere Prognosen, was anhand der überlegenen Prognosegütemaße der Flexiblen-Kleinst-Quadrate-Methode im Vergleich zur Random-Walk-Spezifikation der Koeffizientenbewegungsgleichung im Zustandsraum-Modell erkennbar ist.

Wird die Erwartungswerttheorie in einem multivariaten Kontext angewandt, so postuliert sie, unterstützt durch die Zeitreiheneigenschaft der Zinsen, ein kointegriertes System, welches durch einen gemeinsamen Faktor getrieben wird. Es zeigt sich, dass die Berücksichtigung dieses Systems mit Hilfe eines multivariaten Fehlerkorrekturmodells zu geringfügig besseren Prognoseergebnissen führt als ein unrestringiertes Vektorautoregressives Modell in Niveaus bzw. Differenzen. In einer weiteren Studie des Autors zeigte sich, dass sich durch eine bayesianische Interpretation der multivariaten Modelle eine weitere Verbesserung der Ergebnisse einstellt.

Im Gegensatz zur analytisch einfachen Erwartungswerttheorie bedienen sich die Faktormodelle teilweise fortschrittlicher mathematischer Methoden. Dennoch besitzen sie eine geringere Prognosefähigkeit als die Modelle der traditionellen Erwartungswerttheorie. Dies könnte durch eine zu restriktive Modellierung der Marktpreise der Faktorriskiken bedingt sein. Eine der wenigen Studien, die sich mit der Prognosefähigkeit der Faktormodelle der Zinsstruktur beschäftigen, deutet für den Anleihemarkt in den Vereinigten Staaten in die gleiche Richtung. Des Weiteren zeigt sich für den deutschen Rentenmarkt überraschenderweise, dass

59) Siehe Fußnote 55.

die Anzahl der Faktoren keinen wesentlichen Einfluss auf die Prognosegüte dieser Modelle hat.

Als Ergebnis dieser Arbeit lässt sich festhalten, dass die neueren Faktormodelle der Zinsstruktur nicht notwendigerweise für die Zinsprognose geeignet sind. Eine multivariate Interpretation der modifizierten Erwartungswerthypothese erzielt hier die besten Prognoseergebnisse. [u](#)

# ÜBERSICHT

## über die im laufenden Jahr erschienenen Textbeiträge

	Heft	Seite
<b>Allgemeines, Methoden, Klassifikationen</b>		
Konzept zur Beurteilung der Schutzwirkung von faktischer Anonymisierung .....	4	287
Zur Deflationsdiskussion .....	1	13
Zu den Möglichkeiten der Nutzung einer Dauerstichprobe befragungsbereiter Haushalte in der amtlichen Statistik .....	5	391
Unternehmensbelastung durch Bundesstatistiken – erste Ergebnisse für Handel, Verarbeitendes Gewerbe und Baugewerbe .....	6	467
Private Haushalte in der Informationsgesellschaft .....	2	94
Informationstechnologie in Unternehmen .....	2	106
Zur Ausstattung privater Haushalte mit Informations- und Kommunikationstechnologie .....	4	354
Zur Änderung der Gewerbeanzeigenstatistik ab 2003 .....	3	189
Zur Erfassung von Einkommen in der Landwirtschaft .....	5	410
Umstellung der Auftragseingangs- und Umsatzindizes im Verarbeitenden Gewerbe auf Basis 2000 .....	3	206
Umstellung der Produktions- und Produktivitätsindizes im Produzierenden Gewerbe auf Basis 2000=100 .....	6	479
Amtliche Energiestatistik neu geregelt .....	1	33
Zur Beobachtung der Entwicklung des E-Commerce .....	4	314
Verlängerung der Ladenöffnungszeiten .....	6	486
Das Internationale Warenverzeichnis für den Außenhandel (SITC) .....	2	115
Vergleichende Betrachtung der Ausfuhren und des Auslandsumsatzes im Produzierenden Gewerbe .....	5	418
Die methodische Behandlung von Software in der Außenhandelsstatistik .....	2	121
Belastung der Befragten durch die Intrahandelsstatistik .....	3	226
Transportketten im intermodalen Güterverkehr .....	4	327
Umstellung des Verbraucherpreisindex auf Basis 2000 .....	5	423
Hedonische Preismessung bei Gebrauchtwagen .....	6	538

	Heft	Seite
<b>Bevölkerung</b>		
Private Haushalte in der Informationsgesellschaft .....	2	94
<b>Wahlen</b>		
Wahlverhalten bei der Bundestagswahl 2002 nach Geschlecht und Alter .....	3	171
<b>Unternehmen und Arbeitsstätten</b>		
Informationstechnologie in Unternehmen .....	2	106
Unternehmensbelastung durch Bundesstatistiken – erste Ergebnisse für Handel, Verarbeitendes Gewerbe und Baugewerbe .....	6	467
Zur Änderung der Gewerbeanzeigenstatistik ab 2003 .....	3	189
Gewerbeanzeigen 2002 .....	5	402
Insolvenzen 2002 .....	4	293
<b>Land- und Forstwirtschaft, Fischerei</b>		
Zur Erfassung von Einkommen in der Landwirtschaft .....	5	410
Die Klassifikation der landwirtschaftlichen Betriebe in Deutschland von 1971 bis 2001 .....	3	191
Zur Entwicklung der in den landwirtschaftlichen Betrieben Deutschlands beschäftigten Arbeitskräfte 1991 bis 2001 .....	4	301
<b>Produzierendes Gewerbe</b>		
Umstellung der Auftragseingangs- und Umsatzindizes im Verarbeitenden Gewerbe auf Basis 2000 .....	3	206
Umstellung der Produktions- und Produktivitätsindizes im Produzierenden Gewerbe auf Basis 2000 = 100 .....	6	479
Amtliche Energiestatistik neu geregelt .....	1	33
Baugewerbe in Deutschland .....	1	41
<b>Binnenhandel, Gastgewerbe, Tourismus</b>		
Zur Beobachtung der Entwicklung des E-Commerce .....	4	314
Verlängerung der Ladenöffnungszeiten .....	6	486
Entwicklung im Großhandel im Jahr 2002 .....	3	213
Entwicklung im Einzelhandel im Jahr 2002 .....	3	220
Entwicklung im Gastgewerbe im Jahr 2002 .....	6	489
Inlandstourismus 2002: Rückgänge bei Gästen und Übernachtungen .....	6	496
<b>Außenhandel</b>		
Das Internationale Warenverzeichnis für den Außenhandel (SITC) .....	2	115
Vergleichende Betrachtung der Ausfuhren und des Auslandsumsatzes im Produzierenden Gewerbe .....	5	418
Die methodische Behandlung von Software in der Außenhandelsstatistik .....	2	121
Belastung der Befragten durch die Intrahandelsstatistik .....	3	226
Außenhandel 2002 nach Ländern .....	4	319
<b>Verkehr</b>		
Transportketten im intermodalen Güterverkehr .....	4	327
Eisenbahnverkehr 2002 .....	6	506
Unternehmen der Binnenschifffahrt 2001 .....	6	511
Gewerblicher Luftverkehr 2002 .....	4	338
<b>Geld und Kredit</b>		
Bauspargeschäft 2001 .....	1	46



	Heft	Seite
<b>Gesundheitswesen</b>		
Gesundheitsausgaben und Gesundheitspersonal 2001 .....	6	519
<b>Sozialleistungen</b>		
Ergebnisse der Sozialhilfe- und Asylbewerberleistungsstatistik 2001 .....	3	237
<b>Finanzen und Steuern</b>		
Ausgaben je Schüler im Sekundarbereich II .....	4	345
Öffentliche Einnahmen aus Glücksspielen .....	3	252
Versorgungsempfänger des öffentlichen Dienstes am 1. Januar 2002 .....	2	126
Umsätze und ihre Besteuerung 2001 .....	6	531
Öffentliche Finanzen 2002 .....	4	349
<b>Wirtschaftsrechnungen</b>		
Zur Ausstattung privater Haushalte mit Informations- und Kommunikationstechnologie .....	4	354
<b>Löhne und Gehälter</b>		
Ost-West-Verdienstrelation .....	5	433
<b>Preise</b>		
Zur Deflationsdiskussion .....	1	13
Umstellung des Verbraucherpreisindex auf Basis 2000 .....	5	423
Hedonische Preismessung bei Gebrauchtwagen .....	6	538
Preisentwicklung im Jahr 2002 .....	1	55
Preise im Januar 2003 .....	2	135
Preise im Februar 2003 .....	3	257
Preise im März 2003 .....	4	368
Preise im April 2003 .....	5	443
Preise im Mai 2003 .....	6	543
<b>Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen</b>		
Bruttoinlandsprodukt 2002 .....	1	20
<b>Gastbeiträge</b>		
Herausforderungen der Statistik in der Währungsunion .....	1	67
Zur Rolle der Statistik in der Informationsgesellschaft .....	1	75
Arbeitsmarktinstitutionen und die Struktur von Matchingprozessen im Arbeitsmarkt: ein deutsch-amerikanischer Vergleich .....	2	140
Die Regelung amtlicher Statistiken im Vereinigten Königreich: Neue Bestimmungen für nationale Statistiken und derzeitige Einflüsse .....	2	147
Iterative EI-Schätzungen und das interne Konsistenzproblem .....	3	262
Zinsprognose anhand der Zinsstruktur .....	6	548



Neuerscheinungen<sup>1)</sup> vom 24. Mai 2003 bis 20. Juni 2003

<b>• Zusammenfassende Veröffentlichungen</b>		EUR [D]
Wirtschaft und Statistik, Mai 2003 .....		11,15
Ausgewählte Zahlen für die Bauwirtschaft, Februar 2003 .....		14,03
Band 12 der Schriftenreihe Beiträge zu den Umweltökonomischen Gesamtrechnungen: „Energieverbrauch und Luftemissionen des Sektors Verkehr“ .....		24,80
<b>• Fachserien</b>		
<b>Fachserie 1: Bevölkerung und Erwerbstätigkeit</b>		
Reihe 4.2.1 Struktur der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigten, 30. Juni 2002 .....		7,92
<b>Fachserie 2: Unternehmen und Arbeitsstätten</b>		
Reihe 4.1 Insolvenzverfahren, Januar 2003 .....		2,67
Reihe 4.1 Februar 2003 .....		4,47
<b>Fachserie 3: Land- und Forstwirtschaft, Fischerei</b>		
Reihe 2.1.3 Viehhaltung der Betriebe – Agrarstruktur-erhebung 2001 .....		12,49
Reihe 2.2.1 Betriebe mit ökologischem Landbau 2001 .....		6,94
Reihe 3.2.1 Wachstum und Ernte – Feldfrüchte –, April 2003 .....		2,67
Reihe 4.2.1 Schlachtung und Fleischerzeugung, 1. Vierteljahr 2003 .....		5,65
<b>Fachserie 4: Produzierendes Gewerbe</b>		
Reihe 3.1 Produktion im Produzierenden Gewerbe 2002 .....		18,66
Reihe 8.1 Eisen und Stahl (Eisenerzbergbau, eisenschaffende Industrie, Eisen-, Stahl- und Tempergießerei), April 2003 .....		5,65
Reihe 8.1 Mai 2003 (Vorbericht) .....		1,75
Reihe 8.4 Düngemittelversorgung, 1. Vierteljahr 2003 .....		2,67
<b>Fachserie 8: Verkehr</b>		
Reihe 3 Straßenpersonenverkehr 2002 .....		16,19
Reihe 5 Seeschifffahrt, 3. Quartal 2002 .....		4,47
Reihe 5 4. Quartal 2002 .....		4,47
<b>Fachserie 12: Gesundheitswesen</b>		
Reihe 3 Schwangerschaftsabbrüche 2002 .....		6,94
Reihe 4 Todesursachen in Deutschland 2001 .....		9,35
<b>Fachserie 13: Sozialleistungen</b>		
Reihe 5.1 Schwerbehinderte Menschen 2001 .....		10,79
<b>Fachserie 14: Finanzen und Steuern</b>		
Reihe 9.2.1 Absatz von Bier, April 2003 .....		1,75
Reihe 9.5 Schaumweinsteuer 2002 .....		2,67
<b>Fachserie 16: Löhne und Gehälter</b>		
Reihe 1 Verdienste der Arbeiter und Arbeiterinnen in der Landwirtschaft in Deutschland 2002 .....		2,67
Reihe 2.1 Arbeiterverdienste im Produzierenden Gewerbe, Januar 2003 .....		14,03
Reihe 2.2 Angestelltenverdienste im Produzierenden Gewerbe; Handel; Kredit- und Versicherungsgewerbe, Januar 2003 .....		16,19
Reihe 2.3 Arbeitnehmerverdienste im Produzierenden Gewerbe, Januar 2003 .....		4,47
Reihe 4.3 Index der Tariflöhne und -gehälter umbasiert auf 2000=100, Januar 2003 .....		7,92

<b>Fachserie 17: Preise</b>		EUR [D]
Reihe 1 Preisindizes für die Land- und Forstwirtschaft, März 2003 .....		4,47
Reihe 2 Preise und Preisindizes für gewerbliche Produkte (Erzeugerpreise), April 2003 .....		5,65
Reihe 5 Kaufwerte für Bauland, 4. Vierteljahr 2002 .....		5,65
Reihe 6 Index der Großhandelsverkaufspreise, April 2003 .....		4,47
Reihe 7 Verbraucherpreisindizes für Deutschland, April 2003 .....		10,79
Reihe 7 Mai 2003 (Eilbericht) .....		2,21
Reihe 10 Internationaler Vergleich der Preise für die Lebenshaltung, April 2003 .....		2,67

<b>Fachserie 18: Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen</b>		
Reihe 18 Vierteljahresergebnisse der Inlandsprodukts-berechnung, 1. Vierteljahr 2003 .....		6,94
S. 24 Methoden der Preis- und Volumenmessung .....		9,35

<b>• Elektronische Veröffentlichungen</b>		
Außenhandel nach Waren und Ländern, März 2003 (CD-ROM) ....		25,-

**Veröffentlichungskalender für Pressemitteilungen**

Das Statistische Bundesamt gibt die Veröffentlichungstermine wichtiger wirtschaftsstatischer Pressemitteilungen in einem Jahresveröffentlichungskalender, der wöchentlich präzisiert wird, bekannt.

Der Kalender kann unter der Internetadresse <http://www.destatis.de/presse/deutsch/cal.htm> abgerufen werden.

<sup>1)</sup> Zu beziehen durch den Buchhandel oder über den Vertriebspartner: SFG – Servicecenter Fachverlage GmbH, Postfach 43 43, 72774 Reutlingen, Telefon (0 70 71) 93 53 50, Telefax (0 70 71) 93 53 35, Internet: [www.s-f-g.com](http://www.s-f-g.com), E-Mail: [destatis@s-f-g.com](mailto:destatis@s-f-g.com). Preise verstehen sich ausschließlich Versandkosten.