

Diskussionspapier

Deutsche Bundesbank
Nr. 01/2012

**Ein nutzungskostenbasierter
Ansatz zur Messung des Faktors Kapital
in aggregierten Produktionsfunktionen**

Thomas A. Knetsch

Herausgeber: Klaus Düllmann
Frank Heid
Heinz Herrmann

Deutsche Bundesbank, Wilhelm-Epstein-Straße 14, 60431 Frankfurt am Main,
Postfach 10 06 02, 60006 Frankfurt am Main

Telefon +49 69 9566-0
Telex Inland Germany 41227, Telex Ausland 414431

Bestellungen schriftlich erbeten an: Deutsche Bundesbank,
Abteilung Externe Kommunikation, Postanschrift oder Telefax +49 69 9566-3077

Internet <http://www.bundesbank.de>

Nachdruck nur mit Quellenangabe gestattet.

ISBN 978-3-86558-788-6 (Printversion)
ISBN 978-3-86558-789-3 (Internetversion)

Kurzzusammenfassung

Es wird eine Methode zur Messung des Produktionsfaktors Kapital vorgeschlagen, in der Vermögensarten nach ihrem Nutzungswert im Produktionsprozess gewichtet werden. Dazu werden Nutzungskosten für die einzelnen Anlageklassen mit Hilfe von Daten der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen sowie anderer Quellen geschätzt. Im Beobachtungszeitraum von 1991 bis 2010 nahm der aggregierte Kapitaleinsatz der Unternehmen erkennbar stärker zu als der amtlich ausgewiesene Kapitalstock. In der Gesamtwirtschaft gilt dies nur für die zyklischen Expansionsphasen. Da das Statistische Bundesamt mit Bestandswerten gewichtet, sind die voneinander abweichenden Wägungsschemata in Verbindung mit den nach Vermögensarten variierenden Akkumulationsgeschwindigkeiten für die Unterschiede verantwortlich. Im Rahmen angebotsseitiger Zerlegungen des Wirtschaftswachstums ergeben sich daraus Differenzen in den Schätzungen der Totalen Faktorproduktivität. Parametrische Produktionsfunktionsschätzungen werden von diesem Methodenunterschied indessen nicht wesentlich beeinflusst.

Schlüsselwörter: Kapitalstock, Aggregation, Produktionsfunktion, TFP.

JEL Klassifikation: E01, O47, C43.

Non-technical Summary

Statistical data on capital services play an important role for empirical applications using a macroeconomic production function. An example is the estimation of potential output which is relevant for monetary, fiscal and structural policy issues. In Germany, the Federal Government, the Deutsche Bundesbank, the Council of Economic Experts and many economic research institutes usually provide estimates which are based on a production function approach, with capital measured by the aggregate capital stock data of the Federal Statistical Office.

For calculating aggregate capital services, the literature recommends to weight individual capital goods according to their shares in the user costs of all fixed assets. As regards aggregation, however, the fixed assets accounts of the Federal Statistical Office is based on a balance-sheet approach, meaning that individual assets are weighted by their stock values. The use of these data in production function applications is thus not intuitive from a conceptual point of view. By contrast, the detailed statistics can be used to construct aggregate indices of capital services. A prerequisite is the calculation of user costs for individual assets.

According to the breakdown of the fixed assets accounts, user costs were calculated for machinery and equipment, vehicles, intangible assets, commercial and residential property. The statistical data are mainly taken from the national accounts. Following the *ex ante* approach, expected values are taken from external sources and, if unavailable, they are modelled econometrically. The differences in the levels of asset-specific user costs are due primarily to differences in the depreciation rates for wear and tear as well as economic obsolescence, whereas it is of minor importance that expected capital gains/losses and effective marginal tax rates differ from one asset to another. In sum, the use of intangibles in the production process is most expensive, followed by machinery and equipment as well as vehicles. The services of commercial and residential property are cheapest.

In the observation period between 1991 and 2010, the index series of aggregate capital services increase somewhat more strongly and are visibly more procyclical than the aggregate capital stock series of the Federal Statistical Office. The difference can be explained by the fact that investment in movable and intangible assets, which are given a higher weight than structures in the user cost approach, has on average been slightly more dynamic than construction activity and more strongly prone to cyclical fluctuations. This is relevant for the estimates of total factor productivity using Solow growth accounting. However, parametric estimates of approximate production functions in the Kmenta model remain unaffected by the form of capital measurement.

Nicht technische Zusammenfassung

Statistische Angaben zum Kapitaleinsatz spielen für empirische Anwendungen, die sich des theoretischen Konstrukts einer makroökonomischen Produktionsfunktion bedienen, eine wichtige Rolle. Hierzu gehört die Schätzung des gesamtwirtschaftlichen Produktionspotenzials, das für geld-, finanz- und strukturpolitische Fragestellungen relevant ist. In Deutschland führen unter anderem die Bundesregierung, die Deutsche Bundesbank, der Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung und zahlreiche wirtschaftswissenschaftliche Forschungsinstitute regelmäßig Rechnungen durch, die allesamt auf einem produktionstheoretischen Zusammenhang fußen und hinsichtlich der Messung des Faktors Kapital die aggregierten Kapitalstockangaben des Statistischen Bundesamts verwenden.

Die wissenschaftliche Literatur empfiehlt, zur Bestimmung des aggregierten Kapitaleinsatzes Vermögensgüter entsprechend ihres Anteils an den Gesamtkosten für die Nutzung von Sachanlagen im Herstellungsprozess zu gewichten. Die amtliche Anlagevermögensrechnung verfolgt mit Blick auf die Aggregation hingegen einen bilanziellen Ansatz, d.h. die Vermögensarten gehen mit ihren Bestandswerten in das Gesamtergebnis ein. Für produktionstheoretische Analysen ist die Verwendung der aggregierten Angaben mithin aus konzeptioneller Sicht nicht naheliegend. Demgegenüber lassen sich auf Basis der Detailstatistiken Indexreihen für den aggregierten Kapitaleinsatz ermitteln. Voraussetzung ist dafür allerdings die Berechnung von Nutzungskosten nach Vermögensarten.

Entsprechend der Gliederung der Anlagevermögensrechnung werden Nutzungskosten für Maschinen und Geräte, Fahrzeuge, immaterielle Vermögensgegenstände, Gewerbe- und Wohnbauten berechnet. Die statistischen Daten stammen weitgehend aus den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen. Dem Grundprinzip des *Ex ante*-Ansatzes folgend werden aber Erwartungsgrößen externen Quellen entnommen; falls nicht vorhanden, wird die Erwartungsbildung modellhaft nachgezeichnet. Die Niveauunterschiede zwischen den anlagenspezifischen Nutzungskosten sind primär auf Differenzen in den Abschreibungssätzen für technischen Verschleiß und wirtschaftliches Veralten zurückzuführen; von geringerer Bedeutung sind die güterspezifischen Abstufungen bei den erwarteten Kapitalgewinnen bzw. -verlusten und der effektiven Grenzsteuerbelastung. Insgesamt ist die Nutzung von immateriellen Vermögensgütern am teuersten, gefolgt von Maschinen und Geräten sowie Fahrzeugen. Am unteren Ende rangieren die Gewerbe- und Wohnbauten.

Die auf Basis der Nutzungskosten ermittelten Indexreihen für den aggregierten Kapitaleinsatz weisen im Betrachtungszeitraum von 1991 bis 2010 eine etwas größere Steigung auf und sind sichtbar stärker prozyklisch als die Kapitalstockreihen des Statistischen Bundesamts. Die Unterschiede lassen sich dadurch erklären, dass die Investitionen in bewegliche und immaterielle Anlagegüter, die im Vergleich zu den Bauten im Nutzungskostenansatz höher gewichtet werden, im Mittel etwas dynamischer waren als die Bauaktivitäten ausgefallen sind und vor allem ausgeprägteren zyklischen Schwankungen unterworfen sind. Dies hat Folgen für die Schätzung der totalen Faktorproduktivität im Rahmen von Solow-Wachstumszerlegungen. Auf parametrische Schätzungen approximativer Produktionsfunktionen im Kmenta-Modell ist die Verwendung verschiedener Reihen für den Faktor Kapital hingegen ohne Bedeutung.

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	1
2	Die Aggregationsproblematik beim Faktor Kapital aus theoretischer und empirischer Sicht	4
2.1	Produktions- und indextheoretische Grundlagen	4
2.2	Die Kapitalstockrechnung des Statistischen Bundesamts	6
3	Berechnung von Kapitalnutzungskosten	8
3.1	Die Komponenten der Kapitalnutzungskosten	9
3.2	Anlagenspezifische und aggregierte Kapitalnutzungskosten	15
4	Indexreihen für den aggregierten Kapitaleinsatz	17
5	Kapitalmessung und Produktionszusammenhang	21
5.1	Der Einfluss der Kapitalmessung in Wachstumszerlegungen	21
5.2	Schätzungen approximativer CES-Produktionsfunktionen	23
6	Fazit	25
	Literatur	27

Tabellenverzeichnis

1	Wägungsschema (in %)	19
2	Zerlegung der Zunahme der Stundenproduktivität	23
3	Approximative Produktionsfunktionsschätzungen	24

Abbildungsverzeichnis

1	Realzinsen	9
2	Abschreibungssätze	11
3	Erwartete relative Kapitalgewinne/-verluste	12
4	Effektive marginale Körperschaftsteuersätze	14
5	Kapitalnutzungskosten nach Vermögensarten	15
6	Aggregierte Kapitalnutzungskosten	16
7	Jährliche Veränderung des aggregierten Kapitaleinsatzes	18
8	Jährliche Veränderung von Kapitaleinsatz und Kapitalstock	19
9	Kapitaleinsatz nach OECD und EU KLEMS	20
10	Abstand zwischen den aus den Wachstumszerlegungen mit Kapitaleinsatz beziehungsweise Kapitalstock resultierenden TFP-Raten	22

Ein nutzungskostenbasierter Ansatz zur Messung des Faktors Kapital in aggregierten Produktionsfunktionen⁰

1 Einleitung

Die empirische Wirtschaftsforschung bedient sich zur Modellierung gesamtwirtschaftlicher Produktionsprozesse häufig des theoretischen Konstrukts einer aggregierten Produktionsfunktion, welche die in einem Zeitraum erzeugten Güter mit den verwendeten Einsatzfaktoren verknüpft. Ein wichtiges Anwendungsgebiet ist die produktionstheoretisch fundierte Schätzung des Produktionspotenzials. In Deutschland ist diese Methode zur Bestimmung der Wachstumsmöglichkeiten inzwischen weit verbreitet. Über langjährige praktische Erfahrungen auf diesem Gebiet verfügen beispielsweise die Deutsche Bundesbank (Bbk, 2003, 2007b) und der Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (SVR, 2003, 2007). Seit der Verankerung der Schuldenbremse im Grundgesetz ist die Bundesregierung verpflichtet, zur Ermittlung des Konjunktoreinflusses auf die Nettokreditaufnahme das Schätzverfahren der EU-Kommission (D’Auria et al., 2010) zur Bestimmung der gesamtwirtschaftlichen Produktionslücke anzuwenden, welches seit einigen Jahren ebenfalls auf einer aggregierten Produktionsfunktion fußt (BMF, 2011; BMWi, 2011). Die Gemeinschaftsdiagnose der führenden Wirtschaftsforschungsinstitute ist bei der Erstellung ihrer mittelfristigen Wachstumsprojektion auftragsgemäß auch an dieses Verfahren gebunden. Unter den internationalen Institutionen hat sich – abgesehen von der EU-Kommission – die OECD auf die Verwendung eines produktionstheoretischen Schätzansatzes festgelegt (Cotis et al., 2004, Box 1).

Die aggregierte Produktionsfunktion modelliert die Bruttowertschöpfung – oder das BIP bei Betrachtung der Volkswirtschaft als Ganzes – als Funktion des Arbeitsvolumens und der Nutzung des vorhandenen Kapitalstocks unter Berücksichtigung einer Produktivitätskomponente, die in der Regel als Totale Faktorproduktivität (TFP) gemessen wird. In Potenzialschätzungen wird heutzutage üblicherweise auf die Vorgabe einer parametrischen Spezifikation des produktionstheoretischen Zusammenhangs verzichtet;¹ den Rechenrahmen bildet stattdessen die Wachstumszerlegung nach Solow (1957). Da die Produktionsfunktion Stromgrößen zueinander in Beziehung setzt, lässt sich das Anlagevermögen als Kapitaleinsatz nur unter der Annahme verwenden, dass die produktive Leistung eines Vermögensgegenstands in einer Periode proportional zu dessen (realem) Nutzungswert in der Produktion ist.

⁰Adresse: Deutsche Bundesbank, Zentralbereich Volkswirtschaft, Wilhelm-Epstein-Str. 14, 60431 Frankfurt am Main, Email: thomas.knetsch@bundesbank.de. Der Autor dankt Oda Schmalwasser, Karl-Heinz Tödter und Gerhard Ziebarth für wertvolle Hinweise und Reiner Mahr für die Aufbereitung des statistischen Datenmaterials. Die hier vertretenen Auffassungen sind die persönliche Meinung des Autors und spiegeln nicht notwendigerweise die Sichtweise der Deutschen Bundesbank wider.

¹In den neunziger Jahren wurden parametrische Ansätze noch verwendet (z.B. Bbk, 1995).

Die Anwendungen für Deutschland basieren auf den Kapitalstockangaben der amtlichen Statistik, wobei die hier erwähnten Institutionen mit Ausnahme der EU-Kommission die Bruttobestände verwenden.² Schmalwasser und Schidlowski (2006) weisen darauf hin, dass „das Bruttoanlagevermögen die geeignete Größe [sei], wenn es um die Analyse von Produktionsprozessen geh[e].“ (S. 1110) In der Kapitalstockrechnung des Statistischen Bundesamts erfolgt die Aggregation verschiedener Vermögensarten über deren Anteile am Wert des Gesamtbestands, während die wissenschaftliche Literatur – ausgehend von der Arbeit von Jorgenson und Griliches (1967) – und internationale Sachverständige (z.B. OECD, 2009) dazu raten, im vorliegenden Kontext mit den jeweiligen Anteilen an den Nutzungskosten aller produktiv eingesetzten Kapitalgüter zu gewichten.

Im vorliegenden Beitrag wird ein Verfahren vorgeschlagen, wie Indexreihen für den Kapitaleinsatz der deutschen Wirtschaft als Ganzes sowie des Unternehmenssektors (ohne Wohnungswirtschaft) und der Kapitalgesellschaften zur Verwendung in aggregierten Produktionsfunktionen schätzungsweise ermittelt werden können. Zentrale Informationsquellen sind zum einen die Angaben der amtlichen Anlagevermögensrechnung – jedoch nicht im Aggregat, sondern getrennt nach den veröffentlichten Vermögensarten Maschinen und Geräte, Fahrzeuge, immaterielle Vermögensgegenstände, Nichtwohnbauten und Wohnbauten. Zum anderen werden weitere Daten aus den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) wie Abschreibungen und Investitionsgüterdeflatoren sowie andere Quellen (z.B. über Inflationserwartungen und effektive marginale Kapitaleinkommensteuersätze) herangezogen, um Nutzungskosten für die betrachteten Anlageklassen auf Basis der neoklassischen Investitionstheorie (Hall und Jorgenson, 1962) zu berechnen.³

Zeitreihen für den aggregierten Kapitaleinsatz der deutschen Wirtschaft werden von der OECD und EU KLEMS im Rahmen internationaler Datensammlungen regelmäßig veröffentlicht (Schreyer und Webb, 2006; O’Mahony und Timmer, 2009). Diese beruhen zwar auf denselben methodischen Grundlagen wie der hier vorgeschlagene Ansatz. In der konkreten Rechenweise gibt es allerdings einige Unterschiede. Die OECD und EU KLEMS basieren ihre Rechnungen auf mehr als die in der amtlichen Vermögensrechnung ausgewiesenen Anlageklassen, indem sie beispielsweise Ausrüstungen der Informations- und Kommunikationstechnik (IKT) gesondert betrachten. Außerdem werden über die Länder hinweg dieselben Annahmen getroffen (z.B. *Ex post*-Messung der geforderten Rendite bei EU KLEMS) und Parameter einheitlich gesetzt (z.B. Abschreibungssätze, Investitionsgüterpreise). Damit steigt im Einklang mit der Zielsetzung von OECD und EU KLEMS die

²Die EU-Kommission verwendet die Nettobestände, d.h. die Bruttobestände abzüglich der kumulierten Abschreibungen.

³Im Zusammenhang mit der großen VGR-Revision vom Sommer 2011 wird gegenwärtig die preisbereinigte Anlagevermögensrechnung von der Festpreisbasis auf die Vorjahrespreisbasis umgestellt, die beispielsweise in der Inlandsproduktberechnung bereits seit einigen Jahren gängige Praxis ist. Sichtbar wird der Methodenwechsel unter anderem dadurch, dass die preisbereinigten Kapitalstockangaben nicht mehr als Volumenaggregate (d.h. in Mrd. Euro eines Basisjahrs), sondern als Kettenindex dargestellt werden. Dieser methodische Unterschied ist für die in der Untersuchung durchgeführten Rechnungen unerheblich. Allerdings liegen bislang lediglich Angaben für die Gesamtwirtschaft vor. Die Resultate für den Unternehmenssektor und die Kapitalgesellschaften basieren auf Kapitalstockangaben, die unter der Annahme geschätzt sind, dass sich die Anteilsstruktur durch den Methodenwechsel nicht geändert hat.

internationale Vergleichbarkeit der Daten. Die vorliegende Arbeit stellt indessen eine Konformität zur Anlagevermögensrechnung des Statistischen Bundesamts soweit möglich her.

Mit Blick auf die Messung des Faktors Kapital ist das Hauptergebnis der Studie, dass der Kapitaleinsatz im Beobachtungszeitraum durchschnittlich etwas stärker zugenommen hat als das aggregierte Anlagevermögen gemäß der amtlichen Statistik. Hierfür ist ausschlaggebend, dass die Akkumulation von Gebäuden, die aufgrund ihrer vergleichsweise hohen Bestandswerte in die Kapitalstockrechnung des Statistischen Bundesamts mit einem großen Gewicht eingehen, nicht die Geschwindigkeit der Bildung von beweglichen Anlagevermögen erreichte. Die Differenz zwischen den beiden Ansätzen ist im Unternehmensbereich größer als in der Gesamtwirtschaft.

Bei der nicht-parametrischen Modellierung des makroökonomischen Produktionszusammenhangs beeinflusst die Messung des Faktors Kapital automatisch die TFP-Komponente, die als Residualgröße aus der Wachstumszerlegung hervorgeht. Dies kann Implikationen für die rechnerisch ausgewiesene Rate des technischen Fortschritts haben. Nach dem hier dargelegten empirischen Befund ist im Durchschnitt lediglich ein kleiner Teil der Produktivitätszunahme einer Arbeitsstunde, der in der Zerlegung auf Basis der amtlichen Kapitalstockangaben dem TFP-Zuwachs zugerechnet wird, als Kapitalintensivierung zu interpretieren. Der Effekt kann in zyklischen Expansionsphasen allerdings durchaus eine wahrnehmbare Größenordnung annehmen. Auf Schätzungen approximativer Spezifikationen des Produktionszusammenhangs hat der Methodenunterschied in der Kapitalmessung keinen wesentlichen Einfluss.

Der Aufsatz ist wie folgt gegliedert: Im nächsten Abschnitt werden die produktions-theoretischen Grundlagen für die Messung des aggregierten Kapitaleinsatzes im Fall heterogener Vermögensgüter skizziert. Darauf aufbauend wird argumentiert, dass die Aggregationserfordernisse der theoretischen Literatur in der Anlagevermögensrechnung des Statistischen Bundesamts zwar bezüglich der zeitlichen Heterogenität (d.h. mit Blick auf die unterschiedlichen Beschaffungszeitpunkte von Kapitalgütern) als erfüllt angesehen werden können, nicht aber im Bezug auf die unterschiedlichen Vermögensarten. In Abschnitt 3 werden daher als Basis für die angemessene Aggregation Nutzungskosten der fünf amtlich ausgewiesenen Vermögensarten berechnet. In Abschnitt 4 werden die auf Nutzungskostenbasis ermittelten Indexreihen vorgestellt und den vergleichbaren Angaben aus der Anlagevermögensrechnung gegenübergestellt. Nutzungskosten und Kapitaleinsatz werden als Aggregate jeweils für die Gesamtwirtschaft, den Unternehmenssektor (ohne Wohnungswirtschaft)⁴ und die Kapitalgesellschaften ermittelt. Abschnitt 5 beschäftigt sich mit den Implikationen für die Solow-Wachstumszerlegung und parametrische Produktionsfunktions-schätzungen. Die Arbeit endet mit einem Fazit.

⁴Der Einfachheit halber wird im Folgenden lediglich vom Unternehmenssektor gesprochen.

2 Die Aggregationsproblematik beim Faktor Kapital aus theoretischer und empirischer Sicht

Die produktions- und indextheoretischen Grundlagen für die Messung des Kapitaleinsatzes im makroökonomischen Produktionszusammenhang werden im ersten Teil dieses Abschnitts dargelegt. Im zweiten Teil wird erläutert, warum die Kapitalstockrechnung des Statistischen Bundesamts die Anforderungen nur teilweise erfüllt.

2.1 Produktions- und indextheoretische Grundlagen

In makroökonomischen Untersuchungen wird häufig eine aggregierte Produktionsfunktion der Form $Y(t) = A(t)F(K(t), L(t))$ angenommen, wobei Y die Erzeugung, K und L die primären Einsatzfaktoren Kapital und Arbeit, A der TFP-Index und t der Zeitindex sind. Die Funktion $F(\cdot)$ erfüllt die Bedingung steigender, abnehmender Grenzerträge in beiden Argumenten und weist die Eigenschaft konstanter Skalenerträge auf.

Aggregationsprobleme bestehen im Allgemeinen bezüglich der funktionalen Form sowie bei allen Input- und Outputgrößen.⁵ Dies liegt an firmenspezifischen Produktionstechnologien, die sich nur unter sehr restriktiven Annahmen zusammenfassend als $F(\cdot)$ ausdrücken lassen,⁶ und aufgrund der Tatsache, dass sich hinter jeder Maßzahl heterogene Einheiten verbergen. Die in der Literatur bereits seit längerer Zeit breit geführte Diskussion, ob die Vorstellung einer aggregierten Produktionsfunktion aus aggregationstheoretischer Sicht überhaupt sinnvoll ist, spielt hier aber ebensowenig eine Rolle wie die Frage nach der angemessenen Interpretation dieser zentralen makroökonomischen Modellkomponente. Vor dem Hintergrund der Zielsetzung der Studie genügt der Hinweis auf die empirische Relevanz aggregierter Produktionsfunktionen, die für die standardmäßig verwendeten funktionalen Formen wie Cobb-Douglas (CD) oder einer Technologie mit konstanter, aber von 1 verschiedener Substitutionselastizität (CES) zwischen Arbeit und Kapital als nachgewiesen gilt (Fisher, 1971; Fisher et al., 1977).

Im Folgenden wird allein Heterogenität bezüglich des Faktors Kapital zugelassen. Konkret unterstellt wird eine Produktionsfunktion der Form

$$Y(t) = A(t)F(\{K_i(t)\}, L(t)). \quad (1)$$

Damit wird die Existenz von $F(\cdot)$ vorausgesetzt. Bei Y und L handelt es sich annahm gemäß um homogene Größen, und K_i misst den Kapitaleinsatz der für sich genommen

⁵Felipe und Fisher (2003) geben hierzu einen umfassenden Literaturüberblick einschließlich sehr skeptischer Schlussfolgerungen, was die theoretische Fundierung aggregierter Produktionsfunktionen betrifft.

⁶Auf Nataf (1948) geht das Ergebnis zurück, dass sich firmenspezifische Produktionsfunktionen in Arbeit und Kapital – ohne die Annahme effizienter Produktion – genau dann als funktionale Form in aggregierten Argumenten für Arbeit und Kapital ausdrücken lassen, wenn jede einzelne von ihnen additiv separabel in den Produktionsfaktoren ist.

homogenen Vermögensart i mit $i = 1, 2, \dots, I$. Ferner wird angenommen, dass ein aggregiertes Maß für den Faktor Kapital mittels beobachtbarer Güter- und Faktorpreise sowie der funktionalen Einkommensverteilung berechnet werden kann.⁷

Zwei Ergebnisse der Aggregationstheorie sind für die Messung und Indexkonstruktion des Faktors Kapital von unmittelbarem Interesse. Erstens folgt aus Leontief's (1947) Theorem, dass die Kapitalaggregation genau dann möglich ist, wenn die Grenzrate der Substitution zwischen jedem einzelnen Kapitalgüterpaar unabhängig vom Faktor Arbeit ist. Für die zeitliche Heterogenität bedeutet dies, dass Güter derselben Vermögensklasse, die zu unterschiedlichen Zeitpunkten beschafft worden sind, aggregiert werden können, sofern deren Qualitätsunterschiede vollständig als kapitalvermehrender technischer Fortschritt darstellbar sind und die Investitionsvolumina jahrgangsweise in Effizienzeinheiten ausgedrückt werden (Fisher, 1965). Zweitens empfiehlt sich die Aggregation von Vermögensgütern verschiedener Klassen anhand der Nutzungskosten im Produktionsprozess (Jorgenson und Griliches, 1967). Dies ergibt sich gemäß dem Euler-Theorem für die kostenminimale Inputkombination $(\{\bar{K}_i\}, \bar{L})$ zur Erzeugung der Outputmenge \bar{Y} aus dem Zusammenhang

$$p(t)\bar{Y}(t) = w(t)\bar{L}(t) + \sum_{i=1}^I r_i(t)\bar{K}_i(t), \quad (2)$$

wobei p der Outputpreis, w der Nominallohn und r_i die Nutzungskosten des Vermögensgegenstands i sind.

Während Löhne und Güterpreise üblicherweise beobachtbar sind, gibt es für die Nutzungskosten der Vermögensgüter – bis auf wenige Ausnahmen wie den Mieten für Wohngebäude und den Leasingraten für einige Anlagegüter – keine verfügbaren Marktinformationen. Daher werden die Kapitalnutzungskosten in der Regel über eine Bestimmungsgleichung berechnet, die aus der neoklassischen Investitionstheorie abgeleitet ist. Unter Berücksichtigung des Steuersatzes auf Gewinneinkommen τ und den für jedes Investitionsgut i spezifischen künftigen Steuerermäßigungen und Subventionen mit dem Barwert u_i bemessen sich nach Auerbach (1983) die Nutzungskosten als

$$r_i(t) = \frac{1 - u_i(t)}{1 - \tau(t)} \left[(z(t) - \pi^e(t)) + \delta_i(t) - (\pi_i^e(t) - \pi^e(t)) \right] q_i(t), \quad (3)$$

wobei z der Zinsertrag einer alternativen Anlage (Opportunitätskosten), δ_i die Rate des materiellen Kapitalverzehr und q_i der Beschaffungspreis des Anlageguts i sind. Die erwarteten Preissteigerungen in der Vermögensklasse i sind mit π_i^e bezeichnet und die erwartete allgemeine Teuerung mit π^e .

Das Maß für den Einsatz aller Kapitalgüter ergibt sich aus der Aggregation der Bestände der einzelnen Vermögensklassen auf Basis der Kapitaleinkommensanteile. Indextheoretisch

⁷Dies ist in der Literatur nicht unumstritten. Ausgelöst durch Robinson (1953–54) kam es vor Jahren diesbezüglich zur sogenannten Cambridge-Cambridge Kapital-Kontroverse, die aber hier nicht näher thematisiert werden soll.

vorteilhaft ist dabei die Verwendung eines Divisia-Index,⁸ der als Törnqvist-Approximation in diskreter Zeit dem folgenden Konstruktionsprinzip folgt:

$$\Delta \ln K(t) = \sum_{i=1}^I \frac{1}{2} [s_i(t) + s_i(t-1)] \Delta \ln K_i(t), \quad (4)$$

wobei $s_i = r_i K_i / \sum_{j=1}^I r_j K_j$ den Anteil des Kapitalguts i an den Gesamtnutzungskosten aller Kapitalgüter und Δ den Differenzenoperator bezeichnet.

2.2 Die Kapitalstockrechnung des Statistischen Bundesamts

Die Kapitalstockrechnung des Statistischen Bundesamts ist grundsätzlich so konzipiert, dass das zeitliche Heterogenitätsproblem als gelöst angesehen werden kann, wenn sich die Qualitätsunterschiede der in verschiedenen Jahren angeschafften Investitionsgüter derselben Vermögensklasse vollständig in den Preisen niederschlagen. Hintergrund ist die Verbesserung der Methoden zur Qualitätsbereinigung in der Preismessung von Investitionsgütern beispielsweise durch die verbreitete Nutzung hedonischer Verfahren (z.B. Bbk, 2005).

Dies kann formal wie folgt verdeutlicht werden. Der Neupreis des Investitionsguts i mit den Qualitätsmerkmalen $\Omega_i(t)$ lässt sich schreiben als $q_i(t) = (1 + \pi_i(t))Q_i(\Omega_i(t))$, wobei $(1 + \pi_i(t))$ die reine Teuerungs- und $Q_i(\Omega_i(t))$ die Qualitätskomponente im Preis sind.⁹ Der preisbereinigte Investitionsjahrgang $I_i(t)$ ergibt sich rechnerisch aus den (nominalen) Investitionsaufwendungen $I_i^n(t)$ durch Deflationierung mit der reinen Teuerungskomponente. Aus $I_i(t) = I_i^n(t)/(1 + \pi_i(t)) = Q_i(\Omega_i(t)) \times (I_i^n(t)/q_i(t))$ folgt, dass die preisbereinigten Investitionsjahrgänge in Effizienzeinheiten gemessen werden, weil sie als Produkt des Investitionsguts in „natürlichen“ Einheiten ($I_i^n(t)/q_i(t)$) und dem jeweiligen Grad der technischen Effizienz $\Phi_i(t) = Q_i(\Omega_i(t))$ ausgedrückt werden können.

Der preisbereinigte Kapitalbestand wird ermittelt aus der Kumulation der preisbereinigten Investitionsjahrgänge unter Berücksichtigung der Abgänge:

$$K_i(t) = \Phi_i(t) \frac{I_i^n(t)}{q_i(t)} + [1 - d_i(t-1)] \Phi_i(t-1) \frac{I_i^n(t-1)}{q_i(t-1)} + \dots + [1 - d_i(0)]^t \Phi_i(0) \frac{I_i^n(0)}{q_i(0)},$$

wobei d_i die (geometrisch-degressive) Abgangsrate der Anlageklasse i ist.¹⁰ In Analogie zu Hulthen (1992) kann hieraus ein Index der im Kapitalstock gebundenen technischen Effizienz $\Psi_i(t)$ ermittelt werden. Demnach ist $K_i(t) = \Psi_i(t)K_i^*(t)$, wobei K_i^* definiert ist als der Bestand an Vermögensgütern der Klasse i , die aus technischer Sicht homogen ist.

⁸Es handelt sich dabei um einen „exakten“ Index, d.h. er ist konsistent mit einer Approximation zweiter Ordnung für eine logarithmierte allgemeine Produktionsfunktion (Diewert, 1976).

⁹Durch die Bezugnahme auf den Neupreis braucht das Alter eines Vermögensgegenstands, das im Allgemeinen ebenfalls ein preisbestimmendes Merkmal ist, hier nicht betrachtet zu werden.

¹⁰Aus Gründen der Vereinfachung wird hier eine konstante Abgangsrate angenommen. Tatsächlich berechnet das Statistische Bundesamt die Abgänge aus der Verknüpfung der Investitionsjahrgänge mit einer Abgangsfunktion, in welcher die effektive Nutzungsdauer als Wahrscheinlichkeitsverteilung abgebildet wird (Schmalwasser und Schidlowski, 2006).

Im Unterschied zur zeitlichen Heterogenität behandelt die amtliche Kapitalstockrechnung das Problem der Aggregation von Vermögensgütern verschiedener Klassen nicht auf eine Weise, die den im vorigen Abschnitt dargestellten theoretischen Grundsätzen entspricht. Als Wägungsschema für den aggregierten Kapitalstock verwendet das Statistische Bundesamt die Anteile der Vermögensklassen am Gesamtwert aller Anlagegüter, was einem bilanziellen Ansatz auf Basis der Bruttogrößen gleicht.¹¹ Aus konzeptioneller Sicht ist daher die Nutzung dieser Statistik für Schätzungen des Produktionspotenzials problematisch.

Das detaillierte Ausgangsmaterial der amtlichen Anlagevermögensrechnung kann allerdings dazu verwendet werden, eine auf den Nutzungswert der Anlagegüter abgestellte Größe für den aggregierten Kapitaleinsatz näherungsweise zu ermitteln. Nach (4) gehen dabei die Informationen zum Verlauf der preisbereinigten Bruttobestände der einzeln ausgewiesenen Anlagearten ein. Hinzu kommt das adäquate Gewichtungsschema, zu dessen Ermittlung die Nutzungskosten der entsprechenden Anlagearten in der Produktion zu berechnen sind.

Die Aufgliederung des Anlagevermögens in Maschinen und Geräte, Fahrzeuge, immaterielle Vermögensgegenstände, Nichtwohnbauten sowie Wohnbauten ist so grob, dass innerhalb dieser Klassen noch von einer beträchtlichen Heterogenität auszugehen ist. Auf Basis der öffentlich zugänglichen Daten ist das Aggregationsproblem nicht vollständig lösbar, weil der bilanzielle Ansatz des Statistischen Bundesamts die rechnerische Zusammenfassung der Vermögensarten auf tieferer Gliederungsebene nach wie vor bestimmt. Allerdings dürfte der darauf zurückzuführende Messfehler im Verhältnis zum konzeptionellen Fortschritt, den die nutzungskostenorientierte Aggregation auf der höheren Gliederungsstufe mit sich bringt, als gering zu veranschlagen sein.

Schließlich ist darauf hinzuweisen, dass das Statistische Bundesamt das Anlagevermögen zeitpunktbezogen zum Jahreswechsel ausweist.¹² In der vorliegenden Untersuchung ist es wie in zahlreichen makroökonomischen Anwendungen jedoch zweckmäßig, den jahresdurchschnittlichen Bestand zu betrachten. In festen Preisen eines Basisjahrs sind der Jahresendbestand einer Periode und der Jahresanfangsbestand der Folgeperiode identisch. Der Jahresdurchschnittsbestand lässt sich mithin über das arithmetische Mittel der Stände benachbarter Jahre approximieren (Schmalwasser und Schidlowski, 2006, S. 1108). An diesem einfachen Verfahren der Durchschnittsbildung wird im Fall der Vorjahrespreisbasis festgehalten, obwohl die Identität konstruktionsbedingt nicht mehr gegeben ist.¹³

¹¹In der Festpreisbasis bedeutet dies, dass die Volumenangaben der Vermögensarten (in Mrd. Euro eines Basisjahrs) summiert werden. Dies entspricht einer Gewichtung gemäß den Wertanteilen der Vermögensarten im Basisjahr. In der Vorjahrespreisbasis werden dagegen die Wertanteile des Vorjahrs als Wägungsschema verwendet. Vgl. dazu z.B. Tödter (2007).

¹²Vor der VGR-Revision im Sommer 2011 wurden Jahresanfangsbestände berichtet, seither sind es den internationalen Konventionen folgend Jahresendbestände (Räth und Braakmann, 2011).

¹³Nach Räth und Braakmann (2011) ändert sich am Indexverlauf „nicht viel“ (S. 853), wenn Endstände statt Jahresdurchschnittswerte betrachtet werden.

3 Berechnung von Kapitalnutzungskosten

Für die meisten Vermögensgüter liegen keine repräsentativen Marktinformationen über deren Nutzungskosten vor. Als wichtige Ausnahme können Wohnbauten gelten. Die Verwendung der Marktinformationen bei dieser Anlageklasse könnte grundsätzlich ins Auge gefasst werden, weil der Mietwohnungsmarkt in Deutschland weitgehend wettbewerblich organisiert ist und die gesamte Angebotsbreite – wenngleich wohl nicht gänzlich repräsentativ – abdeckt. Um methodische Differenzen bei der Nutzungskostenberechnung zwischen den Vermögensarten zu vermeiden, werden Wohnbauten im Folgenden allerdings wie die anderen Anlageklassen behandelt.

Kapitalnutzungskosten werden mittels (3) berechnet. In der Literatur wird zwischen der *Ex post*- und *Ex ante*-Berechnung unterschieden, wobei auch Mischformen diskutiert werden (Oulton, 2007). Dem *Ex post*-Ansatz liegt das Bestreben zugrunde, Kapitalnutzungskosten unter ausschließlicher Verwendung von Zahlen eines konsistenten Rechenwerks zu berechnen und damit die Ergebnisse objektiv nachvollziehbar sowie auf einfache Weise reproduzierbar zu machen. Dies wird in der Regel von den VGR angeboten. Zur Bestimmung der Sachkapitalrendite muss jedoch auf gesamtwirtschaftliche Gewinngrößen zurückgegriffen werden, bei deren statistischer Erfassung erhebliche Unschärfen in Rechnung zu stellen sind. Noch schwerer wiegt der theoretische Einwand, wonach für Investitionen nicht die tatsächlich realisierte Rentabilität, sondern die Renditeerwartung zum Zeitpunkt der Entscheidung von Belang ist. Im *Ex ante*-Ansatz werden die Kalkulationsgrundlagen von Investitionsentscheidungen approximiert, indem die Verzinsung einer Alternativanlage als Renditeerfordernis des Investors angesehen wird und die erwarteten Kapitalgewinne/-verluste aus der Beobachtung und Fortschreibung von (relativen) Teuerungstendenzen abgeleitet werden.

Die hier vorgeschlagene Berechnung der Kapitalnutzungskosten folgt im Grundsatz der *Ex ante*-Methode. Soweit theoretisch geboten, werden allerdings VGR-Daten verwendet. Die Erwartungsbildung wird ökonometrisch modelliert – es sei denn, es liegen adäquate Informationen zu den entsprechenden Sachverhalten aus Befragungsdaten (z. B. Inflationserwartungen) oder anderen einschlägigen Quellen (z. B. effektive marginale Kapitaleinkommensteuersätze) vor. Aus empirischer Sicht ist damit der Effekt verbunden, dass die Komponenten der Kapitalnutzungskosten im Zeitverlauf weniger stark schwanken als bei Verwendung von *Ex post*-Größen aus den VGR. Die Vermeidung von Volatilität in den Kapitalnutzungskosten hat – ungeachtet der kaum objektiv zu beantwortenden Frage nach der ökonomischen Rechtfertigung – den Vorteil, dass die resultierende Indexreihen für den aggregierten Kapitaleinsatz nicht von auffälligen und im Wesentlichen auf die Kapitalnutzungskosten zurückzuführende Schwankungen beeinflusst werden.¹⁴

¹⁴Diewert (2005) schlägt beispielsweise vor, bei der Auswahl der Methoden zur Berechnung des Kapitaleinsatzes darauf zu achten, dass zum einen die resultierende Indexreihe möglichst glatt verläuft und zum anderen die Ergebnisse einfach zu reproduzieren sind.

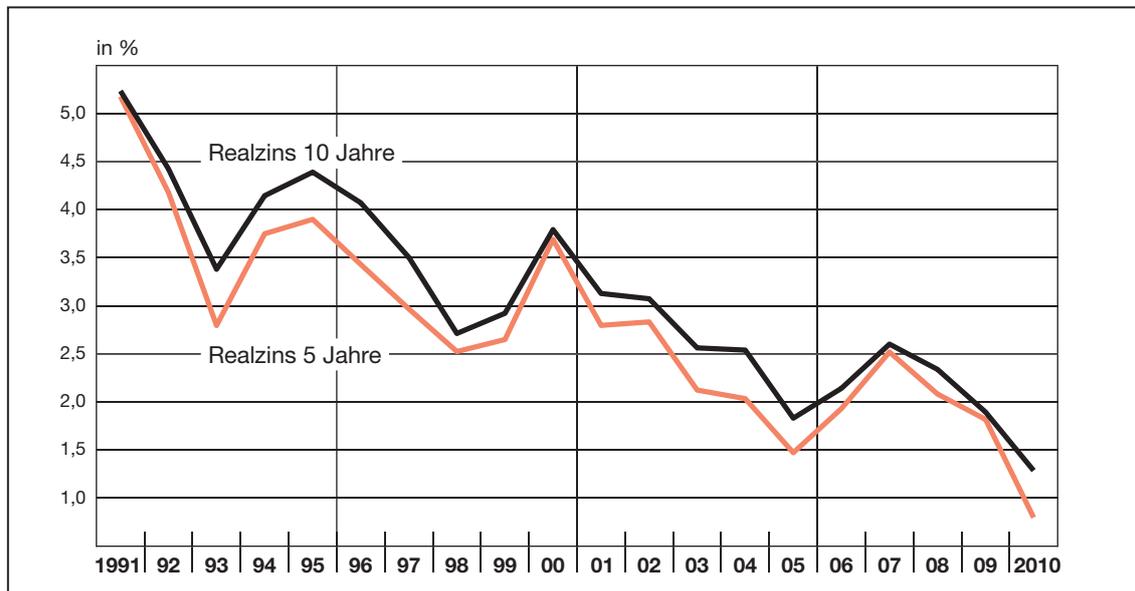
3.1 Die Komponenten der Kapitalnutzungskosten

Die Nutzungskosten eines im Produktionsprozess eingesetzten Vermögensgegenstands ergeben sich gemäß (3) als Summe der vom Investor geforderten realen Rendite, der regulären Absetzungen für technischen Verschleiß sowie wirtschaftliches Veralten (Obsoleszenz) und der erwarteten Kapitalgewinne/-verluste, multipliziert mit dem Wiederbeschaffungspreis und unter Berücksichtigung des für die Anlageklasse spezifischen effektiven marginalen Kapitaleinkommensteuersatzes, der die Fiskalkomponente widerspiegelt.¹⁵

Geforderte reale Rendite

Als Maß für die erwartete reale Rendite des Investors werden *Ex ante*-Realzinsen verwendet. Konkret werden von der Umlaufrendite der Inhaberschuldverschreibungen die von *Consensus Forecasts* erhobenen Inflationserwartungen abgesetzt (Bbk, 2001). Die auf mittlere (5 Jahre) und längere Frist (10 Jahre) berechneten Realzinsen werden gemittelt. Das Renditeerfordernis gilt für jede Sachinvestition und ist damit unabhängig von Vermögensart und Verwendungszweck. Unberücksichtigt bleiben damit mögliche Prämien, die auf die Dauer der Kapitalbindung zurückzuführen sind und sich nach Investitionsgütern entsprechend der jeweiligen Nutzungsdauern unterscheiden können.

Abbildung 1: Realzinsen



¹⁵ „Effektiv“ bedeutet in diesem Zusammenhang, dass die erwarteten Wirkungen anlagespezifischer Steuerergünstigungen und Subventionen in den Grenzsteuersatz eingerechnet sind. Dazu gehört insbesondere die Differenz zwischen dem tatsächlichen Zeitprofil der Abnutzung und dem steuerlich relevanten Abschreibungsverfahren.

Dem mit unternehmerischer Tätigkeit verbundenen Ausfallrisiko wird dadurch Rechnung getragen, dass die Nominalrendite von Unternehmensanleihen Verwendung findet, die gegenüber sicheren Staatspapieren einen entsprechenden Aufschlag enthält. Den Test auf Markttauglichkeit hat naturgemäß die Geschäftsaktivität als Ganzes zu bestehen; einzelne Investitionen können diesbezüglich nicht isoliert voneinander betrachtet werden (OECD, 2009, S. 67). Gewisse Unterschiede zwischen den Vermögensgütern bestehen indes im Hinblick auf ihre Verwertbarkeit im Konkursfall, was hier angesichts mangelnder Informationen aber keine Berücksichtigung finden kann.

Abb. 1 zeigt, dass die Realzinsen seit 1991 nicht nur zyklischen Schwankungen unterworfen waren, sondern sich auch im Trend deutlich ermäßigt haben. Damit erscheint die Annahme konstanter Realzinsen – wie beispielsweise von Diewert (2005) vorgeschlagen – für Deutschland im Betrachtungszeitraum nicht angemessen.

Abschreibungen für technischen Verschleiß und wirtschaftliches Veralten

Die jährliche Rate für die Abschreibung von Vermögensgegenständen, die technischem Verschleiß ausgesetzt sind und aus wirtschaftlicher Sicht veralten können, wird aus VGR-Angaben berechnet.¹⁶ Der Ansatz des Statistischen Bundesamts geht auf tiefer Gliederungsebene generell von linearen Abschreibungsverläufen auf Basis zufallsverteilter Nutzungsdauern aus, wobei außergewöhnlichen realen Vermögensänderungen in Form von Sonderabschreibungen Rechnung getragen wird (Schmalwasser und Schidlowski, 2006). Der so bemessene materielle Kapitalverzehr wird jährlich getrennt nach Vermögensarten ausgewiesen.

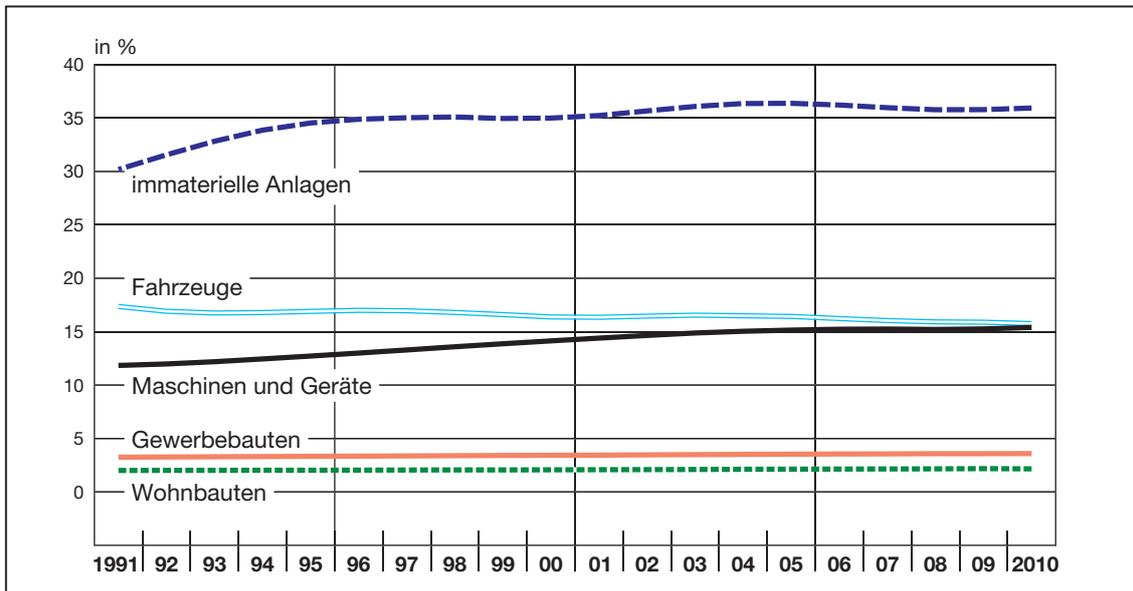
Werden die preisbereinigten Abschreibungen zum entsprechenden Nettoanlagevermögen ins Verhältnis gesetzt, ergibt sich eine Zeitreihe für den auf den Restwert bezogenen durchschnittlichen Abschreibungssatz,¹⁷ der als Approximation für die im Rahmen eines geometrisch-degressiven Abschreibungsverfahrens angesetzte Rate verstanden werden kann (OECD, 2009, S. 97). Mit diesem Rechenansatz wird der theoretischen Modellierung entsprochen und die in der Anlagevermögensrechnung enthaltene Information über die Zusammensetzung der Anlageklassen sowie deren Abschreibungsmodalitäten, die den effektiven Abschreibungssatz im Zeitverlauf beeinflussen, umfassend genutzt.

Die anlagespezifischen Abschreibungssätze unterscheiden sich zum einen im Niveau. Abb. 2 zeigt, dass in den Jahren von 1991 bis 2010 Wohngebäude mit 2% und Gewerbebauten mit $3\frac{1}{2}$ % die geringsten jährlichen Abschreibungssätze aufgewiesen haben, gefolgt von Maschinen und Geräten sowie von Fahrzeugen mit einem durchschnittlichen Abschreibungssatz von rund 15% in den vergangenen beiden Dekaden. Mit Jahresraten zwischen 30% und 35% wurden immaterielle Vermögensgegenstände in diesem Zeitraum am schnellsten abgeschrieben.

¹⁶Das Statistische Bundesamt berücksichtigt hierbei auch, dass das Verlustrisiko im Fall von Schäden im Anlagevermögen von den Unternehmen mitunter versichert wird.

¹⁷Der Abschreibungssatz wird berechnet, indem die Indexreihen des preisbereinigten Anlagevermögens und der preisbereinigten Abschreibungen mit den entsprechenden Werten des Referenzjahrs 2005 multipliziert werden und daraus der Quotient gebildet wird.

Abbildung 2: Abschreibungssätze

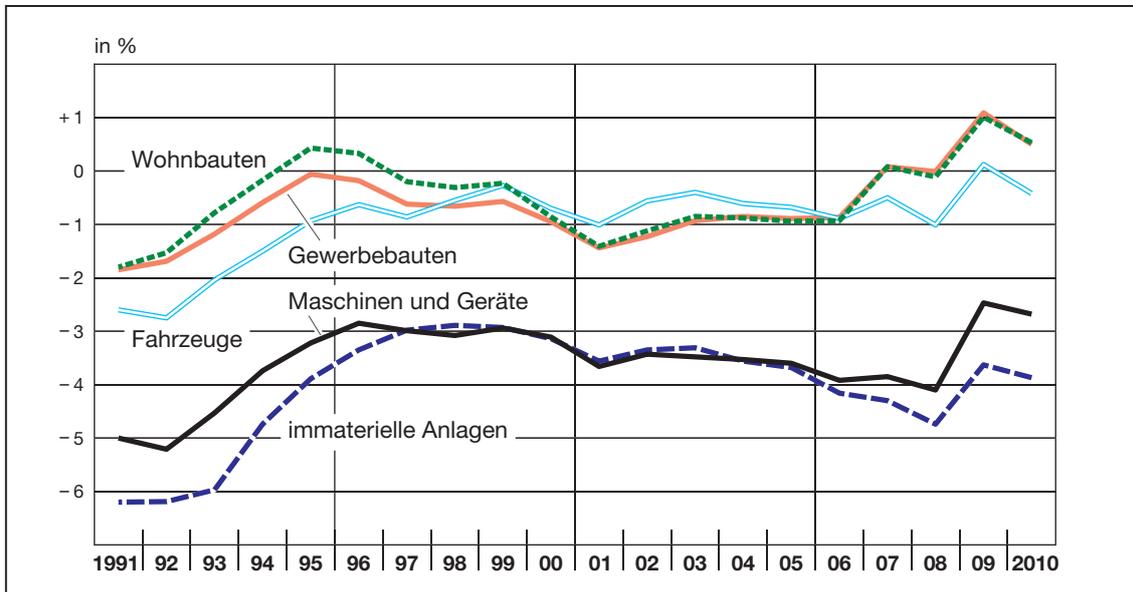


Zum anderen unterscheiden sich die Vermögensarten auch dahingehend, ob ihr Abschreibungssatz im Zeitverlauf tendenziell zugenommen hat oder im Wesentlichen stabil geblieben ist. Während die Abschreibungssätze von Bauten und Fahrzeugen seit 1991 im Großen und Ganzen unverändert sind, haben die von Maschinen und Geräten sowie immateriellen Vermögensgegenständen zumindest bis Mitte des vergangenen Jahrzehnts im Trend zugenommen. Hierbei dürfte eine Rolle gespielt haben, dass sich die durchschnittlichen Nutzungsdauern dieser Vermögensarten durch zunehmende Obsoleszenzeffekte infolge des rasch voranschreitenden technischen Fortschritts im IKT-Bereich verkürzt haben (z.B. Bbk, 2007a).

Erwartete relative Kapitalgewinne/-verluste

Ferner sind die erwarteten Vermögenspreisänderungen im Verhältnis zur allgemeinen Teuerung Bestandteil der Kapitalnutzungskosten. Diese Komponente nimmt bei manchen Investitionsgütern eine erhebliche Größenordnung an, weil sich deren Beschaffungspreise aufgrund von kapitalgebundenem technischem Fortschritt, der primär preissenkend wirkt, vom allgemeinen Preistrend abgekoppelt haben. Dies betrifft Maschinen und Geräte ebenso wie immaterielle Vermögensgegenstände, die im Durchschnitt der letzten zwei Dekaden um $1\frac{1}{2}\%$ beziehungsweise 2% pro Jahr preisgünstiger geworden sind. Demgegenüber lag die Preisentwicklung von Fahrzeugen und Bauten mit einem durchschnittlichen Plus von jährlich $1\frac{1}{4}\%$ beziehungsweise $1\frac{1}{2}\%$ nur wenig unterhalb der allgemeinen Teuerung auf der Verbraucherstufe ($1\frac{3}{4}\%$).

Abbildung 3: Erwartete relative Kapitalgewinne/-verluste



Im Unterschied zur Verbraucherpreisinflation gibt es für die Preisentwicklung der betrachteten Investitionsgüter keine beobachtbaren Erwartungsgrößen, die beispielsweise aus Umfragen unter Marktteilnehmern gewonnen werden. Daher muss die Erwartungsbildung modellhaft nachgezeichnet werden. Die erwartete Preisänderung in einer Vermögensklasse wird hier nach dem Verfahren der einfachen exponentiellen Glättung berechnet. Dies ist gleichbedeutend mit dem Konzept einer adaptiven Erwartungsbildung

$$\pi_i^e(t) = \beta\pi_i^e(t-1) + (1-\beta)\pi_i(t), \quad (5)$$

wobei $0 \leq \beta \leq 1$ der Glättungsparameter ist. Die Methode erfüllt zwar die Bedingung, dass jeweils nur die zum entsprechenden Zeitpunkt verfügbaren Zeitreiheninformationen verwendet werden; eine effiziente Informationsverarbeitung ist aber dadurch nicht garantiert, sodass dem Postulat rationaler Erwartungen hierdurch im Allgemeinen nicht entsprochen wird. Demgegenüber ist die verwendete Modellierung robust, transparent und jederzeit reproduzierbar.¹⁸

Durch die Setzung $\beta = 0,8$ sind die Schwankungen der Erwartungsgrößen von Jahr zu Jahr relativ moderat. In Abb. 3 lassen sich aber auch mehrjährige Abschnitte finden, in denen die Wertänderungen sichtbar stärker oder schwächer ausgefallen sind. Maschinen und Geräte sowie immaterielle Vermögensgegenstände haben im Vergleich zur allgemeinen Teuerung auf der Verbraucherstufe mit $3\frac{1}{2}\%$ beziehungsweise 4% pro Jahr im Durchschnitt

¹⁸Der Startwert für das Jahr 1991 ist so gesetzt, dass die Mittelwertdifferenz zwischen Originalreihe und geglätteter Reihe bei gegebenem Glättungsparameter gerade null ergibt.

die kräftigsten Verluste erlitten. Aber auch Bauten und Fahrzeuge haben während der vergangenen beiden Jahrzehnte moderat an Wert verloren.

Fiskalkomponente

Für die Berechnung der Fiskalkomponente der Kapitalnutzungskosten liegt in den VGR kein verwendbares statistisches Basismaterial vor. Hintergrund ist die Vorstellung des *Ex ante*-Ansatzes, dass Investoren bei ihren Anlageentscheidungen die zukünftigen steuerlichen Rahmenbedingungen (einschließlich förderpolitischer Instrumente) ins Kalkül ziehen. Diese lassen sich beispielsweise durch durchschnittliche *Ex post*-Steuersätze, die sich rechnerisch aus dem tatsächlichen Steueraufkommen und den entsprechenden Bemessungsgrundlagen ergeben, nicht adäquat approximieren. Hinzu kommt, dass eine Zuordnung der Steuerlast auf einzelne Vermögensarten allein auf Basis dieser Angaben nicht möglich ist.

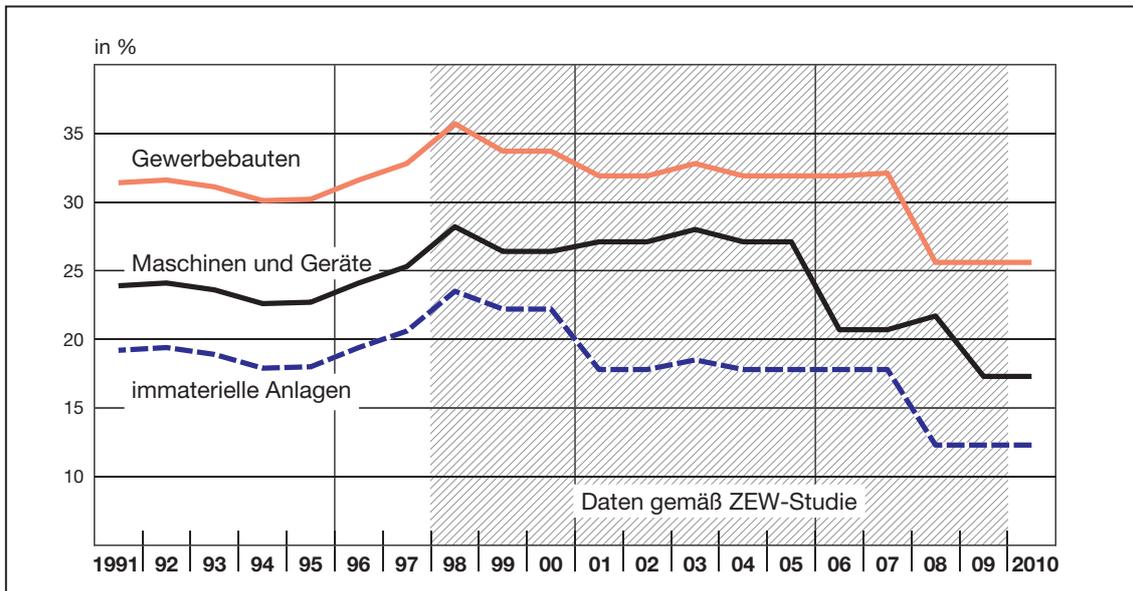
Effektive marginale Kapitaleinkommensteuersätze, welche die zum Zeitpunkt der jeweiligen Investitionsentscheidung steuerlichen Rahmenbedingungen widerspiegeln, sind aus konzeptioneller Sicht besser geeignet. Diese unterscheiden in der Regel nicht nur nach Vermögensarten, sondern auch nach Finanzierungsformen. In der finanzwissenschaftlichen Literatur ist die Bestimmung der effektiven Kapitaleinkommensteuerbelastung von Investitionen nach dem Verfahren von Devereux und Griffith (1999) weit verbreitet. In einer breit angelegten Studie hat das ZEW im Auftrag der EU-Kommission entsprechende Angaben für alle Länder der Europäischen Union sowie einige weitere Staaten (z.B. USA, Schweiz) im Zeitraum von 1998 bis 2009 vorgelegt (Devereux et al., 2009). Hieraus werden die für Deutschland errechneten marginalen effektiven Körperschaftsteuersätze getrennt nach Industriegebäuden, Maschinen und immateriellen Vermögensgegenständen entnommen, wobei Unterschiede in den Belastungswirkungen, die auf die gewählte Finanzierungsform zurückzuführen sind, durch Verwendung des gewogenen Mittels keine Berücksichtigung finden.

An der Übernahme dieses Zahlenmaterials ist problematisch, dass die modellhafte Bestimmung der effektiven Grenzsteuerbelastung einer Investition in der ZEW-Studie auf einem Annahmenkranz beruht, der hinsichtlich ökonomischer Parameter wie Realzins, Inflation und Abschreibungsraten nicht deckungsgleich ist mit den entsprechenden Setzungen in den hier berechneten Kapitalnutzungskosten. Darüber hinaus führen Abdeckungs- und Abgrenzungsprobleme zu Ungenauigkeiten. Zum einen passen die in der ZEW-Studie betrachteten Anlageklassen nicht vollständig zur Einteilung der Vermögensarten in der hier verwendeten VGR-Abgrenzung.¹⁹ Zum anderen können die effektiven Kapitaleinkommensteuersätze der Körperschaften nur als grober Anhaltspunkt für die gesamtwirtschaftlich repräsentative Grenzsteuerbelastung angesehen werden, da viele Firmen als Einzelunternehmen oder Personengesellschaften geführt werden und ihre Erträge mithin der Einkommensteuer unterliegen. Dieses Problem ist bei Wohngebäuden besonders evident, weil ein Großteil der Mietshäuser hierzulande im Eigentum von Privathaushalten ist.²⁰

¹⁹In den vorgelegten Rechnungen wird der Satz für Maschinen auch für Fahrzeuge verwendet und der für Industriegebäude auch für Wohneinheiten.

²⁰Umfragen zufolge besitzen die privaten Haushalte drei Viertel des Wohngebäudebestands in Deutschland, während die Selbstnutzungsquote nur bei gut 40% liegt (EZB, 2009).

Abbildung 4: Effektive marginale Körperschaftsteuersätze



Diese unbestreitbaren Defizite erscheinen im Vergleich zu den erheblichen konzeptionellen und statistischen Mängeln alternativer Berechnungsmethoden aber hinnehmbar. Gegenüber der *Ex post*-Betrachtung nach Mendoza et al. (1994), die letztlich eine Durchschnittsbelastung widerspiegelt und damit die effektiven Grenzsteuersätze deutlich unterschätzen dürfte, ist das Ausmaß systematischer Verzerrungen wohl eher gering. Dies zeigt eine Gegenüberstellung der in der ZEW-Studie ebenfalls ausgewiesenen Kapitalkosten, wenn diese durch die zusätzliche Berücksichtigung des ökonomischen Abschreibungsbedarfs an das Konzept der Kapitalnutzungskosten angeglichen werden. Die Auslassung der Fiskalkomponente ist ebenfalls keine Option, da hierdurch die Kapitalnutzungskosten je nach Vermögensart und Zeitperiode um 15–55% zu gering ausgewiesen würden. Abgesehen von der Niveauwirkung fällt ins Gewicht, dass sich die effektiven marginalen Körperschaftsteuersätze der ZEW-Studie zufolge nicht nur von Anlagegut zu Anlagegut substantiell unterscheiden, sondern auch im Zeitablauf spürbaren Veränderungen unterworfen sind (siehe Abb. 4).

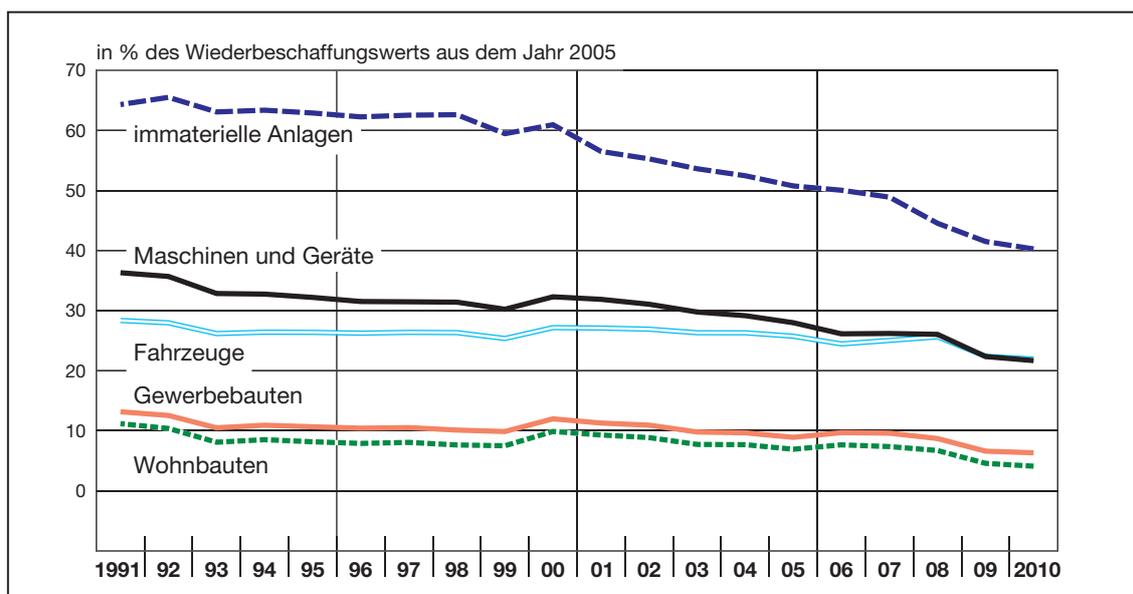
Die Ergebnisse der ZEW-Studie decken allerdings nicht die Gesamtperiode der Kapitalstockrechnung ab. Am aktuellen Rand fehlt die Berechnung von effektiven Grenzsteuersätzen für 2010. Die Übertragung der Ergebnisse für 2009 erscheint vor dem Hintergrund sinnvoll, dass sich in diesen beiden Jahren die steuerlichen Rahmenbedingungen für Investitionen nicht geändert haben. Schwieriger ist die Ergänzung im Zeitraum von 1991 bis 1997. Dass es in dieser Periode signifikante Änderungen in der Steuerbelastung von Kapitaleinkommen gab, zeigt nicht zuletzt die *Ex post*-Betrachtung nach Mendoza et al. (1994). In Ermangelung alternativer Daten aus der Literatur wird auf diese Rechnungen zurück-

gegriffen, wobei die systematische Verzerrung nach unten ausgeglichen wird. Da in diesem Verfahren nicht nach Investitionsgütern unterschieden werden kann, verlaufen die so grob approximierten effektiven Grenzsteuersätze für die einzelnen Vermögensarten parallel.

3.2 Anlagenspezifische und aggregierte Kapitalnutzungskosten

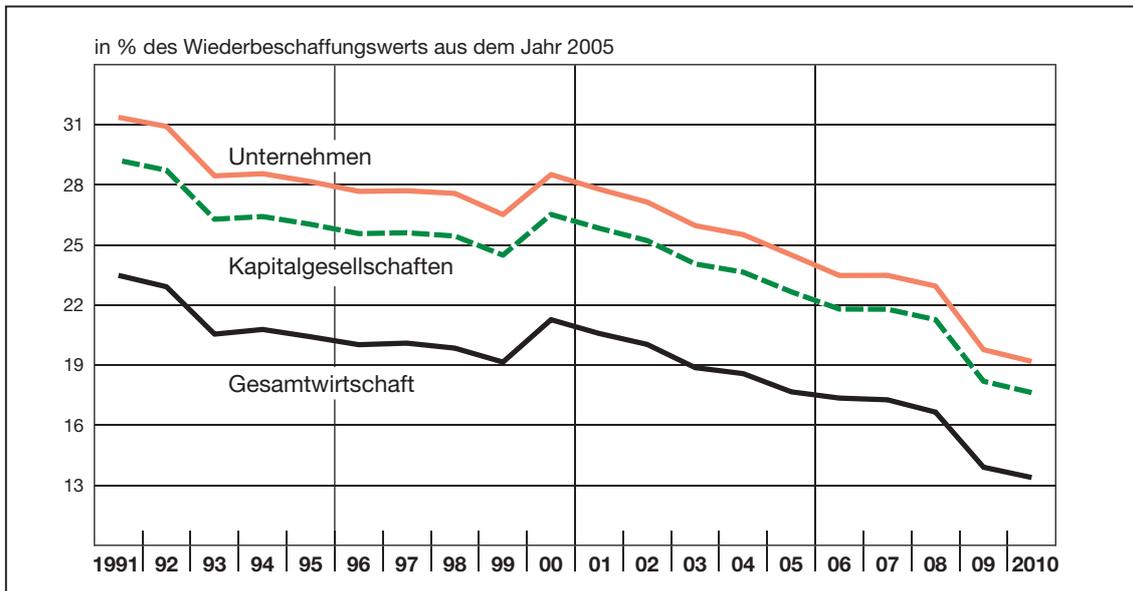
Aus der Verknüpfung der einzelnen Komponenten gemäß (3) ergeben sich Schätzungen für die Nutzungskosten der betrachteten Vermögensarten, die sich in Niveau und Verlauf zum Teil beträchtlich voneinander unterscheiden (siehe Abb. 5). In Relation zu den jeweiligen Wiederbeschaffungspreisen ist die Nutzung von immateriellen Vermögensgütern im Produktionsprozess am teuersten, gefolgt von Ausrüstungen und Bauten. Für die Niveauunterschiede in den Nutzungskosten sind primär die Abschreibungssätze verantwortlich. Einen merklichen Beitrag leisten auch die Abstufungen in den erwarteten relativen Kapitalgewinnen/-verlusten.

Abbildung 5: Kapitalnutzungskosten nach Vermögensarten



An der Rangfolge hat sich in den letzten zwei Jahrzehnten nichts geändert. Allerdings haben sich die Abstände zwischen den immateriellen Vermögensgütern einerseits und den Sachanlagen andererseits beträchtlich verringert. Mit Ausnahme der Fahrzeuge haben sich die Nutzungskosten aller Vermögensarten zwischen 1991 und 2010 sichtbar reduziert. So kostete die Nutzung von immateriellem Vermögen den Schätzungen zufolge am aktuellen Rand jährlich nur noch zwei Fünftel des Wiederbeschaffungswerts aus dem Jahr 2005, nach fast zwei Dritteln in den ersten Jahren nach der Wiedervereinigung. Die kalkulatorischen Kosten bei Maschinen und Geräten ermäßigten sich von gut einem Drittel auf reichlich

Abbildung 6: Aggregierte Kapitalnutzungskosten



ein Fünftel. Die Nutzungskosten von Fahrzeugen blieben vergleichsweise stabil in einem relativ engen Intervall rund um das 25%-Niveau. In den vergangenen beiden Jahrzehnten halbierten sich die Nutzungskosten von Bauten auf rund $6\frac{3}{4}\%$ im Jahr 2010 bei gewerblicher Nutzung und $4\frac{1}{2}\%$ im Fall von Wohnimmobilien.

Für alle Anlageklassen gleichermaßen relevant ist das trendmäßig rückläufige Realzinsniveau als Proxy für die vom Investor geforderte Rendite. Bei immateriellen Vermögensgegenständen sowie Maschinen und Geräten macht sich ferner kostensenkend bemerkbar, dass die Wiederbeschaffungspreise für im Zeitverlauf qualitätsgleiche Produktvarianten nicht nur relativ zur allgemeinen Teuerung, sondern auch absolut gefallen sind. Der damit verbundene Effekt erwarteter Kapitalverluste impliziert einen beträchtlichen Niveauaufschlag. Die in diesen Güterkategorien bis Mitte des letzten Jahrzehnts feststellbare Tendenz zu kürzeren Nutzungsdauern hatte hingegen keinen nennenswerten Effekt auf die Kapitalnutzungskosten über erhöhte Abschreibungssätze. Seit 1998, spätestens aber in der zweiten Hälfte der letzten Dekade kam es zu einer sichtbaren Absenkung der effektiven marginalen Körperschaftsteuersätze bei allen Vermögensarten.

Ein Maß für die durchschnittlichen Nutzungskosten der Kapitalgüter erhält man durch Aggregation der Ergebnisse für die einzelnen Vermögensklassen, wobei deren Anteile an den Gesamtaufwendungen für den Gebrauch von Anlagegütern im Referenzjahr 2005 im vorliegenden Fall das Gewichtungsschema bilden. Dabei können verschiedene sektorale Abgrenzungen betrachtet werden. Mit Blick auf die Interpretation der aggregierten Kapitalnutzungskosten als eigenständiger Indikator ist die Verwendung der Vermögensstruktur der Kapitalgesellschaften als Wägungsschema eine angemessene Wahl, weil die Fiskalkompo-

nente ausschließlich auf Basis effektiver marginaler Kapitaleinkommensteuersätze berechnet ist. Die Repräsentativität für die Gesamtwirtschaft ist indessen etwas eingeschränkt, da die Kapitalgesellschaften in Deutschland zwei Drittel der Bruttowertschöpfung erwirtschaften. Das Aggregat für die Gesamtwirtschaft hat zwar den Vorteil, dass alle Anlagen, die zur BIP-Erzeugung eingesetzt werden, die Basis für die Ableitung des Gewichtungsschemas bilden. Deren Nutzungskosten sind jedoch dahingehend verzerrt, dass den Unternehmen, die der Einkommensteuer unterliegen, implizit die effektiven Grenzsteuersätze der Kapitalgesellschaften zugeordnet werden. Dies dürfte insbesondere im Fall der Wohngebäude zu Ungenauigkeiten führen. Bei der Berechnung der aggregierten Kapitalnutzungskosten der Unternehmen bleibt der Wohngebäudebestand abgrenzungsbedingt unberücksichtigt.

Die aggregierten Kapitalnutzungskosten weisen in den drei Abgrenzungen Niveauunterschiede auf (siehe Abb. 6). Hierfür ist im Wesentlichen das jeweilige Gewicht der Wohngebäude ausschlaggebend. Differenzen im Zeitverlauf sind in der Untersuchungsperiode hingegen kaum sichtbar. Alle Zeitreihen kennzeichnen einen trendmäßig fallenden Verlauf, wobei es in den Rezessionsjahren 1993 und 2009 die stärksten Rückgänge gab. Von 1999 auf 2000 stiegen die Kapitalnutzungskosten nicht zuletzt aufgrund vorübergehend erhöhter Realzinsen erkennbar an. Im Ergebnis hatten Kapitalgesellschaften Anfang der neunziger Jahre fast drei Zehntel des Wiederbeschaffungswerts aus dem Jahr 2005 jährlich für die Nutzung ihres Anlagevermögensbestands aufgewendet, während es in den Jahren unmittelbar vor der Finanz- und Wirtschaftskrise gut ein Fünftel war. In den Jahren 2009 und 2010 ist der Satz sichtbar unter diese Marke gefallen.

4 Indexreihen für den aggregierten Kapitaleinsatz

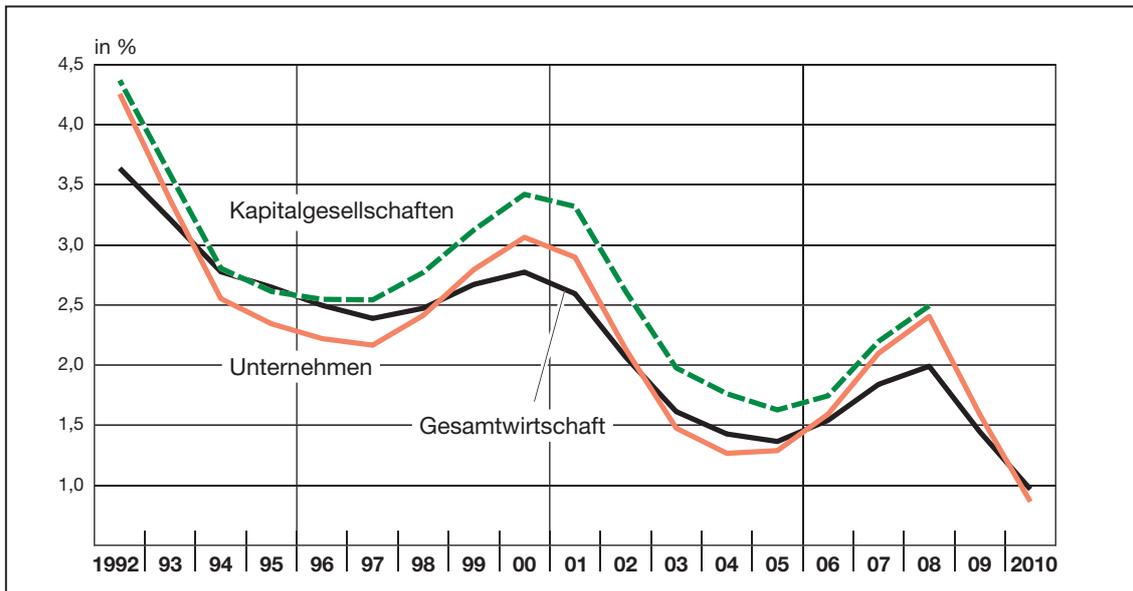
Indexreihen für den aggregierten Kapitaleinsatz vom Divisia-Typ ergeben sich gemäß (4) aus dem gewogenen Mittel der Veränderungsraten des preisbereinigten Bruttovermögens nach Anlageklassen, wobei deren Anteile an der Gesamtvergütung für den Faktor Kapital als Gewichtungsschema fungieren. Die Aufteilung ist auf Basis der Nutzungskostenschätzungen möglich. Der vorliegende Datensatz lässt Berechnungen für die Gesamtwirtschaft, den Unternehmenssektor und die Kapitalgesellschaften zu.²¹

Für alle drei Abgrenzungen gilt gleichermaßen, dass der Kapitaleinsatz zwar Jahr für Jahr zugenommen hat, der jährliche Zuwachs sich bei ausgeprägter Prozyklizität jedoch der Tendenz nach verringerte (siehe Abb. 7).²² Das zyklische Muster ist darauf zurückzuführen, dass Investitionen in bewegliches und immaterielles Anlagevermögen, das in dieser Methode vergleichsweise hoch gewichtet wird, besonders konjunkturreagibel sind. Auffällig ist ferner, dass der Kapitaleinsatz in den Kapitalgesellschaften stärker expandierte als im Unternehmenssektor und in der Gesamtwirtschaft. Dies liegt daran, dass der Vermögenszuwachs im Durchschnitt der beiden Jahrzehnte bei Kapitalgesellschaften in allen Anlageklassen

²¹Das Anlagevermögen der Kapitalgesellschaften (in Preisen des Basisjahrs 2000) liegt in der Aufgliederung nach Vermögensarten gegenwärtig nur bis 2009 (als Jahresanfangsbestand) vor.

²²Im Betrachtungszeitraum gab es in den Jahren 1991 und 1992, zwischen 1998 und 2000 sowie von 2006 bis 2008 konjunkturelle Boomphasen.

Abbildung 7: Jährliche Veränderung des aggregierten Kapitaleinsatzes



mit Ausnahme der Wohngebäude höher ausfiel als in den breiteren Aggregaten. Die Zunahme des Kapitaleinsatzes im Unternehmenssektor reagierte etwas stärker prozyklisch als in der Gesamtwirtschaft, was hauptsächlich an der Gewichtungsstruktur liegt, da der Wohngebäudebestand gesamtwirtschaftlich zu rund drei Zehnteln, im Unternehmenssektor definitionsgemäß aber gar nicht zu Buche schlägt.

Im Vergleich zur Kapitalstockrechnung des Statistischen Bundesamts zeichnet sich der Kapitaleinsatz durch eine höhere Dynamik aus (siehe Abb. 8). Im Unternehmensbereich expandierte er im Zeitraum von 1991 bis 2010 durchschnittlich um 2,4% pro Jahr, während der reale Wiederbeschaffungswert der in diesem Sektor gebundenen Vermögensgüter jährlich lediglich um 2,0% zunahm. In der Gesamtwirtschaft war der Abstand mit 2,3% gegenüber 2,1% geringer. Außerdem sind die konjunkturellen Schwankungen in der Kapitalakkumulation etwas geringer als in der Kapitalnutzung.

Bei der Aggregation nach dem Nutzungskostenansatz kommt dem immateriellen und beweglichen Anlagevermögen ein größeres Gewicht zu als in der Kapitalstockrechnung des Statistischen Bundesamts, in der Bauten aufgrund ihrer hohen Bestandswerte zu bedeutenden Anteilen eingehen (siehe Tab. 1). Mit Blick auf die Gesamtwirtschaft sind gut vier Fünftel des Bruttoanlagevermögens Wohn- und Gewerbebauten, während schätzungsweise nur knapp drei Fünftel der Gesamtvergütung für die Kapitalnutzung auf diese Vermögensarten entfallen. Der Unternehmenssektor verfügt – in der hier gewählten Abgrenzung – zwar über keine Wohngebäude. Werks- und Lagerhallen sowie Bürogebäude machen aber dennoch die Hälfte des gewerblichen Kapitalstocks aus. Aus Sicht der Nutzung liegt das Gewicht der Wirtschaftsbauten lediglich bei einem Viertel.

Abbildung 8: Jährliche Veränderung von Kapitaleinsatz und Kapitalstock

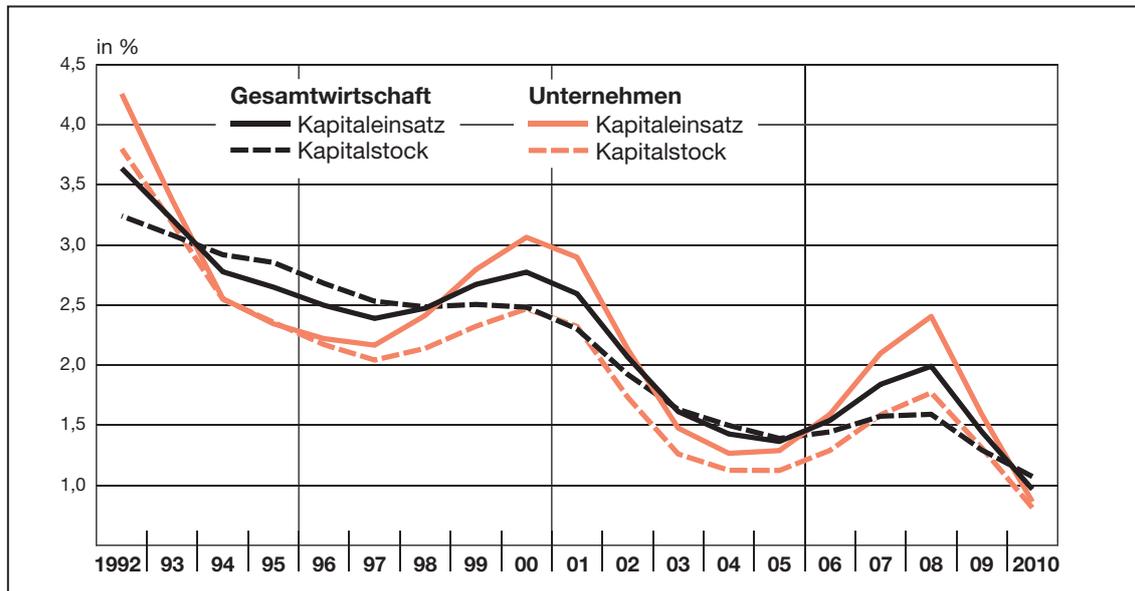


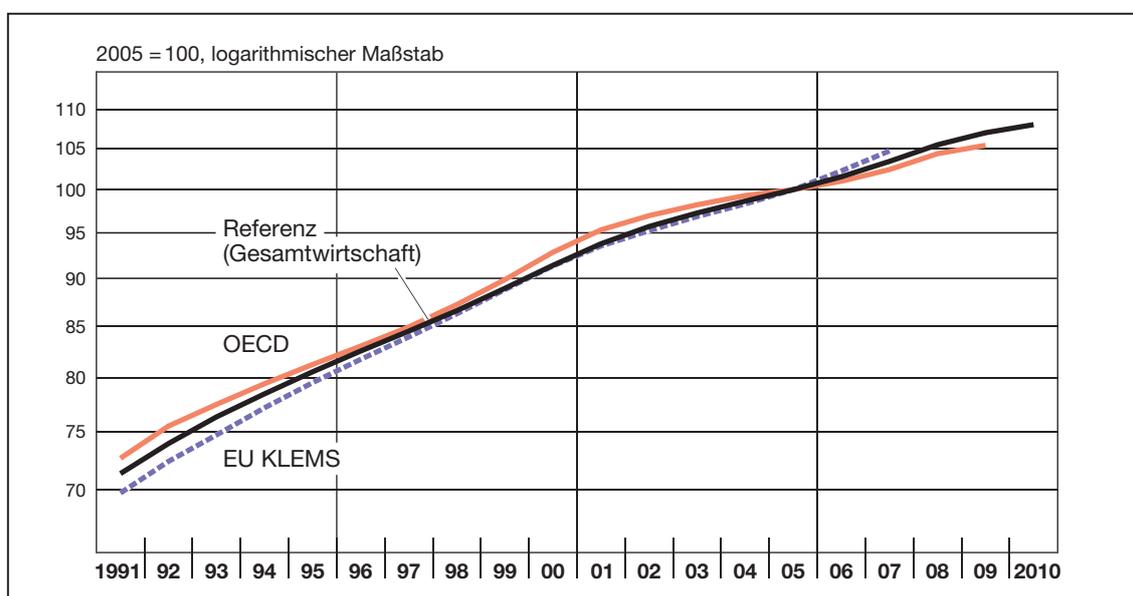
Tabelle 1: Wägungsschema (in %)

Aggregat	(Gewichtungs-) Variable	Maschinen u. Geräte	Kfz	immaterielle Anlagen	Gewerbebauten	Wohnbauten
Gesamtwirtschaft	Bestandswerte	13,4	3,6	0,8	37,2	44,9
	Nutzungskosten	31,3	7,5	3,6	29,6	27,9
	nachr.: Vermögenszuwachs*	1,8	3,1	5,9	1,6	2,5
Unternehmen	Bestandswerte	35,3	9,6	2,2	52,9	–
	Nutzungskosten	53,6	12,8	6,2	27,4	–
	nachr.: Vermögenszuwachs*	1,9	3,2	5,9	1,6	–
Kapitalgesellschaften	Bestandswerte	28,1	7,5	1,5	45,4	17,6
	Nutzungskosten	48,7	11,2	4,7	27,2	8,4
	nachr.: Vermögenszuwachs*	2,2	3,5	6,2	2,2	1,2

* Durchschnittliche Veränderung gegenüber Vorjahr in %

Da die Akkumulationsgeschwindigkeiten der einzelnen Vermögensarten starke Differenzen aufweisen, haben die Gewichtung Unterschiede einen substantiellen Einfluss auf die Entwicklung der betrachteten Aggregate. Seit 1991 hat der Bestand an Gewerbebauten durchschnittlich mit 1,6% pro Jahr eher schleppend zugenommen. Auch bei Maschinen und Geräten blieb der jährliche Vermögenszuwachs im Gesamtzeitraum recht schwach (1,8%) – zumal unter Berücksichtigung der erheblichen Qualitätssteigerungen, die bei der Messung in konstanten Effizienzeinheiten bestandserhöhend wirken. Selbst der Wohngebäudebestand expandierte mit 2,5% pro Jahr im Mittel stärker. Die gewerbliche Fahrzeugflotte wuchs jährlich um 3,1% und das immaterielle Vermögen um 5,9%.

Abbildung 9: Kapitaleinsatz nach OECD und EU KLEMS



Schließlich lohnt sich ein Vergleich der hier berechneten Indexreihe für den gesamtwirtschaftlichen Kapitaleinsatz mit den entsprechenden nutzungskostenbasierten Maßen, die regelmäßig von der OECD und EU KLEMS veröffentlicht werden. Die aktuellen Angaben der OECD reichen bis 2009, und der EU KLEMS Index endet gegenwärtig schon im Jahr 2007. Diese Alternativen liegen damit mit einer größeren Verzögerung vor. Zudem gibt es zwischen den Ansätzen substantielle Unterschiede in der Implementierung. Beispielsweise spalten sowohl OECD als auch EU KLEMS von den beweglichen Anlagegütern die IKT-Ausrüstungen, da sie sich im Hinblick auf die Geschwindigkeit des kapitalgebundenen technischen Fortschritts erheblich von den sonstigen Ausrüstungen unterscheiden. Die Nutzungskostenkalkulation ist davon mittels abweichender Abschreibungssätze und investitionsgüterspezifischer Teuerungstendenzen betroffen. Die Aufspaltung bewirkt, dass IKT-Ausrüstungen in der Aggregation ein höheres Gewicht zugemessen wird, was angesichts der dynamischeren Akkumulation in dieser Anlageklasse *ceteris paribus* einen steile-

ren Trendpfad des Aggregats hervorruft. Abb. 9 zeigt, dass dieser Effekt bei EU KLEMS im Gesamtzeitraum evident zu sein scheint. Demgegenüber weist der OECD-Index nur in den neunziger Jahren eine höhere Dynamik als die Referenzreihe auf.

5 Kapitalmessung und Produktionszusammenhang

Das aggregierte Maß für Kapital hat eine wichtige Bedeutung im Kontext produktions-theoretisch fundierter Schätzungen des Produktionspotenzials. Der erste Teil dieses Abschnitts behandelt die Implikationen der alternativen Messverfahren für den gegenwärtig dominierenden nicht-parametrischen Schätzansatz, der auf der Wachstumszerlegung nach Solow (1957) beruht. Als weiteres Anwendungsbeispiel werden im zweiten Teil die Regressionsergebnisse einer approximativen CES-Produktionsfunktion (Kmenta, 1967) für die verschiedenen Maße des Faktors Kapital vorgestellt.

5.1 Der Einfluss der Kapitalmessung in Wachstumszerlegungen

Der Solow-Wachstumszerlegung zufolge wird die Veränderungsrate der Erzeugung in die Beiträge der Produktionsfaktoren Arbeit und Kapital sowie die TFP-Rate zerlegt. In Analogie zum Modellrahmen der Kapitalmessung wird hier die Spezifikation verwendet, die auf Jorgenson und Griliches (1967) zurückgeht:

$$\Delta \ln Y(t) = \bar{\alpha}(t)\Delta \ln L(t) + (1 - \bar{\alpha}(t))\Delta \ln K(t) + \Delta \ln A(t), \quad (6)$$

wobei $\alpha = (wL)/(pY)$ die Arbeitseinkommensquote ist und $\bar{\alpha}(t) = \frac{1}{2}(\alpha(t) + \alpha(t-1))$ das entsprechende Törnqvist-Gewicht darstellt. Der Faktor Arbeit wird als effektiv geleistetes Stundenvolumen der Erwerbstätigen gemessen.

Aus konzeptioneller Sicht wird die TFP-Komponente vom faktorungebundenen technischen Fortschritt getragen. In der rechnerischen Umsetzung der Zerlegung enthält sie aber als Residualgröße alle Ungenauigkeiten, die mit der Erfassung der direkt gemessenen Größen verbunden sind.²³ Eine Veränderung der Messung des Faktors Kapital führt damit *ceteris paribus* zwangsläufig zu einem anderen TFP-Verlauf. Bei Verwendung des Nutzungskostenansatzes entwickelt sich die TFP-Komponente im Mittel etwas flacher als im herkömmlichen Rechenansatz auf Basis der aggregierten Kapitalstockangaben des Statistischen Bundesamts. Ursächlich hierfür sind die höheren rechnerischen Beiträge der Kapitalbildung zum Outputwachstum.

Die durchschnittliche Abstufung ist im Unternehmensbereich etwas größer als in der Gesamtwirtschaft, liegt aber in beiden Fällen auf die Jahresveränderungsrate bezogen bei weniger als 0,1 Prozentpunkten. Bei einer mittleren TFP-Rate von rund 0,9% pro Jahr ergibt sich eine Verzerrung von $2\frac{1}{2}\%$ in der Gesamtwirtschaft beziehungsweise immerhin $7\frac{1}{2}\%$ im Unternehmensbereich, wenn die für produktions-theoretische Analysen nicht angemessene Aggregation gemäß der amtlichen Anlagevermögensrechnung verwendet wird.

²³Hierzu gibt z.B. Hulten (2001) einen ausführlichen Überblick.

Abbildung 10: Abstand zwischen den aus den Wachstumszerlegungen mit Kapitaleinsatz beziehungsweise Kapitalstock resultierenden TFP-Raten

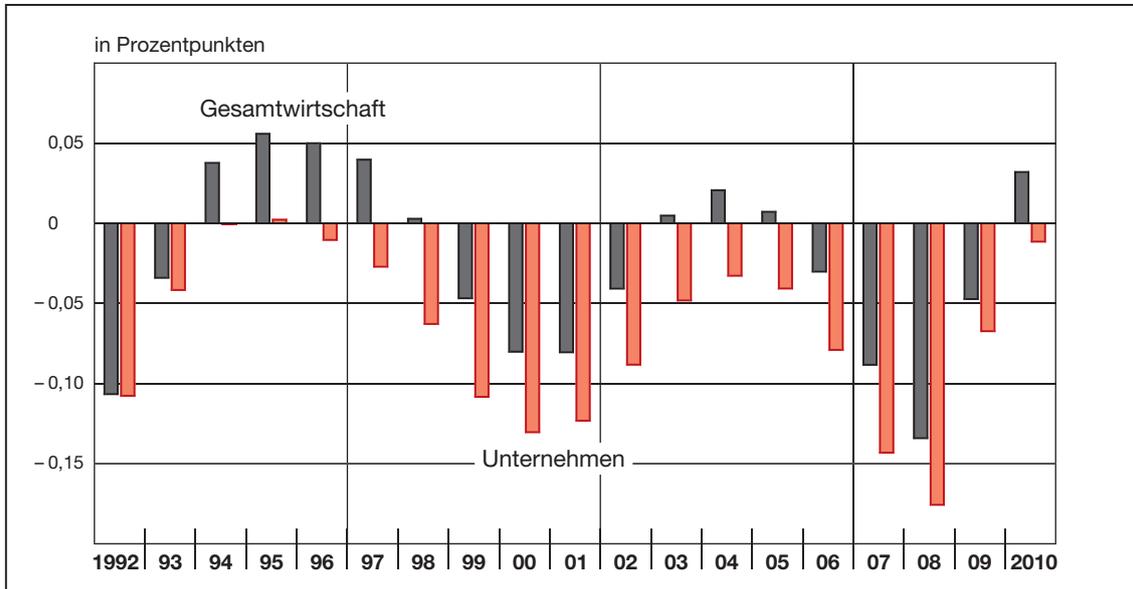


Abb. 10 deckt ein antizyklisches Muster der Verzerrung in der TFP-Rate auf. Dies liegt daran, dass die Beschaffung beweglicher und immaterieller Anlagegüter im Konjunkturverlauf weitaus stärker schwankt als die Bautätigkeit, wodurch der Kapitaleinsatz im Vergleich zum Kapitalstock ein größeres Maß an Prozyklizität aufweist.

Dass die Wahl des Messkonzepts die relative Stärke der angebotsseitigen Wachstumsfaktoren in einer für die ökonomische Interpretation relevanten Größenordnung beeinflussen kann, zeigt exemplarisch die rechnerische Zerlegung der Veränderungsrate der Stundenproduktivität. Wegen

$$\Delta \ln \frac{Y(t)}{L(t)} = (1 - \bar{\alpha}(t)) \Delta \ln \frac{K(t)}{L(t)} + \Delta \ln A(t) \quad (7)$$

handelt es sich hierbei rein mathematisch um eine einfache Umformung von (6). Die Betrachtung der Produktivitätsrate hat aber gegenüber dem Outputwachstum im vorliegenden Fall den Vorteil, dass alle Bestandteile der Zerlegung von der Kapitalmessung betroffen sind.²⁴ Neben der TFP-Rate handelt es sich dabei um den Beitrag der Kapitalintensivierung, der sich aus der Zunahme der Kapitalintensität K/L multipliziert mit der Kapitaleinkommensquote ergibt.

²⁴Die Solow-Wachstumszerlegung enthält mit dem Beitrag des Faktors Arbeit eine Komponente, die von der Messung des Kapitaleinsatzes nicht beeinflusst wird.

Tabelle 2: Zerlegung der Zunahme der Stundenproduktivität

Zeit- raum	Mess- ansatz	Gesamtwirtschaft			Unternehmen		
		Stunden- produkti- vität*	Kapital- intensi- vierung†	TFP†	Stunden- produkti- vität*	Kapital- intensi- vierung†	TFP†
1992	Einsatz	2,19	1,11	1,09	1,67	1,02	0,65
– 1995	Bestand		1,10	1,10		0,98	0,69
1996	Einsatz	1,96	0,71	1,25	2,03	0,60	1,43
– 2000	Bestand		0,71	1,25		0,53	1,49
2001	Einsatz	1,62	0,75	0,87	1,71	0,67	1,05
– 2005	Bestand		0,73	0,89		0,60	1,11
2006	Einsatz	0,93	0,35	0,58	0,73	0,33	0,40
– 2010	Bestand		0,30	0,63		0,24	0,49

* Durchschnittliche Veränderung gegenüber Vorjahr in %

† Beitrag zur Veränderung der Stundenproduktivität in Prozentpunkte

Die Art der Messung des Faktors Kapital hat auf die Zerlegung der Veränderungsrate der gesamtwirtschaftlichen Stundenproduktivität keinen sichtbaren Effekt. Im Unternehmenssektor „erklärt“ die Kapitalintensivierung den Produktivitätszuwachs zu einem etwas höheren Anteil als die TFP-Komponente, wenn man den aggregierten Kapitaleinsatz auf Basis des Nutzungskostenansatzes ermittelt. Dabei ist der Unterschied mit 0,1 Prozentpunkten im Zeitraum von 2006 bis 2010 am größten (siehe Tab. 2).

Aus dem Residualcharakter der TFP-Komponente folgt, dass es bei der Zerlegung des tatsächlichen Wirtschaftswachstums rechnerisch allein zu Verschiebungen zwischen den Beiträgen von Kapital und TFP kommt, die gemäß den vorgelegten Ergebnissen eher geringen Umfangs sind. Im Zuge nicht-parametrischer Schätzungen des Produktionspotenzials können sich diese Verschiebungen allerdings auf die Potenzialrate auswirken, weil die Kapitalakkumulation in der Regel ungefiltert in die Schätzungen eingeht, während die stark schwankungsanfälligen TFP-Veränderungen über die Zeit geglättet werden.

5.2 Schätzungen approximativer CES-Produktionsfunktionen

In Kmenta (1967) wird ein lineares Regressionsmodell vorgeschlagen, das eine CES-Produktionsfunktion als Taylor-Approximation zweiter Ordnung spezifiziert. Dem Ansatz zufolge lässt sich die CES-Produktionsfunktion $Y(t) = A(0)e^{\lambda t} [\eta K(t)^{-\rho} + (1 - \eta)L(t)^{-\rho}]^{-1/\rho}$ mit $0 < \eta < 1$ und $\rho > -1$ näherungsweise aus der folgenden Regression schätzen:

$$\ln \frac{Y(t)}{L(t)} = \gamma_0 + \gamma_1 t + \gamma_2 \ln \frac{K(t)}{L(t)} + \gamma_3 \left[\ln \frac{K(t)}{L(t)} \right]^2 + \varepsilon(t). \quad (8)$$

Dabei ergibt sich die mittlere TFP-Rate aus $\lambda = \gamma_1$. Die Parameter der CES-Funktion lassen sich über $\rho = -2\gamma_3/[\gamma_2(1 - \gamma_2)]$ und $\eta = \gamma_2$ ermitteln. Der Spezialfall der CD-Produktionsfunktion ($\rho = 0$) wird durch die Restriktion $\gamma_3 = 0$ abgebildet.

Tabelle 3: Approximative Produktionsfunktionsschätzungen

	Gesamtwirtschaft				Unternehmen			
	Einsatz		Bestand		Einsatz		Bestand	
	CES	CD	CES	CD	CES	CD	CES	CD
(a) Kleinst-Quadrate-Schätzungen (Standardfehler in Klammern), Regressand: $\ln(Y/L)$								
Konst.	-0,13 (0,04)	-0,10 (0,02)	-0,13 (0,03)	-0,11 (0,02)	-0,23 (0,05)	-0,18 (0,04)	-0,22 (0,05)	-0,19 (0,03)
S(Q1)	-0,027 (0,005)	-0,028 (0,005)	-0,028 (0,005)	-0,028 (0,005)	-0,043 (0,008)	-0,045 (0,008)	-0,044 (0,008)	-0,045 (0,008)
S(Q2)	0,036 (0,009)	0,030 (0,007)	0,034 (0,008)	0,031 (0,006)	0,059 (0,013)	0,048 (0,011)	0,057 (0,013)	0,049 (0,010)
S(Q3)	0,012 (0,005)	0,012 (0,005)	0,012 (0,005)	0,012 (0,005)	0,008 (0,008)	0,008 (0,008)	0,008 (0,008)	0,008 (0,008)
Trend	0,0023 (0,0006)	0,0019 (0,0004)	0,0023 (0,0005)	0,0020 (0,0004)	0,0038 (0,0009)	0,0030 (0,0006)	0,0038 (0,0007)	0,0033 (0,0005)
$\ln(K/L)$	0,31 (0,12)	0,43 (0,06)	0,35 (0,12)	0,41 (0,06)	0,03 (0,16)	0,22 (0,09)	0,06 (0,16)	0,21 (0,09)
$[\ln(K/L)]^2$	-0,13 (0,12)		-0,08 (0,13)		-0,21 (0,15)		-0,19 (0,18)	
R^2	0,98	0,98	0,98	0,98	0,95	0,95	0,95	0,95
DW	0,44	0,45	0,45	0,46	0,37	0,37	0,37	0,37
LLH	221,46	220,82	222,07	221,85	185,63	184,52	185,04	184,44
(b) Engle/Granger-Kointegrationstest								
ADF(4)	4,52*	4,50*	4,53*	4,51*	3,63	3,94*	3,68	3,89(*)

S(Q1), S(Q2) und S(Q3) sind saisonale Dummy-Variablen für das jeweils erste, zweite und dritte Quartal eines Jahres. R^2 ist das korrigierte Bestimmtheitsmaß, DW die Durbin/Watson-Statistik und LLH der Wert der Log-Likelihood-Funktion. Der Engle/Granger-Kointegrationstest basiert auf einem Augmented Dickey/Fuller-Test (ADF), wobei das SBC-Informationskriterium die Einbeziehung vier verzögerter Differenzen nahelegt. Die kritischen Werte sind MacKinnon (1991) entnommen und betragen unter Berücksichtigung der Stichprobenlänge im Fall der CES-Spezifikation 4,92 für Ablehnung auf dem 1%-Signifikanzniveau [$\star\star$], 4,28 auf dem 5%-Niveau [\star] und 3,96 auf dem 10%-Niveau [(\star)]. Im Fall der CD-Spezifikation belaufen sich die entsprechenden kritischen Werte auf 4,54, 3,91 und 3,59.

Die Kleinst-Quadrate-Schätzungen werden mit unbereinigten Quartalsdaten im Zeitraum vom ersten Vierteljahr 1991 bis zum vierten Vierteljahr 2010 durchgeführt (80 Beobachtungen), wobei die jährlichen Indexreihen für den Faktor Kapital mit Hilfe des univariaten Interpolationsverfahrens von Boot et al. (1967) – in der Variante *minimizing squared second differences* – quartalisiert werden. Die Reihen für die Produktion und das Arbeitsvolumen (in Stunden), die wie die Kapitalreihen auf das Jahr 2005 mit Indexstand 100

normiert sind, weisen ein ausgeprägtes Saisonmuster auf. Daher werden saisonale Dummy-Variablen in die Regression aufgenommen.

Einheitswurzeltests deuten darauf hin, dass die logarithmierten Zeitreihen der Stundenproduktivität und der Kapitalintensität nicht (trend-)stationär sind. Die Regression ließe sich somit ökonometrisch als Kointegrationsmodell auffassen, sollte der Fehlerterm ε die Eigenschaft der Kovarianz-Stationarität aufweisen. Um dies zu überprüfen, werden Kointegrationstests nach dem Verfahren von Engle und Granger (1987) durchgeführt. Die Ergebnisse in Tab. 3(b) stützen für den gesamtwirtschaftlichen Datensatz einhellig die These, dass die Kmenta-Schätzung als statische Kointegrationsregression interpretiert werden kann. Bei Verwendung der Daten für den Unternehmenssektor gelingt es dagegen nicht, die Nullhypothese einer Einheitswurzel im Fehlerterm der CES-Spezifikation abzulehnen. Im Unterschied dazu erfüllen die Schätzungen der CD-Funktion diese Voraussetzung.

Die Parameterschätzungen in Tab. 3(a) entsprechen allesamt den theoretischen Vorgaben. So liegt der Distributionsparameter η stets zwischen 0 und 1, und für den mittleren TFP-Zuwachs werden mit $\frac{3}{4} - 1\%$ pro Jahr in der Gesamtwirtschaft und $1\frac{1}{4} - 1\frac{1}{2}\%$ im Unternehmenssektor plausible Raten geschätzt. Die Evidenz für die Existenz einer aggregierten Produktionsfunktion, deren Substitutionselastizität von 1 abweicht, ist insgesamt schwach. Aus den Koeffizienten γ_2 und γ_3 lässt sich mit Blick auf deren Schätzungenauigkeit allenfalls für die Gesamtwirtschaft ein einigermaßen zuverlässiger Wert für die Substitutionselastizität $\sigma = (1 + \rho)^{-1}$ berechnen. Aus den Regressionskoeffizienten ergibt sich als Punktschätzung für die Substitutionselastizität zwischen Arbeit und Kapital 0,45 (Einsatz) beziehungsweise 0,59 (Bestand). Damit wird der aus anderen empirischen Untersuchungen (z.B. Bbk, 2010) bekannte Befund einer Substitutionselastizität von weniger als 1 bestätigt.

Schließlich ist festzustellen, dass der quantitative Unterschied zwischen den beiden Konzepten der Kapitalmessung zu gering ist, um in parametrischen Ansätzen zur Schätzung einer Produktionsfunktion merklich ins Gewicht zu fallen. Statistisch signifikante Differenzen sind weder in den Regressionsergebnissen noch in der Diagnostik auszumachen. Anhand des Werts der Log-Likelihood-Funktion lässt sich allenfalls ableiten, dass im Rahmen der gesamtwirtschaftlichen Analyse die Verwendung des Kapitalstocks des Statistischen Bundesamts marginal besser abschneidet, während die Evidenz für den Unternehmensbereich umgekehrt ist.

6 Fazit

Die Verwendung des vom Statistischen Bundesamt veröffentlichten aggregierten Bruttoanlagevermögens in empirischen Analysen, die einen makroökonomischen Produktionszusammenhang unterstellen, ist konzeptionell nicht naheliegend. Dies betrifft auch die Schätzung des Produktionspotenzials nach dem weit verbreiteten produktionstheoretischen Ansatz. Eine sachgerechte Aggregation erfordert, Vermögensgegenstände unterschiedlicher Art mit ihrem Anteil an der Vergütung für den gesamten Kapitaleinsatz zu berücksichtigen. In dieser Arbeit werden die für die Ableitung einer solchen Gewichtungsstruktur notwendigen Nutzungskosten geschätzt und Indexreihen für den aggregierten Kapitaleinsatz ermittelt.

Die konkreten Rechenbeispiele und Anwendungen weisen mitunter auf quantitativ bedeutende Unterschiede zum amtlich ausgewiesenen Bruttoanlagevermögen hin.

Die vorgeschlagene Messmethodik ist konform mit den Aggregationserfordernissen, die sich aus der Produktions-, Investitions- und Indextheorie ergeben, und ermöglicht gleichzeitig die weitestgehende Nutzung der amtlichen Anlagevermögensrechnung. Verbesserungsspielraum mit Blick auf die konkrete Implementierung des Ansatzes ist zweifelsohne gegeben. Dies ist nicht zuletzt davon abhängig, inwieweit vorhandene statistische Informationslücken gefüllt werden können. Dies betrifft zum einen die Schätzung einzelner Komponenten der Nutzungskosten. Zum anderen würde die Genauigkeit der Rechnung von der Veröffentlichung des Anlagevermögens in einer detaillierteren Gliederung nach Vermögensarten profitieren.

Mit der Verwendung des vom Statistischen Bundesamt ausgewiesenen Anlagevermögens zur Messung des Faktors Kapital im Produktionsprozess geht die Annahme einher, dass Grund und Boden ebenso wie Vorräte und nichtproduzierte Vermögenswerte keinen produktiven Nutzungswert besitzen. Wenngleich hierzu sicherlich kritisch Stellung bezogen werden kann (z.B. OECD, 2009), entspricht diese Abgrenzung für das eingesetzte Kapital der herrschenden Praxis, die gleichsam den Rahmen des vorliegenden Aufsatzes bildet. Die Berechnung der Kapitalnutzungskosten bietet an einigen Stellen Wahlfreiheiten im Hinblick auf Schätzmethode und Parametersetzungen. Die Sensitivität der Ergebnisse systematisch gegenüber Methoden- und Parametervariationen zu untersuchen, ist ein wichtiges Anliegen, das innerhalb dieser Studie aus Platzgründen nicht behandelt wird. Für ein umfassendes Verständnis der quantitativen Wirkungen des theoretischen Rahmens und des Messverfahrens sind Sensitivitätsanalysen daher zu empfehlen.

Literatur

- Auerbach AJ (1983), Taxation, corporate financial policy and the cost of capital, *Journal of Economic Literature* 21: 905-940.
- Boot JCG, Feibes W, Lisman JHC (1967), Further methods of derivation of quarterly figures from annual data, *Applied Statistics* 16: 65-75.
- Bundesministerium der Finanzen (2011), Die Ermittlung der Konjunkturkomponente des Bundes im Rahmen der neuen Schuldenregel, *Monatsbericht*, Februar 2011: 66-74.
- Bundesministerium für Wirtschaft und Technologie (2011), Wirtschaftspolitische Aspekte der neuen Schuldenregel, *Monatsbericht*, April 2011: 7-15.
- Cotis J-P, Elmeskov J, Mourougane A (2004), Estimates of potential output: benefits and pitfalls from a policy perspective, in Reichlin L (ed), *The euro area business cycle: stylized facts and measurement issues*, Centre for Economic Policy Research, 35-60.
- D'Auria F, Denis C, Havik K, McMorrow K, Planas C, Raciborski R, Röger W, Rossi A (2010), The production function methodology for calculating potential growth rates and output gaps, *European Commission, Economic Papers* 420.
- Deutsche Bundesbank (1995), Das Produktionspotential in Deutschland und seine Bestimmungsfaktoren, *Monatsbericht*, August 1995: 41-55.
- Deutsche Bundesbank (2001), Realzinsen: Entwicklung und Determinanten, *Monatsbericht*, Juli 2001: 33-50.
- Deutsche Bundesbank (2003), Zur Entwicklung des Produktionspotenzials in Deutschland, *Monatsbericht*, März 2003: 43-54.
- Deutsche Bundesbank (2005), Revision der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) für Deutschland, *Monatsbericht*, Mai 2005: 38f.
- Deutsche Bundesbank (2007a), Investitionstätigkeit in Deutschland unter dem Einfluss von technologischem Wandel und Standortwettbewerb, *Monatsbericht*, Januar 2007: 17-32.
- Deutsche Bundesbank (2007b), Fortschritte bei der Stärkung des gesamtwirtschaftlichen Wachstumspotenzials, *Monatsbericht*, Oktober 2007: 35-45.
- Deutsche Bundesbank (2010), Ist die relativ verhaltene Anpassung des Arbeitsvolumens in der Krise ein Hinweis auf eine veränderte Arbeitsnachfrage der Unternehmen?, *Monatsbericht*, Oktober 2010: 70f.
- Devereux MP, Griffith R (1999), The taxation of discrete investment choices, revision 2, *IFS Working Paper Series No. W98/16*.

- Devereux MP, Elschner C, Endres D, Spengel C (2009), Effective tax levels using the Devereux/Griffith methodology, Project for the EU Commission TAXUD/2008/CC/09, ZEW.
- Diewert WE (1976), Exact and superlative index numbers, *Journal of Econometrics* 4, 4: 115-145.
- Diewert WE (2005), Issues in the measurement of capital services, depreciation, asset price changes, and interest rates, in Corrado C, Haltiwanger J, Sichel D (eds), *Measuring capital in the New Economy*, Chicago und London: Chicago University Press: 479-556.
- Engle RF, Granger CWJ (1987), Co-integration and error correction: representation, estimation and testing, *Econometrica* 55, 2: 251-276.
- Europäische Zentralbank (2009), Housing finance in the euro area, Occasional Paper 109.
- Felipe J, Fisher FM (2003), Aggregation in production functions: what applied economists should know, *Metroeconomica* 54, 2/3: 208-262.
- Fisher FM (1965), Embodied technical change and the existence of an aggregate capital stock, *Review of Economic Studies* 32: 263-288.
- Fisher FM (1971), Aggregate production functions and the explanation of wages: a simulation experiment, *Review of Economics and Statistics* 53, 4, 305-325.
- Fisher FM, Solow RM, Kearl JM (1977), Aggregate production functions: some CES experiments, *Review of Economic Studies* 44, 305-320.
- Hall RE, Jorgenson DW (1962), Tax policy and investment behavior, *American Economic Review* 57: 391-414.
- Hulten CR (1992), Growth accounting when technical change is embodied in capital, *American Economic Review* 82, 4: 964-980.
- Hulten CR (2001), Total factor productivity – a short biography, in Hulten CR, Dean ER, Harper MJ (eds.), *New developments in productivity analysis*, Chicago und London: Chicago University Press: 1-53.
- Jorgenson DW, Griliches Z (1967), The explanation of productivity change, *Review of Economic Studies* 34: 249-283.
- Kmenta J (1967), On estimation of the CES production function, *International Economic Review* 8, 2: 180-189.
- Leontief W (1947), Introduction to a theory of the internal structure of functional relationships, *Econometrica* 15: 361-373.

- MacKinnon JG (1991), Critical values for cointegration tests, in Engle RF, Granger CWJ (eds), Long-run economic relationships: readings in cointegration, Oxford: Oxford University Press: 267-276.
- Mendoza EG, Razin A, Tesar LL (1994), Effective tax rates in macroeconomics, *Journal of Monetary Economics* 34: 297-323.
- Nataf A (1948), Sur la possibilité de construction de certains macromodèles, *Econometrica* 16, 3: 232-244.
- OECD (2009), Measuring capital, Manual, second edition.
- O'Mahony M, Timmer MP (2009), Output, input and productivity measures at the industry level: the EU KLEMS database, *Economic Journal* 119: F374-F403.
- Oulton N (2007), Ex post and ex ante measures of the user cost of capital, *Review of Income and Wealth* 53, 2: 295-317.
- Räth N, Braakmann A (2011), Revision der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen 2011 für den Zeitraum 1991 bis 2010, *Wirtschaft und Statistik* 09/2011: 825-865.
- Robinson J (1953-54), The production function and the theory of capital, *Review of Economic Studies* 21, 2: 81-106.
- Schmalwasser O, Schidlowski M (2006), Kapitalstockrechnung in Deutschland, *Wirtschaft und Statistik* 11/2006: 1107-1123.
- Schreyer P, Webb C (2006), Capital stock data at the OECD – status and outlook, Manuskript, September 2006.
- Solow RM (1957), Technical change and the aggregate production function, *Review of Economics and Statistics* 39: 312-320.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2003), Staatsfinanzen konsolidieren – Steuersystem reformieren, *Jahresgutachten* 2003/04: 412-424.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2007), Das Erreichte nicht verspielen, *Jahresgutachten* 2007/08: 439-454.
- Tödter K-H (2007), The consequences of converting the national accounts to chain-linking for economic analysis, *Jahrbuch für Wirtschaftswissenschaften* 58, 1: 52-70.

Folgende Diskussionspapiere sind 2012 erschienen:

01	2012	Ein nutzungskostenbasierter Ansatz zur Messung des Faktors Kapital in aggregierten Produktionsfunktionen	Thomas A. Knetsch
----	------	--	-------------------

Folgende Diskussionspapiere sind 2011 erschienen:

Reihe 1: Volkswirtschaftliche Studien

01	2011	Long-run growth expectations and “global imbalances”	M. Hoffmann M. Krause, T. Laubach
02	2011	Robust monetary policy in a New Keynesian model with imperfect interest rate pass-through	Rafael Gerke Felix Hammermann
03	2011	The impact of fiscal policy on economic activity over the business cycle – evidence from a threshold VAR analysis	Anja Baum Gerrit B. Koester
04	2011	Classical time-varying FAVAR models – estimation, forecasting and structural analysis	S. Eickmeier W. Lemke, M. Marcellino
05	2011	The changing international transmission of financial shocks: evidence from a classical time-varying FAVAR	Sandra Eickmeier Wolfgang Lemke Massimiliano Marcellino
06	2011	FiMod – a DSGE model for fiscal policy simulations	Nikolai Stähler Carlos Thomas
07	2011	Portfolio holdings in the euro area – home bias and the role of international, domestic and sector-specific factors	Axel Jochem Ute Volz

08	2011	Seasonality in house prices	F. Kajuth, T. Schmidt
09	2011	The third pillar in Europe: institutional factors and individual decisions	Julia Le Blanc
10	2011	In search for yield? Survey-based evidence on bank risk taking	C. M. Buch S. Eickmeier, E. Prieto
11	2011	Fatigue in payment diaries – empirical evidence from Germany	Tobias Schmidt
12	2011	Currency blocs in the 21 st century	Christoph Fischer
13	2011	How informative are central bank assessments of macroeconomic risks?	Malte Knüppel Guido Schulte frankenfeld
14	2011	Evaluating macroeconomic risk forecasts	Malte Knüppel Guido Schulte frankenfeld
15	2011	Crises, rescues, and policy transmission through international banks	Claudia M. Buch Cathérine Tahmee Koch Michael Koetter
16	2011	Substitution between net and gross settlement systems – A concern for financial stability?	Ben Craig Falko Fecht
17	2011	Recent developments in quantitative models of sovereign default	Nikolai Stähler
18	2011	Exchange rate dynamics, expectations, and monetary policy	Qianying Chen
19	2011	An information economics perspective on main bank relationships and firm R&D	D. Hoewer T. Schmidt, W. Sofka

20	2011	Der Auslandsumlauf deutscher Euro-Banknoten: Schätzung mit direkten Ansätzen	Nikolaus Bartzsch Gerhard Rösl Franz Seitz
21	2011	Der Auslandsumlauf deutscher Euro-Banknoten: Schätzung mit indirekten Ansätzen	Nikolaus Bartzsch Gerhard Rösl Franz Seitz
22	2011	Using cash to monitor liquidity – implications for payments, currency demand and withdrawal behavior	Ulf von Kalckreuth Tobias Schmidt Helmut Stix
23	2011	Home-field advantage or a matter of ambiguity aversion? Local bias among German individual investors	Markus Baltzer Oscar Stolper Andreas Walter
24	2011	Monetary transmission right from the start: on the information content of the eurosystem's main refinancing operations	Puriya Abbassi Dieter Nautz
25	2011	Output sensitivity of inflation in the euro area: indirect evidence from disaggregated consumer prices	Annette Fröhling Kirsten Lommatzsch
26	2011	Detecting multiple breaks in long memory: the case of U.S. inflation	Uwe Hassler Barbara Meller
27	2011	How do credit supply shocks propagate internationally? A GVAR approach	Sandra Eickmeier Tim Ng
28	2011	Reforming the labor market and improving competitiveness: an analysis for Spain using FiMod	Tim Schwarzmüller Nikolai Stähler
29	2011	Cross-border bank lending, risk aversion and the financial crisis	Cornelia Düwel, Rainer Frey Alexander Lipponer

30	2011	The use of tax havens in exemption regimes	Anna Gumpert James R. Hines, Jr. Monika Schnitzer
31	2011	Bank-related loan supply factors during the crisis: an analysis based on the German bank lending survey	Barno Blaes
32	2011	Evaluating the calibration of multi-step-ahead density forecasts using raw moments	Malte Knüppel
33	2011	Optimal savings for retirement: the role of individual accounts and disaster expectations	Julia Le Blanc Almuth Scholl
34	2011	Transitions in the German labor market: structure and crisis	Michael U. Krause Harald Uhlig
35	2011	U-MIDAS: MIDAS regressions with unrestricted lag polynomials	C. Foroni M. Marcellino, C. Schumacher

Reihe 2: Studien zu Banken und Finanzwirtschaft

01	2011	Contingent capital to strengthen the private safety net for financial institutions: Cocos to the rescue?	George M. von Furstenberg
02	2011	Gauging the impact of a low-interest rate environment on German life insurers	Anke Kablau Michael Wedow
03	2011	Do capital buffers mitigate volatility of bank lending? A simulation study	Frank Heid Ulrich Krüger
04	2011	The price impact of lending relationships	Ingrid Stein
05	2011	Does modeling framework matter? A comparative study of structural and reduced-form models	Yalin Gündüz Marliese Uhrig-Homburg
06	2011	Contagion at the interbank market with stochastic LGD	Christoph Memmel Angelika Sachs, Ingrid Stein
07	2011	The two-sided effect of financial globalization on output volatility	Barbara Meller
08	2011	Systemic risk contributions: a credit portfolio approach	Klaus Düllmann Natalia Puzanova
09	2011	The importance of qualitative risk assessment in banking supervision before and during the crisis	Thomas Kick Andreas Pfingsten
10	2011	Bank bailouts, interventions, and moral hazard	Lammertjan Dam Michael Koetter
11	2011	Improvements in rating models for the German corporate sector	Till Förstemann

12	2011	The effect of the interbank network structure on contagion and common shocks	Co-Pierre Georg
13	2011	Banks' management of the net interest margin: evidence from Germany	Christoph Memmel Andrea Schertler
14	2011	A hierarchical Archimedean copula for portfolio credit risk modelling	Natalia Puzanova
15	2011	Credit contagion between financial systems	Natalia Podlich Michael Wedow
16	2011	A hierarchical model of tail dependent asset returns for assessing portfolio credit risk	Natalia Puzanova
17	2011	Contagion in the interbank market and its determinants	Christoph Memmel Angelika Sachs
18	2011	Does it pay to have friends? Social ties and executive appointments in banking	A. N. Berger, T. Kick M. Koetter, K. Schaeck

Gastforscherin/Gastforscher bei der Deutschen Bundesbank

Die Deutsche Bundesbank in Frankfurt am Main sucht eine Gastforscherin oder einen Gastforscher. Unter bestimmten Bedingungen wird den Gastforscherinnen und Gastforschern Zugriff auf eine Vielzahl von Daten gewährt, unter anderem auf Mikrodaten zu Unternehmen und Banken, die der Öffentlichkeit nicht zugänglich sind. Der Aufenthalt bei der Bundesbank soll dazu dienen, ein Forschungsprojekt zu bearbeiten. Voraussetzungen sind eine abgeschlossene Promotion und Erfahrungen in den Bereichen Makroökonomie und monetäre Ökonomie, Finanzmärkte oder Außenwirtschaft. Die Projektvorschläge sollten aus diesen Gebieten gewählt werden. Ein Forschungsaufenthalt kann zwischen drei und sechs Monaten dauern. Die Bezahlung richtet sich nach der Erfahrung.

Bewerberinnen und Bewerber werden gebeten, einen Lebenslauf, neuere Forschungsarbeiten, Empfehlungsschreiben und einen Projektvorschlag an folgende Adresse zu senden:

Deutsche Bundesbank
Personalabteilung
Wilhelm-Epstein-Straße 14

60431 Frankfurt am Main
Deutschland