

Aktuelle Trends

Christian Dreger/Jürgen Kolb

Verkürzung der Wochenarbeitszeit
verdrängt ungelernte Arbeitnehmer

Michael Seifert

Regionale Effekte von Schocks auf die
Euro-Länder: Die Reaktionen der Ausfuhren
auf die internationalen Krisen

Martina Kämpfe

EU-Osterweiterung:
Strukturfondsmittel unter Berücksichtigung der
Verhandlungsmacht der Beitrittsländer

Siegfried Beer

Branchenskizze:
Ostdeutscher Schiffbau und Schienenfahrzeugbau

Brigitte Loose

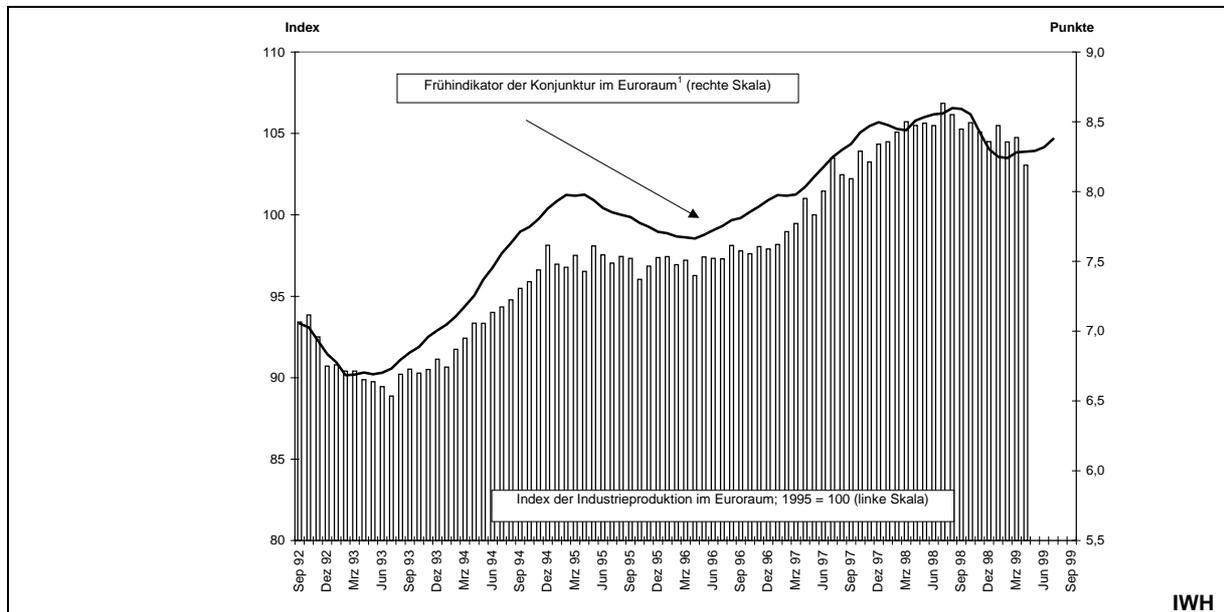
IWH-Bauumfrage im August 1999:
Sommerliche Stimmung im Baugewerbe hält an,
Hochbau aber schwächer

12/1999

22.09.1999, 5. Jahrgang

Aktuelle Trends

Konjunktur in der Europäischen Währungsunion wieder aufwärtsgerichtet



¹ Indikatorwerte auf der Zeitachse um vier Monate nach vorn versetzt.

Quellen: OECD; Berechnungen des IWH.

Nachdem die Abschwächung der wirtschaftlichen Expansion im Euroraum noch bis in die ersten Monate dieses Jahres hinein anhielt, zeigt der vom IWH berechnete Indikator^a, daß die Konjunkturentwicklung^b nunmehr wieder aufwärtsgerichtet ist. Stützend wirkt hier, daß das Vertrauen der Industrie in die wirtschaftliche Aufwärtsbewegung, namentlich in Deutschland, in Frankreich und in Italien, zuletzt deutlich gestiegen ist, wozu insbesondere der höhere Auftragsbestand aus dem Ausland beigetragen haben dürfte. Die Produktionserwartungen haben sich damit merklich verbessert. Das Geschäftsklima im Baugewerbe weist weiterhin einen positiven Trend auf. Das Verbrauchervertrauen in die gesamtwirtschaftliche Lage hat sich wieder gefestigt. Die Konsumenten sind insgesamt optimistischer gestimmt als noch zu Beginn des Jahres. Die Kapazitätsauslastung im Euroraum liegt allerdings gegenwärtig noch immer unter dem Durchschnitt der vergangenen zwei Jahre.

Die Konjunktur im Euroraum erhält derzeit ihre wichtigsten Impulse von der Exportnachfrage. Die sich abzeichnende Erholung in den Krisenregionen – insbesondere in Südostasien – und der schwache Euro tragen dazu entscheidend bei. Für die zweite Jahreshälfte kann aber auch mit einem wieder stärkeren Anziehen der Binnennachfrage gerechnet werden. Der Anstieg des Verbrauchervertrauens deutet auf eine Ausweitung des privaten Verbrauchs hin, und die Anlageinvestitionen dürften sich vor dem Hintergrund verbesserter Absatz- und Ertragserwartungen und weiterhin niedriger Zinsen wieder erholen.

Michael Seifert (mst@iw.halle.de)

^a Dazu zählen die Auftragsengänge im Verarbeitenden Gewerbe, die Baugenehmigungen, das Konsumentenvertrauen, die Beurteilung der allgemeinen Wirtschaftslage, die erwartete Richtung der Produktionsveränderung innerhalb der folgenden drei Monate sowie die Beurteilung des Auftragsenganges, des Auftragsbestandes, des Fertigwarenlagers und der Kapazitätsauslastung. Diese werden von der OECD aufbereitet und als *composite leading indicator* zur Verfügung gestellt. Zur Verbesserung der Prognosequalität berücksichtigt der IWH-Indikator zusätzlich die Zinsstruktur je Land.

^b Wegen bislang fehlender langer Reihen für das vierteljährlich berichtete Bruttoinlandsprodukt wird die Konjunktur an der Industrieproduktion gemessen.

Generelle Verkürzung der Wochenarbeitszeit verdrängt ungelernete Arbeitnehmer

In der öffentlichen Diskussion spielt die generelle Verkürzung der Wochenarbeitszeit eine prominente Rolle. Dabei stehen die Wirkungen dieses Instruments auf die Gesamtbeschäftigung im Vordergrund. Darüber hinaus sind jedoch auch strukturelle Effekte zu beachten. Diese können sich insbesondere in einer Veränderung der Arbeitsnachfrage der Unternehmen nach einzelnen Qualifikationen der Arbeitnehmer zeigen. So führt eine Arbeitszeitverkürzung tendenziell zu steigenden Kosten und vergrößert damit für Unternehmen den Anreiz, Arbeit durch Kapital zu ersetzen. Eine solche Substitution dürfte sich vor allem im Bereich einfacher Arbeit niederschlagen. Andererseits scheint die Idee, das Arbeitsvolumen durch Arbeitszeitverkürzungen auf mehr Köpfe zu verteilen am ehesten im Bereich niedriger Qualifikation realisierbar zu sein. In diesem Segment sind Arbeitsplätze organisatorisch und qualifikatorisch am leichtesten teilbar. Die Nettowirkung der Arbeitszeitverkürzung wird mit einer empirischen Analyse für Branchen des Produzierenden Gewerbes Westdeutschlands im Zeitraum von 1975 bis 1990 ermittelt.

Danach ist die tarifliche Arbeitszeit eine der Determinanten der Nachfrage nach bestimmten Qualifikationsgruppen. Empirisch zeigen sich Beschäftigungsgewinne bei Facharbeitern, während für Hochschulabsolventen keine spürbaren Effekte auftreten. Dagegen ist im Segment der Ungelernten eine Ausdünnung der Arbeitsnachfrage zu beobachten. Eine weitere generelle Verkürzung der tariflichen Wochenarbeitszeit dürfte daher in einen zusätzlichen Abbau von gering qualifizierten Arbeitsplätzen münden.

Problem

In der öffentlichen Diskussion nimmt die Strategie der Arbeitszeitverkürzung zur Senkung der Arbeitslosigkeit einen besonderen Rang ein.¹

Allerdings beschäftigt sich die Debatte vor allem mit der globalen Wirkung des Instrumentes auf die Höhe der Beschäftigung. Die gleichfalls wichtigen Struktureffekte werden dagegen meist vernachlässigt. So können Verkürzungen der Wochenarbeitszeit mit einer qualifikationsspezifischen Verschiebung der Arbeitsnachfrage einhergehen. Im Ergebnis würden sich die Qualifikationsanforderungen der Unternehmen an die Beschäftigten ändern. Beispielsweise könnten sich die Beschäftigungschancen für Ungelernte verschlechtern. Die vorliegende Studie konzentriert sich daher auf den Einfluß von Arbeitszeitverkürzungen auf das Qualifikationsprofil der Beschäftigten.

Arbeitszeitverkürzung und Qualifikationsstruktur

In der Regel dürfte eine reduzierte Wochenarbeitszeit zu Kostensteigerungen in den Unternehmen führen, die sich zum Beispiel infolge verkürzter Betriebsnutzungszeiten oder Beschränkungen im Humankapital ergeben.² Die daraus resultierende geringere Wettbewerbsfähigkeit der Unternehmen zieht allgemein eine schwächere Arbeitsnachfrage nach sich. Die Senkung macht sich vor allem im Bereich einfacher Arbeit bemerkbar, weil eine Substitution durch den Faktor Kapital am ehesten hier möglich ist. Außerdem steht gering qualifizierte Arbeit relativ stärker im Kostenwettbewerb mit Arbeitskräften im Ausland, so daß Standortverlagerungen der Unternehmen zu erwarten sind.³ Schließlich resultieren Kostensteigerungen, wenn die Arbeitszeitverkürzung im Segment niedrig Qualifizierter mit einem überproportionalen Lohnausgleich verbunden ist. Eine solche Strategie findet sich beispielsweise in einigen Tarifverträgen. Sie dient dazu, auch ungelerten Arbeitnehmern eine gewisse Einkommenshöhe zu

¹ Vgl. DREGER, C.; KOLB, J.: Keine Beschäftigungseffekte durch Verkürzung der tariflichen Wochenarbeitszeit, in: IWH, Wirtschaft im Wandel 12/1998, S. 12-17. IAB: Wege zu mehr Beschäftigung – Simulationsrechnung bis zum Jahr 2005 am Beispiel Westdeutschland, Werkstattbericht Nr. 5/1996. – HUNT, J.: Has Work-Sharing Worked in Germany?, in: Quarterly Journal of Economics, 1999, S. 117-148. – LEHMENT, H.: Lohnzurückhaltung, Arbeitszeitverkürzung und Beschäftigung: eine empirische

Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland 1973, in: Die Weltwirtschaft 1991, S. 72-85. – ZWIENER, R.; STILLE, F.: Arbeits- und Betriebszeiten in Deutschland: Analysen zu Wettbewerbsfähigkeit und Beschäftigung. DIW-Sonderheft Nr. 160, Berlin 1997.

² Vgl. RÜBEL, G.: Standortqualität: Der Einfluß von individuellen Arbeitszeiten und Betriebsnutzungszeiten, in: Jahrbuch für Wirtschaftswissenschaften, 1997, S. 1-20.

³ Vgl. FITZENBERGER, B.: Wages and Employment across Skill Groups in West Germany during the 1970's and 1980's. Habilitation, Konstanz 1998.

sichern, verschlechtert aber gleichzeitig die Wettbewerbschancen einfacher Arbeit.⁴

Auf der anderen Seite kann sich aber auch eine wachsende Nachfrage nach ungelernter Arbeit zeigen. Die Neuverteilung eines vorhandenen Arbeitsvolumens auf mehr Personen dürfte relativ einfacher im Bereich unqualifizierter Arbeit zu realisieren sein. Außerdem sind Beschränkungen im verfügbaren Humankapital, die ansonsten den Beschäftigungserfolg von Arbeitszeitverkürzungen schmälern, weniger relevant. Schließlich verschlechtern sich die Amortisationsbedingungen für Investitionen in Aus- und Weiterbildung der Beschäftigten. Je kürzer die tariflich vereinbarte Arbeitszeit ist, desto weniger rentabel sind Aufwendungen der Unternehmen für das eingesetzte Humankapital. Dies ist besonders für die oberen Qualifikationen von Bedeutung. Sofern die Beschäftigung auf diesen Stufen durch einfache Arbeit partiell ersetzbar ist, dürfte sich die Wettbewerbsposition gering Qualifizierter tendenziell verbessern.⁵

Aufgrund der gegenläufigen Effekte ist die Nettowirkung einer Verkürzung der wöchentlichen Arbeitszeit auf die Nachfrage nach Arbeit einer bestimmten Qualifikation nicht eindeutig ableitbar. Daher wird der Saldeneffekt im folgenden auf der Basis einer empirischen Analyse bestimmt.

Determinanten der Qualifikationsstruktur

Der Einfluß von Arbeitszeitverkürzungen auf die Nachfrage nach Arbeitnehmern mit einer bestimmten Qualifikation wird separat für unterschiedliche Qualifikationssegmente untersucht. Dabei wird die Nachfrage jeweils durch die Produktion der Unternehmen und die Kosten des Faktors Arbeit erklärt. Als dritte Einflußgröße wird die tariflich vereinbarte Wochenarbeitszeit herangezogen.⁶ Aus dem Vorzeichen dieser Variablen kann die Wirkungsrichtung der Arbeitszeitverkürzung abgelesen werden.

Während der Einfluß der Arbeitszeit auf das Qualifikationsniveau der Beschäftigten theoretisch offen ist, sind die Reaktionen der Arbeitsnachfrage auf Änderungen von Produktion und Arbeitskosten

tendenziell vorhersehbar. Danach sollte ein steigender Output der Unternehmen zu einer allgemein stärkeren Nachfrage nach Arbeitskräften führen. Die Wirkung der Arbeitskosten dürfte dagegen in Abhängigkeit von der betrachteten Qualifikationsstufe variieren. So ist bei niedrig Qualifizierten eher ein negativer und bei hoch Qualifizierten ein positiver Einfluß der Kosten zu erwarten. Denn steigende Arbeitskosten führen langfristig zu einer Produktionsweise, die im unternehmerischen Optimum eine höhere Arbeitsproduktivität impliziert. Letztere setzt aber eine entsprechende Qualifikation der Arbeitnehmer voraus.

Verknüpfung meso- und mikroökonomischer Informationen

Die Wirkungen der Arbeitszeitverkürzungen auf die Nachfrage nach Arbeit einer bestimmten Qualifikation werden innerhalb eines panelökonomischen Ansatzes bestimmt. Die Analyse erfolgt für 32 Branchen des Produzierenden Gewerbes Westdeutschlands. Dabei werden sowohl meso- als auch mikroökonomische Informationen einbezogen.

Die sektorale Produktion wird durch die reale Bruttowertschöpfung gemessen. Als Indikator für die Kosten des Faktors Arbeit wird ein gewichtetes Mittel aus den tariflich vereinbarten Stundenverdiensten für Arbeiter und Angestellte gewählt. Der Gewichtungsfaktor resultiert aus dem Anteil der Arbeiter an der Beschäftigung in der jeweiligen Branche. Zwar dürften die Arbeitskosten inhaltlich besser durch die effektiven Stundenlöhne eingefangen werden. Effektivlöhne enthalten jedoch potentiell bereits den Kosteneffekt, der sich infolge der Reduzierung der tariflichen Arbeitszeiten ergibt. Daher würde sich der Beschäftigungseffekt der Arbeitszeitverkürzung nicht mehr eindeutig identifizieren lassen. Die tariflich vereinbarte Arbeitszeit wird schließlich als gewichtetes Mittel der entsprechenden Zeiten bei Arbeitern und Angestellten konstruiert. Dabei werden die gleichen Gewichte wie bei der Lohnvariablen eingesetzt.

Die Reihen zu Produktion, Arbeitskosten und Arbeitszeiten beziehen sich auf die Mesoebene und sind der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung entnommen. Sie werden durch mikroökonomische Daten zur Qualifikation der Arbeitnehmer ergänzt. Solche Angaben sind auf der Basis der Veröffentlichungen des Statistischen Bundesamtes nicht erhältlich und werden daher aus der Beschäftigtenstichprobe des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) generiert.

⁴ Vgl. z. B. ROSDÜCHER, J.; SEIFERT, H.: Temporäre Arbeitszeitverkürzungen zur Beschäftigungssicherung, in: WSI-Mitteilungen, Heft 12/1994, S. 744-752.

⁵ Andererseits kann auch der gegenteilige Effekt eintreten, wenn einfache und komplexere Arbeit in einem komplementären Verhältnis zueinander stehen.

⁶ Eine solche Spezifikation der Arbeitsnachfrage ergibt sich beispielsweise aus einer gesamtwirtschaftlichen Produktionsfunktion des Cobb-Douglas-Typs.

Bei der IAB-Beschäftigtenstichprobe handelt es sich um eine repräsentative 1 vH Stichprobe der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten in Westdeutschland.⁷ Beamte, Selbständige, Studierende, mithelfende Familienangehörige und geringfügig Beschäftigte bleiben in der Erhebung unberücksichtigt. Pro Jahr liegen Informationen über ca. 200.000 sozialversicherungspflichtige Arbeitnehmer vor. Eine Verknüpfung der Stichprobe mit den Informationen des Statistischen Bundesamtes ist unmittelbar gewährleistet, weil beide Quellen eine weitgehend identische Gliederung der Wirtschaftszweige aufweisen.⁸ Für die Messung der Beschäftigung in den einzelnen Branchen wird als Stichtag der 30. Juni des jeweiligen Jahres gewählt. Da die Stichprobe für den Zeitraum von 1975 bis 1990 vorliegt, besteht das Panel aus 16 Zeitpunkten.

Die sektorale Beschäftigung wird abhängig vom Qualifikationsniveau gemessen. Die Analyse unterscheidet die Gruppen der Arbeitnehmer ohne Berufsausbildung (Ungelernte), mit Berufsausbildung (Facharbeiter) und mit Hochschul- oder Fachhochschulabschluß (Hochschulabsolventen).⁹ Die Arbeitsnachfrage nach diesen Gruppen wird durch die genannten Variablen auf der Grundlage von separaten Regressionen erklärt. Ein solcher Ansatz rechtfertigt sich aufgrund der bestehenden Substitutionalität heterogener Arten von Arbeit.¹⁰

Ungelernte werden verdrängt

Im folgenden werden die Ergebnisse der drei qualifikationsspezifischen Arbeitsnachfragen berichtet. Die Variablen sind logarithmiert, so daß die Parameter in den Tabellen Elastizitäten angeben.¹¹ Diese Größen messen die prozentuale Ände-

rung der Beschäftigung, wenn die jeweilige erklärende Variable um ein Prozent variiert. Im übrigen erfolgt die Schätzung mit branchenindividuellen Effekten, um einer heterogenen Entwicklung in den einzelnen Branchen Rechnung zu tragen.

Die Ergebnisse deuten darauf hin, daß die gewählten Regressoren für die Erklärung der Nachfrage nach Arbeitskräften mit heterogenen Qualifikationen bedeutsam sind. Die Signifikanz der Bruttowertschöpfung und des Lohnsatzes zeigt sich dabei stets auf dem 0,01-Niveau. Die tariflich vereinbarte Wochenarbeitszeit ist auf diesem Niveau lediglich bei der Arbeitsnachfrage nach ungelernter Arbeit relevant. Bei den Facharbeitern ist bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 vH ein schwach signifikanter Effekt auszumachen. Im Fall der Hochschulabsolventen leistet die Arbeitszeit keinen Erklärungsbeitrag. Das Bestimmtheitsmaß ist ein Indikator für die Güte der Schätzung und gibt den Anteil der Schwankungen der Beschäftigung an, der im Rahmen der Spezifikation erklärt wird. Bei den Ungelernten lassen sich rund zwei Drittel der Schwankungen mit dem Modellansatz erklären, während der Anteil in den Regressionen der Facharbeiter und Hochschulabsolventen mit gut einem Drittel beträchtlich niedriger liegt.¹²

Die Ergebnisse zeigen, daß ein Anstieg der Produktion die Nachfrage nach Arbeitskräften aller Qualifikationen stimuliert. Steigende Tariflöhne führen dagegen zu einer ambivalenten Änderung der Arbeitsnachfrage. So ist die Anzahl der Ungelernten und der Facharbeiter im Durchschnitt der Branchen rückläufig. Dagegen steigen die Beschäftigungschancen von Hochschulabsolventen. Dieser Befund paßt zu der theoretischen Vorstellung, daß eine raschere Lohnentwicklung einen Anstieg des Produktivitätsniveaus auslöst, der mit höheren Qualifikationsanforderungen verbunden ist. Vor allem Ungelernte werden dadurch tendenziell vom Arbeitsmarkt verdrängt.¹³

⁷ Die IAB-Beschäftigtenstichprobe wird bei BENDER, S.; HILZENDEGEN, J.; ROHWER, G.; RUDOLPH, H. beschrieben: Die IAB-Beschäftigtenstichprobe 1975-1990. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung Nr. 197, Nürnberg 1996.

⁸ Allerdings ist die Vergleichbarkeit der Branchen nicht immer gegeben, so daß die Zuordnung in einigen Fällen problematisch ist. Vgl. dazu Bundesanstalt für Arbeit: Verzeichnis der Wirtschaftszweige für die Statistik der Bundesanstalt für Arbeit. Unveränderter Nachdruck der Ausgabe 1973 im Januar 1990, Nürnberg 1990.

⁹ Der Begriff Facharbeiter wird in der vorliegenden Studie sowohl für Arbeiter als auch für Angestellte verwendet.

¹⁰ Vgl. FITZENBERGER, B., a.a.O., 1998. Sofern dagegen die Quantifizierung der Substitutionsbeziehungen zwischen den Faktoren im Vordergrund der Analyse steht, ist ein simultaner Schätzansatz zu bevorzugen.

¹¹ Aus der Logarithmierung resultiert eine Arbeitsnachfrage, die linear in den erklärenden Variablen ist. Damit sind die üblichen Schätzverfahren anwendbar.

¹² Mit einer Sensitivitätsanalyse ist auch für den säkularen Trend der Abnahme niedrig qualifizierter Beschäftigung im Beobachtungszeitraum kontrolliert worden. Konkret wurde als Erklärungsgröße der Anteil der Schulabgänger ohne Hauptschulabschluß an allen Schulentlassenen eines Jahres verwendet. Diese Erweiterung des Ansatzes ist allerdings problematisch, weil die gewählte Variable mit den bisherigen Regressoren hoch korreliert ist und die Schätzung damit ungenauer wird. Aber auch in einer solchen Spezifikation erhält man keine wesentlich anderen Ergebnisse.

¹³ Die betragsmäßig höhere Lohnelastizität bei den Ungelernten wird auch in der Studie von FITZROY, F.; FUNKE, M.:

Tabelle:
Einfluß verschiedener Faktoren auf die Beschäftigung im Zeitraum von 1975 bis 1990^a

a) *Ungelernte*

Variable	Koeffizient	t-Wert
Bruttowertschöpfung	0,478*	13,37
Lohnsatz	-0,767*	-23,86
Tarifliche Arbeitszeit	1,035*	3,11
Bestimmtheitsmaß	0,71	

b) *Facharbeiter*

Variable	Koeffizient	t-Wert
Bruttowertschöpfung	0,383*	14,65
Lohnsatz	-0,082*	-3,47
Tarifliche Arbeitszeit	-0,473	-1,94
Bestimmtheitsmaß	0,34	

c) *Hochschulabsolventen*

Variable	Koeffizient	t-Wert
Bruttowertschöpfung	0,485*	6,26
Lohnsatz	0,567*	7,99
Tarifliche Arbeitszeit	-0,484	-0,67
Bestimmtheitsmaß	0,31	

^a Die Schätzungen erfolgen für die einzelnen Qualifikationsstufen mit branchenindividuellen festen Effekten. Ein * steht für die Signifikanz des Koeffizienten auf dem 0,01-Niveau.

Quellen: Statistisches Bundesamt, Fachserien 16 und 18; IAB-Beschäftigtenstichprobe; Berechnungen des IWH.

Für die Beurteilung der Wirkungen einer generellen Arbeitszeitverkürzung auf die Nachfrage nach Qualifikationen ist das Vorzeichen der Arbeitszeitvariablen entscheidend. Die Ergebnisse dokumentieren eine sinkende Anzahl Ungelernter, wenn die tarifliche Wochenarbeitszeit reduziert wird. Damit werden Arbeitsplätze für diese Qualifikationsgruppe abgebaut. Bei den Beschäftigten mit mittlerer Qualifikation zeigt sich ein arbeitsplatzstiftender Effekt der Arbeitszeitverkürzung, der allerdings nur schwach signifikant ist. Für Hochschulabsolventen läßt sich keine Wirkung feststellen, weil der Koeffizient klar insignifikant ist.

Capital-Skill Complementarity in West German Manufacturing, in: Empirical Economics, 1994, S. 651-665, berichtet.

Fazit

Eine generelle Verkürzung der tariflich vereinbarten Wochenarbeitszeit hat einen spürbaren Einfluß auf die Arbeitsnachfrage nach bestimmten Qualifikationen. So ist die im Beobachtungszeitraum verfolgte Politik der Arbeitszeitverkürzung für die Ausdünnung der Nachfrage nach ungelerten Arbeitskräften mit verantwortlich. Offenbar haben die kostensteigernden Aspekte der Arbeitszeitverkürzung die beschäftigungsfördernden Faktoren, wie etwa die relativ leichtere Teilbarkeit der Arbeit, überkompensiert.

Auf der anderen Seite ist die Nachfrage nach Facharbeitern infolge der Arbeitszeitverkürzung gestiegen, wenngleich dieser Effekt weniger eindeutig als bei den Ungelernten ist.¹⁴ Das Instrument einer Arbeitszeitverkürzung fördert also eher das qualifizierte Arbeitsmarktsegment. Allerdings geschieht dies zu Lasten Ungelernter.

Gewichtet man die geschätzten Elastizitäten mit der Anzahl der Beschäftigten auf den jeweiligen Qualifikationsstufen, ist die Wirkung einer Arbeitszeitverkürzung auf die Gesamtbeschäftigung vernachlässigbar. Mit der in den 80er Jahren verfolgten Politik der Verkürzung der Wochenarbeitszeiten waren also zumindest im Aggregat keine Beschäftigungsverluste verbunden. Ob dieser Befund auch zukünftig Bestand hat, ist angesichts stetig wachsender Qualifikationsansprüche an die Arbeitnehmer unsicher. Da ein bestimmter Anteil der Erwerbspersonen in seiner Fähigkeit zur Bildung von Humankapital beschränkt sein dürfte, sind der Substitution von einfacher durch qualifizierte Arbeit bei gleichem Beschäftigtenstand Grenzen gesetzt.

Christian Dreger
(cdr@iwh.uni-halle.de)

Jürgen Kolb
(jko@iwh.uni-halle.de)

¹⁴ Damit korrespondiert auch die Beobachtung, nach der Überstunden eher von höher Qualifizierten geleistet werden. Vgl. BAUER, T.; ZIMMERMANN, K. F.: Overtime Work and Overtime Compensation in Germany, IZA-Discussion Paper No. 48. Bonn 1999 und PANNENBERG, M.; WAGNER, G.: Kaum Beschäftigungseffekte durch Abbau von Überstunden, in: DIW-Wochenbericht, Nr. 31/1999. Berlin.

Regionale Effekte von Schocks auf die Euro-Länder: Die Reaktionen der Ausfuhren auf die internationalen Krisen

Die Eintrübung der weltwirtschaftlichen Rahmenbedingungen infolge der Währungs- und Finanzkrisen in Südostasien, in Lateinamerika und in Rußland haben im Verlauf des vergangenen Jahres bis in die ersten Monate dieses Jahres hinein zu einem merklichen Rückgang der Ausfuhren der Euro-Länder in diese Regionen geführt. Dabei trafen die Einbußen im direkten Handel – namentlich mit Südostasien – neben Finnland, wo vor allem die Rohstoffausfuhren zurückgingen, Italien besonders stark.

Eine regressionsanalytische Untersuchung verdeutlicht hier, daß für die Ausfuhren Italiens in die Krisenregionen eine höhere Exportnachfrageelastizität charakteristisch ist als beispielsweise für Deutschland oder für Frankreich. Ins Gewicht fällt dabei, daß die italienischen Ausfuhren maßgeblich von Konsumgütern geprägt sind, während die deutschen und die französischen Exporte zu über 50 vH aus Investitionsgütern bestehen.

Diese länderspezifischen Besonderheiten führen dazu, daß die wirtschaftlichen Reaktionen auf den gleichen externen Schock unterschiedlich ausfallen können. Unter den Bedingungen der gemeinsamen Währung wird es für die Euro-Länder deshalb zunehmend wichtiger, daß die einzelnen Volkswirtschaften in der Lage sind, auf die Auswirkungen eines Schocks auf regionaler Ebene reagieren zu können. Entscheidende Bedeutung kommt dabei der Umsetzung notwendiger Reformen auf den Güter- und Arbeitsmärkten zu, die die wirtschaftliche Flexibilität insgesamt erhöhen.

Mit der Einführung des Euro sind mögliche Unterschiede in der wirtschaftlichen Reaktion der Länder des Euroraums auf Schocks in den Mittelpunkt der Diskussion gerückt.¹⁵ Insbesondere die im Verlauf des vergangenen Jahres spürbar gewordenen Auswirkungen des Nachfrageeinbruchs in den Krisenregionen haben dabei die Frage aufgeworfen, warum die Ausfuhren der Euro-Länder in diese Regionen davon unterschiedlich stark getroffen wurden.

Auswirkungen des externen Nachfrageschocks

Die Folgen der Wirtschafts- und Finanzkrisen in Südostasien, in Lateinamerika und in Rußland

¹⁵ Vgl. Europäische Zentralbank; Monatsbericht Juli 1999.

sind auch mehr als ein Jahr nach ihrem Ausbruch noch spürbar. Zwar zeigen sich nunmehr in einigen südostasiatischen Volkswirtschaften Anzeichen einer Stabilisierung, und in Lateinamerika kann im Verlauf dieses Jahres mit einer allmählichen Verbesserung der gesamtwirtschaftlichen Situation gerechnet werden.¹⁶ Die Ausfuhrückgänge der Euro-Länder in die Krisenregionen hielten aber bis zuletzt an.¹⁷

Für die Euro-Länder gilt, daß der direkte Handel mit den Krisenregionen relativ unbedeutend ist. Tabelle 1 zeigt, daß die Exportquoten, errechnet als Anteil der Warenausfuhren am nominalen Bruttoinlandsprodukt, eher gering sind, so daß selbst eine erhebliche Reduzierung der Ausfuhren nach Südostasien, nach Lateinamerika oder auch in die Gemeinschaft unabhängiger Staaten (GUS)¹⁸ die gesamtwirtschaftliche Expansion in den Ländern des Euroraums kaum in Mitleidenschaft ziehen würde. Bei den Warenausfuhren nach Südostasien wiesen Irland und Finnland vor Ausbruch der Krise in dieser Region mit 2,8 vH bzw. 2,1 vH noch vergleichsweise hohe Quoten auf. Mit Blick auf Lateinamerika lagen die Exportquoten – mit Ausnahme von Spanien – deutlich unter 1 vH. Der Handel mit der GUS spielt nur für Finnland mit über 2 vH eine vergleichsweise bedeutsame Rolle.

Der direkte Warenaustausch wird vor allem dadurch beeinträchtigt, daß sich die Importnachfrage im Krisenland – sowohl durch den Einkommensrückgang, als auch infolge der Abwertung der betreffenden Währung – abschwächt. Die Tabelle 1 macht hier deutlich, daß die Volkswirtschaften des Euroraums von dem Ausfuhrückgang in die Krisenregionen – namentlich nach Südostasien – trotz vergleichbarer Außenhandels-intensität unterschiedlich stark getroffen wurden. So wiesen Deutschland, Frankreich und Italien vor Ausbruch der Asienkrise 1997 nahezu identische Exportquote im Warenaustausch mit diesen Ländern auf.

¹⁶ Konjunktur 1999 und 2000: Rückkehr auf den Aufschwungspfad; in: IWH, Wirtschaft im Wandel, 9-10/1999.

¹⁷ Vgl. Eurostat. Außen- und Intrahandel der Europäischen Union. Laufende Publikationen.

¹⁸ Separate Daten für Rußland stehen nicht zur Verfügung. Allerdings hat die russische Volkswirtschaft innerhalb der GUS das größte Gewicht, so daß die Entwicklung der GUS wesentlich durch Rußland bestimmt wird.

Tabelle 1:

Regionalisierte Exportquoten der Euro-Länder nach Krisenregionen für die Jahre 1996, 1997 und 1998

- Anteil am nominalen Bruttoinlandsprodukt in vH -

	Südostasien ^a			Lateinamerika ^b			GUS ^c		
	1996	1997	1998	1996	1997	1998	1996	1997	1998
Deutschland	1,1	1,1	0,9	0,7	0,6	0,7	0,6	0,6	0,6
Frankreich	0,8	0,9	0,8	0,4	0,5	0,5	0,2	0,3	0,2
Italien	1,1	1,0	0,6	0,7	0,8	0,8	0,4	0,4	0,4
Spanien	0,5	0,5	0,3	1,0	1,2	1,2	0,1	0,2	0,1
Niederlande	1,4	1,6	1,3	0,5	0,7	0,6	0,6	0,7	0,6
Belgien/Luxemburg	1,6	1,7	1,2	0,7	0,9	0,8	0,6	0,8	0,6
Österreich	0,6	0,6	0,4	0,3	0,4	0,4	0,5	0,6	0,4
Finnland	1,9	2,1	1,2	0,5	0,6	0,7	2,2	2,7	2,3
Portugal	0,3	0,3	0,2	0,4	0,5	0,4	0,1	0,1	0,1
Irland	2,3	2,8	2,2	0,7	0,7	0,7	0,6	0,5	0,4

^a Singapur, Taiwan, Hongkong, Südkorea, Thailand, Malaysia. – ^b Brasilien, Mexiko, Argentinien, Kolumbien, Venezuela, Chile. – ^c Gemeinschaft unabhängiger Staaten.

Quellen: Eurostat; Berechnungen des IWH.

Gleichwohl gingen – gemessen an der Exportquote – die italienischen Ausfuhren in die südostasiatischen Volkswirtschaften im vergangenen Jahr um 0,4 Prozentpunkten zurück. Die französischen und die deutschen Exportquoten sanken demgegenüber nur um 0,1 bzw. 0,2 Prozentpunkte.

Die italienischen Warenexporte haben somit spürbar sensibler auf den externen Nachfrageschock reagiert als die deutschen und die französischen Warenausfuhren. Diese unterschiedlichen direkten Wirkungen auf den Warenhandel sollen im folgenden mit Hilfe eines regressionsanalytischen Modells näher untersucht werden. Mögliche Drittmarkteffekte – dazu zählen Wirkungen auf den Absatz auf von den Krisen nicht direkt betroffenen Märkten, wenn sich beispielsweise durch Wechselkursänderungen die relativen Wettbewerbspositionen verändern – lassen sich auf Basis der vorhandenen Daten nicht quantifizieren.

Auswirkungen des Nachfrageeinbruchs auf die Ausfuhren der Euro-Länder

Um die Auswirkungen des Nachfrageeinbruchs in den Krisenregionen auf die Exportentwicklung der Euro-Länder dorthin zu untersuchen, kann auf die Elastizität der Exportnachfrage¹⁹ zurückgegrif-

¹⁹ Vgl. McCOMBIE, J. S. L.: Economic Growth, the Harrod Foreign Trade Multiplier and the Hicks Super-Multiplier, in: Applied Economics, Februar 1985. – THIRLWALL, A.

fen werden. Die Exportnachfrageelastizität gibt die relative Änderung der nachgefragten Exportmenge aufgrund einer Änderung der Exportpreise (Preiselastizität der Nachfrage) bzw. des Einkommens in den Empfängerländern (Einkommenselastizität der Nachfrage) an. Für die Schätzung der Exportnachfrageelastizitäten wird eine logarithmische Funktion für die Exporte der Euro-Länder in die Krisenregionen genutzt, die auf Houthakker und Magee zurückgeht.²⁰ Die Exporte in die südostasiatischen und in die lateinamerikanischen Volkswirtschaften hängen in dieser langfristigen Betrachtung vor allem von der Einkommensentwicklung – gemessen am Bruttoinlandsprodukt – in der entsprechenden Region (Südostasien, Lateinamerika) ab.²¹

P.; NURELDIN HUSSAIN, M.: The Balance of Payments Constraint, Capital Flows and Growth Rate Differences Between Developing Countries, in: Oxford Economic Papers; November 1982.

²⁰ Vgl. HOUTHAKKER, H. S.; MAGEE, S. P.: Income and Price Elasticities in World Trade, In: Review of Economics and Statistics, 1969, LI (2); S. 111-125. Die Ergebnisse dieses Schätzansatzes sind relativ robust. Alternative Ansätze bieten keine wesentlichen Vorteile.

²¹ Zusätzlich wird die preisliche Wettbewerbsfähigkeit der Länder berücksichtigt. McCOMBIE, J. S. L.: Economic Growth, Trade Interlinkages and the Balance of payments Constraint, in: Journal of Post Keynesian Economics; Summer 1993. – McCOMBIE, J. S. L.: „Thirlwall's Law“ and the Balance of Payments Constrained Growth: More on the Debate, in: Applied Economic; May 1992.

Berechnungen für die GUS wurden nicht durchgeführt, da der Zeitraum 1991 bis 1998 – die GUS wurde 1991 gegründet – zu wenig Beobachtungen enthält. Die Angaben zu den Ausfuhren der Euro-Länder in die Krisenregionen sind den Eurostat-Veröffentlichungen zum Außen- und Intra-handel der Europäischen Union entnommen worden. Alle Daten werden in logarithmierter Form verwendet, so daß in der Regressionsgleichung die Einkommenselastizitäten unmittelbar ausgewiesen werden.²² Als Stützzeitraum für die Berechnungen wurden die Daten für die Jahre 1987 bis 1998 genutzt. Die Tabelle 2 faßt die Ergebnisse für fünf Volkswirtschaften des Euroraums zusammen.²³

Tabelle 2:
Einkommenselastizitäten der Exporte ausgewählter Euro-Länder nach Regionen

	Südostasien ^a	Lateinamerika ^b
Finnland	2,97*	1,71*
Frankreich	1,85*	1,46*
Deutschland	1,58*	1,31*
Italien	1,98*	1,58*
Niederlande	1,54*	1,33*
Spanien	1,54**	0,98**

^a Singapur, Taiwan, Hongkong, Südkorea, Thailand, Malaysia. –
^b Brasilien, Mexiko, Argentinien, Kolumbien, Venezuela, Chile.

* Signifikant von Null verschieden auf einem Signifikanzniveau von 5 vH. – ** Signifikant von Null verschieden auf einem Signifikanzniveau von 10 vH.

Quellen: Eurostat; Berechnungen des IWH.

Die (regionalen) Einkommenselastizitäten der Exportnachfrage geben an, wie sich die Wareneinfuhren der südostasiatischen bzw. der lateinamerikanischen Länder aus den Volkswirtschaften des Euroraums ändern, wenn ihr Bruttoinlandsprodukt steigt oder fällt und die Preise der Exportgüter konstant bleiben. Die geschätzten Werte liegen jeweils deutlich über eins. Das bedeutet beispielsweise, daß eine Einkommenserhöhung um 1 vH in Südostasien die direkten Ausfuhren Finnlands in diese Region um nahezu 3 vH und die italienischen Exporte dorthin um gut 2 vH ansteigen läßt. Die deutschen Exporte würden demgegenüber nur um rund 1,6 vH ausgeweitet werden. Ein Rückgang der gesamtwirtschaftlichen Leistung in den südostasiatischen Volkswirtschaften um 1 vH würde umgekehrt die italienischen bzw. die deutschen Aus-

fuhren um rund 2 vH bzw. um 1,6 vH sinken lassen.

Ähnliches gilt für Lateinamerika, wo die Exportnachfrageelastizitäten ebenfalls relativ hoch, wenn auch insgesamt geringer als in den südostasiatischen Ländern sind. Eine Expansion der gesamtwirtschaftlichen Aktivität um 1 vH würde beispielsweise die deutschen Ausfuhren in diese Region um 1,3 vH steigen lassen. Die spanischen Ausfuhren würden sich nahezu proportional mit dem Bruttoinlandsprodukt in dieser Region entwickeln, was möglicherweise mit Veränderungen in der Struktur der Ausfuhren²⁴ zusammenhängt, da Spanien seit dem Beitritt zur Europäischen Gemeinschaft 1986 einen erheblichen Strukturwandel erfahren hat. Ein Rückgang des Bruttoinlandsprodukts in den lateinamerikanischen Volkswirtschaften würde eine Senkung der Exportnachfrage um 1,6 vH für Italien bzw. um 1,7 vH für Finnland bedeuten. Damit reagieren diese beiden Länder – ähnlich wie im Falle Südasiens – stärker auf Nachfrageveränderungen als Spanien, Deutschland oder Frankreich.

Eine mögliche Ursache für die asymmetrische Wirkung des externen Schocks

Die Analyse der Einkommenselastizitäten macht deutlich, daß Italien neben Finnland von Veränderungen der Exportnachfrage in Südostasien und in Lateinamerika stärker als Deutschland oder Frankreich betroffen ist. Eine Betrachtung der Güterstruktur der Ausfuhren, wie sie die Tabelle 3 zeigt, liefert einige Anhaltspunkte für die möglichen Ursachen der asymmetrischen Wirkung des externen Nachfrageeinbruchs auf die Ausfuhren der Euro-Länder.

Die Warenstruktur der Exporte der Euro-Länder wird von drei Erzeugnisgruppen geprägt: Maschinen und Fahrzeuge, Bearbeitete Waren (Leder, Papier, Eisen und Stahl) sowie Fertigwaren (Bekleidung, Möbel, Schuhe). Dabei fällt auf, daß die beiden zuletzt genannten Warengruppen bei den italienischen Ausfuhren zusammen einen Anteil von nahezu 45 vH erreichen, während es in Deutschland und in Frankreich nur ca. 22 vH sind. Damit sind die Ausfuhren Italiens deutlich stärker von Konsumgütern geprägt als die deutschen oder die französischen Exporte.

²² Vgl. HOUTHAKKER, H. S.; MAGEE, S. P.: a.a.O.

²³ Die Auswahl der Länder ist durch die Verfügbarkeit der Daten restringiert.

²⁴ Vgl. LAASER, C.-F.: Ordnungspolitik und Strukturwandel im Integrationsprozeß. Das Beispiel Griechenlands, Portugals und Spaniens, in: Kieler Studien, Nr. 287, Tübingen 1997.

Tabelle 3:

Anteile der Gütergruppen (SITC Rev. 3) an der Ausfuhr der Euro-Länder für 1997

- in vH -

	Belgien/ Luxemburg	Deutsch- land	Spanien	Frank- reich	Irland	Italien	Nieder- lande	Öster- reich	Portugal	Finnland
Insgesamt	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Nahrungsmittel	5,7	2,5	8,8	5,7	8,7	3,2	12,4	3,4	4,7	3,5
Getränke und Tabak	0,5	0,6	1,6	3,5	1,6	1,1	2,7	0,7	3,9	0,4
Rohstoffe (ohne Brennstoffe)	1,9	1,2	2,4	1,1	1,4	0,9	5,1	2,5	4,9	5,5
Energie	3,4	0,9	4,3	2,4	0,2	2,7	3,7	1,7	7,4	2,3
Öle, Fette, Wachse	0,5	0,2	1,6	0,2	0,0	0,5	1,0	0,1	2,5	0,1
Chemische Erzeugnisse	19,4	13,6	9,8	14,3	29,0	7,8	18,3	11,8	5,8	6,7
Bearbeitete Waren	34,9	14,5	21,3	11,9	3,1	19,6	10,7	23,6	28,6	25,2
Maschinen und Fahrzeuge	24,0	54,7	35,0	50,2	40,8	39,3	32,9	43,1	24,7	49,0
Verschiedene Fertigwaren	5,2	9,9	11,8	10,4	11,1	23,4	9,6	12,4	17,0	7,3
Andere	4,5	1,9	3,3	0,2	4,1	1,6	1,0	0,6	0,4	0,0

Quellen: Eurostat; Berechnungen des IWH.

Da Italien bei diesen beiden Warengruppen zudem auf dem Weltmarkt vor allem mit südostasiatischen Anbietern konkurrieren muß, dürften die italienischen Ausfuhren infolge der Abwertung der Währungen in Südostasien international erheblich an Wettbewerbsfähigkeit verloren haben. Das würde auch erklären, warum – gemessen an der Exportquote – der Ausfuhrückgang mit 0,4 Prozentpunkten fast so hoch ausfiel wie in den Niederlanden, in Belgien/Luxemburg oder in Irland (vgl. Tabelle 1). Die finnischen Ausfuhren dürften vor allem von der gesunkenen Rohstoffnachfrage insbesondere in den südostasiatischen Volkswirtschaften betroffen gewesen sein, da Finnland bei dieser Gütergruppe mit 5,5 vH einen vergleichsweise hohen Ausfuhranteil aufweist. Die Warenexporte Deutschlands oder Frankreichs bestehen zu über 50 vH aus Investitionsgütern (Maschinen und Fahrzeuge), und die Anteile bearbeiteter Waren und Fertigwaren sind relativ gering.

Die Ergebnisse deuten darauf hin, daß das Übergreifen dämpfender außenwirtschaftlicher Einflüsse auf die Exporte von der Güterstruktur der Ausfuhren mitbestimmt wird. Diese länder- oder regionenspezifischen Eigenheiten in der Wirtschaftsstruktur tragen – neben institutionellen Gegebenheiten – dazu bei, daß die wirtschaftlichen

Reaktionen auf denselben Schock unterschiedlich ausfallen können. Vor diesem Hintergrund kommt es für die Volkswirtschaften des Euroraums unter den Bedingungen der einheitlichen Geldpolitik, die sich an den Daten des gesamten Währungsraumes orientiert, zunehmend darauf an, durch die Umsetzung von Reformen auf den Güter- und Arbeitsmärkten ein Maß an wirtschaftlicher Flexibilität zu erreichen, das es erlaubt, auf regionaler Ebene auf Schocks zu reagieren.

Michael Seifert
(*mst@iwh.uni-halle.de*)

EU-Osterweiterung: Strukturfondsmittel unter Berücksichtigung der Verhandlungsmacht der Beitrittsländer

Transfers aus den Struktur- und Agrarfonds der Europäischen Union an die Mitgliedsländer werden offiziell nach ökonomischen Kriterien bemessen, doch hat die langjährige Vergabep Praxis den Einfluß politischer Macht auf die Mittelverteilung gezeigt. Es besteht ein positiver Zusammenhang zwischen der politischen Macht, gemessen an der Stimmenstärke der Länder im EU-Ministerrat, und der Mittelverteilung. Bezüglich der Wirtschaftskraft der Länder ist der Zusammenhang negativ, mit steigender Wirtschaftsleistung sinken die zugewiesenen Mittel. Der machtpolitische Aspekt ist in Berechnungen zu den potentiellen Transfers an die mittel- und osteuropäischen Beitrittskandidaten bisher kaum berücksichtigt worden. Grundlage der vorgestellten Schätzung von Strukturfondsmitteln ist die bisherige Vergabep Praxis. Bei einer Betrachtung zweier Beitrittswellen analog zum geplanten Szenario der Union wird deutlich, daß die Mittelzuweisungen für die später beitretenden Länder erheblich höher als in der ersten Welle sein werden, da sie wirtschaftlich erheblich schwächer sind. Zugleich sinken tendenziell die Mittel für die bereits beigetretenen Länder, da sich die relative Stimmenmacht dieser Länder mit der Aufnahme neuer Länder verringert.

Mittelvergabe in der Union ist politisiert

Seit die Erweiterung der Union um die zehn mittel- und osteuropäischen Länder Polen, Tschechien, Ungarn, Slowenien, Estland, Rumänien, Bulgarien, Slowakei, Litauen und Lettland auf die politische Tagesordnung gerückt ist, gibt es Berechnungen zu den Kosten, die der Union nach einem Beitritt durch die Übertragung der EU-Politiken auf die neuen Mitgliedsländer entstehen werden. Diese Kostenschätzungen basieren auf der Annahme, daß die Budgetmittel entsprechend den EU-Richtlinien nach ökonomischen Kriterien vergeben werden. Die bereitgestellten Mittelzahlungen aus den Struktur- und Agrarfonds orientieren sich an der Höhe des Pro-Kopf-Einkommens der Mitgliedsländer im Verhältnis zum Durchschnitt der Gemeinschaft und am Anteil des Agrarsektors an der Entstehung des Sozialprodukts. Die Praxis der Vergabepolitik in der Union zeigt jedoch, daß die Bereitstellung von Budgetmitteln stark von politischen Entscheidungsprozessen abhängt. Der Einfluß eines Landes auf die Mittelvergabe schlägt

sich insbesondere bei Erweiterungen der Union nieder, da das relative Gewicht der alten Mitglieder in Entscheidungsprozessen zugunsten der neuen Mitglieder abnimmt.²⁵ Sofern in Kostenberechnungen für die Osterweiterung politische Aspekte bisher berücksichtigt wurden, waren es implizite Modellannahmen, wie etwa die politisch motivierte Übertragung von EU-Regeln auf die neuen Länder.²⁶ Der Prozeß der Entscheidungsfindung spielte in bisherigen Berechnungen dagegen kaum eine Rolle.²⁷ Deshalb wird eine Kostenschätzung vorgenommen, die die bereitgestellten Budgetmittel der Union im Rahmen der Strukturpolitik in Abhängigkeit von der wirtschaftlichen Stärke eines Landes, gemessen am Bruttoinlandsprodukt (BIP) pro Kopf, und von der relativen Verhandlungsmacht eines Landes, betrachtet.

Bei der bevorstehenden Osterweiterung wächst in der Union die Zahl der – gemessen am EU-Durchschnitt – wirtschaftlich schwächeren und landwirtschaftlich geprägten Mitglieder. Sie sind alle nach den geltenden Kriterien förderwürdig, was ihnen bei entsprechendem strategischen Verhalten genügend Verhandlungsmacht geben dürfte, um in einer erweiterten Union entscheidenden Einfluß auf die Höhe der Zahlungen zu nehmen.

Modellierung der politischen Verhandlungsmacht

Unter politischer Macht wird die Möglichkeit eines Landes verstanden, seine Interessen gegen-

²⁵ Die Stimmenverteilung für die neuen Mitglieder ist Bestandteil der Vorverhandlungen zum Beitritt. Bei der Aufnahme von Österreich, Finnland und Schweden 1995 wurde die Strukturmittelvergabe durch die Einrichtung eines neuen Förderschwerpunkts für Regionen mit extrem dünner Besiedlung speziell an die neuen Mitglieder angepaßt. Ohne diese Änderung der Strukturpolitik wären Finnland und Schweden Nettobeitragszahler der Europäischen Union geworden.

²⁶ Vgl. u. a. Is bigger better? The Economics of EC Enlargement. Centre for Economic Policy Research, London 1992; BREUSS, F.: Cost and Benefits of EU's Eastern European Enlargement, in: WIFO Working Papers 78, Wien 1995.

²⁷ Erst jüngere Berechnungen nutzen auch Modelle, die politische Einflüsse explizit berücksichtigen und in Parametern gestalten. Vgl. BALDWIN, R.; FRANCOIS, J.; PORTES, R.: The Costs and Benefits of Eastern Enlargement: The Impact on the EU and Central Europe, in: Economic Policy, 1997 (24), S. 125-170.

über den gleichberechtigten Interessen anderer Länder durchzusetzen. Der Ministerrat ist die oberste Entscheidungsinstanz der Union, in der alle wichtigen Beschlüsse getroffen und Kommissionsvorschläge geändert werden können. Grundlage für die Modellierung der politischen Macht ist die Anzahl der Stimmen der Länder im EU-Ministerrat.²⁸ Die Verhandlungsmacht wird auf zweierlei Weise erfaßt: zum einen durch die Stimmenanzahl eines Landes im EU-Ministerrat und zum anderen durch den Shapley-Shubik-Index (SSI)²⁹. Die Grundidee des SSI ist die Möglichkeit, bei der Entscheidungsfindung im Ministerrat Koalitionen unter den Ländern zu bilden. Damit soll der Tatsache Rechnung getragen werden, daß bei Abstimmungen mit qualifizierter Mehrheit – gegenwärtig im Ministerrat mit 71 vH der Stimmen definiert – das Ergebnis durch strategisches Verhalten beeinflusst werden kann. Der Index gibt die Wahrscheinlichkeit an, mit der ein Land durch die Beteiligung an einer Koalition zu einem Abstimmungssieg beiträgt (vgl. Kasten).

Grundlage für eine Kostenschätzung der Osterweiterung anhand eines Politikmodells ist die bisherige Mittelvergabepraxis der Union. In einem ersten Schritt wird der empirisch zu beobachtende Zusammenhang zwischen der politischen Durchsetzungsmacht der Länder und der Höhe der zugewiesenen Budgetmittel für die 15 Länder der bestehenden Union in zwei unterschiedlichen Szenarien getestet. Auf der Basis des Modells wird anschließend eine Berechnung der Strukturfondsmittel für die Erweiterung der Union um fünf (erste Beitrittswelle) bzw. zehn Länder (erste und zweite Beitrittswelle) vorgenommen.

Im ersten Szenario wird der Zusammenhang zwischen den bereitgestellten Strukturfondsmitteln, der Wirtschaftsstärke eines Landes und der Stimmenanzahl des Landes im EU-Rat getestet. In einem zweiten Szenario wird der gleiche Zusammenhang überprüft, aber statt der Stimmenanzahl im EU-Rat wird der SSI eines Landes berücksichtigt. Betrachtet werden Bruttozahlungen; Beiträge der Länder an den EU-Haushalt werden nicht berücksichtigt.

²⁸ Vgl. KIRMAN, A.; WIDGREN, M.: Voting in the European Union: European economic decision-making – progress or paralysis?, in: Economic Policy No. 21/1995.

²⁹ Der Indikator geht auf spieltheoretische Überlegungen von Shapley und Shubik zurück. Vgl. SHAPLEY, L. S.; SHUBIK, M.: A Method for Evaluating the Distribution of Power in a Voting Committee System, in: American Political Science Review 48, 1954.

Shapley-Shubik-Index:

Der sogenannte Shapley-Wert – aus der Spieltheorie entlehnt – wurde von Shapley 1953 in die Theorie der kooperativen n-Personen-Spiele eingeführt. Im vorliegenden Fall wird er auf Abstimmungsspiele zur Modellierung von Abstimmungen in Gremien mit n Parteien unterschiedlicher Stimmenstärke bei gegebenen Mehrheitserfordernissen angewendet. Das Gremium ist der Ministerrat der EU, die Parteien sind die EU-Mitgliedsstaaten, Stimmenstärken und Mehrheitserfordernisse entsprechen den Regelungen für Abstimmungen mit qualifizierter Mehrheit.

$$s_i = 1/n! \sum_{\substack{K \text{ gewinnt} \\ K-i \text{ verliert}}} (k-1)!(n-k)!$$

K – Koalitionen von Parteien
mit i – erfüllen Mehrheitserfordernisse
ohne i – erfüllen Mehrheitserfordernisse nicht
n – Anzahl aller Parteien
k – Anzahl der Parteien in der Koalition K

Es wird über alle Koalitionen K von Parteien summiert, die mit i die Mehrheitserfordernisse erfüllen, ohne i aber nicht.

Der Shapley-Wert kann als Wahrscheinlichkeit dafür interpretiert werden, daß bei zufälliger Koalitionenbildung die Partei i durch ihren Beitritt der sich bildenden Koalition zur Mehrheit verhilft. Von Shapley und Shubik wurde der Shapley-Wert 1954 als Index für die Abstimmungsmacht von Parteien bezeichnet, seither als Shapley-Shubik (power) index bekannt (SSI).

Für den Zeitraum 1992 bis 1997 wird ein Panel über alle EU-Mitgliedsländer zum jeweiligen Beobachtungszeitpunkt, d. h. 12 Länder 1992 bis 1995 und 15 Länder 1996 bis 1997, gebildet. Auf der Basis des gepoolten Datensatzes werden die Koeffizienten mit einer einfachen OLS-Schätzung bestimmt.³⁰ Alle erklärenden Variablen sind signifikant. Die Stimmenanzahl im EU-Rat und der SSI haben ein positives Vorzeichen, d. h. mit steigender Macht, ausgedrückt in beiden Indikato-

³⁰ Andere Modellvariationen auf der Basis gepoolter Datensätze erbrachten keine besseren Ergebnisse.

Tabelle 1:
Ergebnisse der OLS-Schätzung

	Abhängige Variable	Unabhängige Variablen ^a				Korrigiertes Bestimmtheitsmaß R ²
		Konstante	BIP pro Kopf	Stimmen im EU-Rat	Koalitionsbildung	
Szenario 1	Budgetmittel per capita	23,49* (11,94)	-2,08* (-10,65)	1,97* (13,34)		0,83
Szenario 2	Budgetmittel per capita	29,48* (15,27)	-1,90* (-9,18)		1,58* (12,59)	

^a Die Variablen gehen auf pro-Kopf-Basis in die Regressionsgleichung ein und sind logarithmiert.

* Signifikant bei einem Signifikanzniveau von 5 vH.

Bemerkung: t-Werte in Klammern.

Quellen: Eurostat, Kirman, A.; Widgren, M. (1995); Berechnungen des IWH.

ren, wachsen auch die zugewiesenen Mittel. Das BIP pro Kopf liefert einen negativen Beitrag, d. h., reichere Länder erhalten in der Regel weniger Mittel aus dem Unionshaushalt zugewiesen. Dies entspricht dem grundsätzlichen Anliegen der Strukturpolitik, durch gezielte Mittelzuwendungen – ähnlich dem deutschen Finanzausgleich – einen Nachteilsausgleich für Länder oder Regionen mit geringerer Wirtschaftskraft herzustellen. Ein um 1 Prozent geringeres BIP pro Kopf gegenüber dem EU-Durchschnitt bedeutet eine durchschnittliche Erhöhung der Mittelzuweisungen um rund 2 Prozent. Demgegenüber hat eine Verringerung des SSI um 1 Prozent einen Rückgang der Mittel um knapp 2 Prozent zur Folge. Die Ergebnisse stützen damit ganz überwiegend die Hypothese, daß die zugewiesenen Mittel aus den Strukturfonds mit zunehmender Verhandlungsmacht steigen, mit zunehmendem BIP pro Kopf dagegen aber fallen.

Kostenberechnungen unter Berücksichtigung der relativen Verhandlungsmacht

Auf der Basis des geschätzten Modells werden die Kosten einer Erweiterung der Union um mittel- und osteuropäische Länder berechnet, die dem Budget der Union im Rahmen der Strukturfonds entstehen. Die Berechnung erfolgt in zwei Stufen analog zum geplanten Beitrittsszenario der Union. In einer ersten Welle werden die Länder Polen, Tschechien, Ungarn, Slowenien und Estland erfaßt, in einer zweiten Beitrittswelle Rumänien, Bulgarien, die Slowakei, Litauen und Lettland. Die Wirtschaftskraft der 10 Beitrittsländer wird durch das jeweilige Bruttoinlandsprodukt pro Kopf der Bevölkerung erfaßt, wie es sich für das Jahr 1998 ergab.

Tabelle 2:
Ausgangsdaten für die Kostenschätzung einer Osterweiterung
- Angaben für das Jahr 1998 -

Land	Bevölkerung (in Mio.)	BIP per capita (in US-Dollar) -
Polen	38,7	4.080
Tschechien	10,3	5.347
Ungarn	10,1	4.710
Slowenien	2,0	9.899
Estland	1,5	3.900
Rumänien	22,6	1.850
Bulgarien	8,2	1.640
Slowakei	5,4	3.793
Litauen	3,7	2.886
Lettland	2,4	2.609

Quellen: Nationale Statistiken, Berechnungen des IWH.

Die Machtindikatoren für die potentiellen Mitglieder der Union werden analog zu den alten Mitgliedern geschätzt. Unterstellt wird dabei eine Stimmzuteilung für die mittel- und osteuropäischen Länder, die sich an Erfahrungen in der EU bei bisherigen Erweiterungen orientiert (vgl. Tabelle 3).

Mit Hilfe der Stimmenanzahl jedes Landes läßt sich der SSI berechnen, der die relative Verhandlungsmacht aller Mitglieder widerspiegelt. Der SSI-Machtindikator sinkt für große Länder, während er für die kleineren nahezu konstant bleibt (vgl. Tabelle 4).³¹ Unterstellt wird für die Beitrittsländer bis zum Beitrittstermin eine wirtschaft-

³¹ Es ist auch möglich, daß der SSI für einzelne Parteien mit zunehmender Grundgesamtheit steigt. Vgl. HOLLER, M.; ILLING, G.: Einführung in die Spieltheorie, Berlin 1996.

liche Wachstumsrate, die die Relation der Beitrittsländer zur Union nicht entscheidend ändert. Alle Länder sind nach den geltenden Kriterien förderwürdig.

Tabelle 3:
Verteilung der Stimmen im EU-Rat (EU-15) und voraussichtliche Stimmenzahl der mittel- und osteuropäischen Beitrittsländer (EU-20 bzw. EU-25)

Anzahl der Stimmen	EU-15	EU-20	EU-25
10	Deutschland, Frankreich, Großbritannien, Italien		
8	Spanien	Polen	
6			Rumänien
5	Belgien, Griechenland, Niederlande, Portugal	Tschechien, Ungarn	
4	Österreich, Schweden		Bulgarien, Slowakei
3	Dänemark, Finnland, Irland	Slowenien	Lettland, Litauen
2	Luxemburg	Estland	

Quelle: Kirman, A.; Widgren, M. (1995).

Die Kosten der Erweiterung der EU um fünf mittel- und osteuropäische Länder (EU-20) werden unter Einbeziehung der Machtindikatoren auf 4,5 bzw. 6,5 Mrd. EUR pro Jahr durchschnittlich geschätzt (vgl. Tabelle 5). Die Schätzung mit dem SSI-Indikator ergibt dabei höhere Werte als die Schätzung mit der Anzahl der Stimmen im EU-Rat.

Estland erhält im ersten Szenario von den Ländern der ersten Beitrittswelle mit Abstand die meisten Mittel. Der ausschlaggebende Grund ist die geringere Wirtschaftsleistung, gemessen am BIP pro Kopf. Slowenien hingegen würde trotz ähnlich geringer Einwohnerzahl wie Estland, also auch wenigen Stimmen im EU-Ministerrat, aber deutlich höherer Wirtschaftskraft, erheblich weniger Mittel erhalten.

Die Kostenschätzung im zweiten Szenario ist höher als im ersten Szenario. Das strategische Abstimmungsverhalten wird im zweiten Szenario stärker gewichtet als im ersten Szenario. Die drei Länder Polen, Tschechien und Ungarn profitieren aufgrund ihrer höheren Abstimmungsmacht (vgl. Tabelle 4) relativ am stärksten. Slowenien und Estland können aufgrund ihrer geringeren relativen

Abstimmungsmacht nur mit einer geringen Steigerung der Mittelzuweisungen gegenüber dem ersten Szenario rechnen.

Tabelle 4:
Shapley-Shubik- Index für die Mitgliedsländer der EU und potentielle Mitglieder

Land	EU-15 ^a	EU-20 ^a	EU-25 ^a
Deutschland	0,12	0,09	0,08
Frankreich	0,12	0,09	0,08
Großbritannien	0,12	0,09	0,08
Italien	0,12	0,09	0,08
Spanien	0,09	0,07	0,06
Belgien	0,06	0,05	0,04
Griechenland	0,06	0,05	0,04
Niederlande	0,06	0,05	0,04
Portugal	0,06	0,05	0,04
Österreich	0,04	0,04	0,03
Schweden	0,04	0,04	0,03
Dänemark	0,03	0,03	0,02
Finnland	0,03	0,03	0,02
Irland	0,03	0,03	0,02
Luxemburg	0,02	0,02	0,02
EU-15	1,00	0,82	0,68
Polen		0,07	0,06
Tschechien		0,05	0,04
Ungarn		0,05	0,03
Slowenien		0,03	0,02
Estland		0,02	0,02
EU-20		1,04	0,85
Rumänien			0,05
Bulgarien			0,04
Slowakei			0,03
Lettland			0,02
Litauen			0,02
EU-25			1,01

^a Durch Rundungsfehler kann die Summe der Shapley-Shubik-Indizes von 1 abweichen.

Es wird angenommen, daß die qualifizierte Mehrheit im EU-Ministerrat von gegenwärtig 71 vH auch zukünftig Anwendung findet.

Quellen: Kirman, A.; Widgren, M. (1995); Berechnungen des IWH.

Treten nach den ersten fünf mittel- und osteuropäischen Ländern noch fünf weitere Länder der EU bei (EU-25), werden die bereitgestellten Fi-

nanzmittel erheblich, auf 25 bis 26 Mrd. EUR, ausgeweitet (vgl. Tabelle 6). Eine Kostenschätzung für die zweite Beitrittswelle ist besonders relevant, weil die EU noch keine eigene Prognose veröffentlicht hat.

Tabelle 5:
Strukturfondsmittel bei einer Erweiterung der EU um fünf mittel- und osteuropäischen Länder
- in Mio. EUR -

Land	Szenario 1 (Stimmenanzahl)	Szenario 2 (SSI)
Polen	900	1.640
Tschechien	740	1.230
Ungarn	980	1.590
Slowenien	370	440
Estland	1.510	1.570
Gesamtsumme	4.500	6.470

Quelle: Berechnungen des IWH.

Tabelle 6:
Strukturfondsmittel bei einer Erweiterung der EU um zehn mittel- und osteuropäische Länder
- in Mio. EUR -

Land	Szenario 1 (Stimmenanzahl)	Szenario 2 (SSI)
Polen	900	1.290
Tschechien	740	870
Ungarn	980	1.110
Slowenien	370	230
Estland	1.510	1.560
Summe	4.500	5.060
Rumänien	4.470	5.880
Bulgarien	6.900	9.310
Slowakei	1.810	1.520
Litauen	2.620	1.660
Lettland	4.910	2.580
Gesamtsumme	25.210	26.010

Quelle: Berechnungen des IWH.

Wie auch in der ersten Erweiterungsrunde ergibt die Berechnung mit dem SSI insgesamt höhere Mittelzuweisungen als mit der Anzahl der Stimmen im EU-Rat. Im ersten Szenario ändern sich die Mittelzuweisungen an die ersten fünf Länder nicht, da die Stimmenmacht, ausgedrückt durch die Anzahl der Stimmen im EU-Rat, unab-

hängig von der Zahl der beitretenden Länder ist. Im zweiten Szenario dagegen ändern sich die berechneten Mittelzuweisungen für die ersten fünf Länder gegenüber der ersten Erweiterungswelle, da die relative Abstimmungsmacht, ausgedrückt durch den SSI, sich für jedes Land in Abhängigkeit von der Gesamtanzahl der Länder ändert. Die fünf Länder der ersten Beitrittswelle erhalten bei der Schätzung mit dem SSI im Rahmen der EU-25 weniger Mittel als in der EU-20. Im Vergleich zur Berechnung mit dem Machtindikator Stimmenanzahl kommt es im zweiten Szenario insbesondere bei den Ländern zu einem Anstieg der Mittelzuweisungen, deren relative Abstimmungsmacht groß ist. Bei Ländern mit eher geringem SSI (Slowenien, Estland, Slowakei, Litauen und Lettland) bleiben die Mittel im Vergleich zum ersten Szenario nahezu konstant oder verringern sich sogar.

Daß insgesamt die Strukturfonds jedoch im Rahmen der zweiten Beitrittswelle erheblich aufgestockt werden müßten, ist im wesentlichen auf die geringere Wirtschaftskraft der beitretenden Länder zurückzuführen. Das durchschnittliche BIP pro Kopf dieser Länder ist um rund die Hälfte niedriger als der Durchschnitt der Länder der ersten Welle. In diesem Fall hat die geringe Wirtschaftsleistung der beitretenden Länder einen stärkeren Einfluß auf die Attrahierung finanzieller Mittel als deren relative Verhandlungsmacht. Gleichwohl ist dies eine konservative Schätzung. Würden die geplanten internen Umschichtungen im Unionshaushalt zugunsten des Strukturfondsmittelfonds noch berücksichtigt, dürften die Kosten noch erheblich über der vorgestellten Schätzung liegen.³²

Martina Kämpfe
(mkp@iwh.uni-halle.de)

³² Die EU veranschlagt für das Jahr 2006, in dem sie alle fünf Länder gemeinsam in der Union sieht, Strukturfondsmittel in Höhe von 12,1 Mrd. EUR (Agenda 2000). Die Berechnungsmethode der Agenda ist nicht bekannt, es ist jedoch wahrscheinlich, daß bei dieser Schätzung die Reform der Strukturfondsmittelfonds berücksichtigt wurde.

Branchenskizze: Ostdeutscher Schiffbau und Schienenfahrzeugbau

Der Schiffbau und der Schienenfahrzeugbau, die dem Sonstigen Fahrzeugbau zugeordnet sind, gehören zu den wenigen Industriezweigen, die mit der dynamischen Entwicklung des Verarbeitenden Gewerbes in Ostdeutschland in den letzten Jahren nicht Schritt gehalten haben. 1998 war die Produktion im Schiffbau um etwa ein Viertel und im Schienenfahrzeugbau sogar um etwa ein Drittel geringer als im Jahr 1995 (vgl. Tabelle). Die Beschäftigtenzahl (in den Betrieben von Unternehmen mit 20 und mehr Beschäftigten) verminderte sich im gleichen Zeitraum in beiden Branchen um jeweils rund 40 vH. Dies ist vor allem mit dem Prozeß der Anpassung dieser Kapazitäten an die veränderten Marktbedingungen zu erklären.

Die Unternehmen des *Schiffbaus* und des *Schienenfahrzeugbaus* haben einen vergleichsweise hohen Umstrukturierungs- und Anpassungsbedarf seit der Währungs-, Wirtschafts- und Sozialunion im Jahr 1990 zu bewältigen. Vor der Wende sicherten vor allem die Bestellungen der Sowjetunion die Auslastung der relativ großen Kapazitäten in der DDR. Sie waren z. B. 1990 im Schiffbau nur um ein Siebtel kleiner als in Westdeutschland. Schiffe wie Schienenfahrzeuge wurden in großen Serien gefertigt, im Vergleich zur westlichen Konkurrenz allerdings auf einem niedrigeren technischen Niveau und mit einer etwa um die Hälfte geringeren Produktivität. Die ungenügende Wettbewerbsfähigkeit der Unternehmen und der Zusammenbruch des Handels mit der ehemaligen Sowjetunion Anfang der 90er Jahre führten zwangsläufig zu Produktionseinschränkungen und einem kräftigen Personalabbau, die allerdings in den beiden Branchen in einem unterschiedlichem Tempo verliefen. So sicherte die Abarbeitung von Großverträgen, die noch mit der Sowjetunion abgeschlossen worden waren, den Schienenfahrzeugbaubetrieben bis 1994 eine relativ hohe Beschäftigung. Danach ging die Produktion deutlich zurück, obwohl die Inlandsnachfrage stark anstieg. Die Abwicklung von Aufträgen der Bahn und weiterer Abnehmer führte insbesondere 1997 zu einer erheblichen Umsatzausweitung. Im Schiffbau verlief die Privatisierung ziemlich schwierig. Darunter litt auch die Restrukturierung der Betriebe. Hinzu kam, daß Fördermittel, die von der Treuhandanstalt zur Sanierung und Restrukturierung zweier ostdeutscher Werften ausgereicht

worden waren, durch den einstigen Eigentümer zweckwidrig verwendet wurden.

Inzwischen zeigen sich, vor allem durch das Engagement privater Investoren und den Einsatz beträchtlicher öffentlicher Mittel, eine Reihe von Fortschritten bei der Erhöhung der Wettbewerbsfähigkeit der Unternehmen:

- Die Produktionsanlagen sind mit Investitionen von ca. 4,3 Mrd. DM von 1991 bis 1998 restrukturiert und modernisiert worden, davon mit ca. 2,8 Mrd. DM in Schiffbauunternehmen und mit ca. 1,5 Mrd. DM in Unternehmen des Schienenfahrzeugbaus. Rund 770 Mio. DM wurden z. B. in die Kvaerner-Warnow-Werft Rostock investiert, die dadurch zu den modernsten und produktivsten Kompaktwerften Europas gehört.
- Die Produktpalette ist erneuert und die Erzeugnisqualität verbessert worden. Die Erfolge zeigen sich u. a. in steigenden Auslandsumsätzen und Exportquoten. 1998 war die Exportquote im Schiffbau nur wenig niedriger als in Westdeutschland (38,0/41,2 vH); im Schienenfahrzeugbau lag sie bereits darüber (33,1/24,0 vH).
- Die Ertragskraft der Unternehmen hat sich gesteigert. Sie dürfte jedoch, wie amtliche Daten für 1996 andeuten, noch hinter der vergleichbarer westdeutscher Unternehmen zurückbleiben. Eine Ursache ist in den höheren Lohnstückkosten zu sehen.

Während der Schiffbau und der Schienenfahrzeugbau schrumpften, hat die zu DDR-Zeiten bedeutungslose Branche des Sonstigen Fahrzeugbaus, der *Luft- und Raumfahrzeugbau*, eine äußerst dynamische Entwicklung genommen. Insbesondere die Produktionswirksamkeit der Investitionen eines Deutsch-Britischen Flugzeugtriebwerkeherstellers Ende 1996 hat zu einem steilen Produktions- und Beschäftigungsanstieg geführt. 1998 wurde von den Unternehmen dieser Branche bereits rd. ein Fünftel des Umsatzes des Sonstigen Fahrzeugbaus in Ostdeutschland erlöst; die Umsatzgröße von rd. 1,1 Mrd. DM war nicht einmal ein Viertel geringer als die der ostdeutschen Schiffbauunternehmen. Im Vergleich zu Westdeutschland ist allerdings die wirtschaftliche Bedeutung des Luft- und Raumfahrzeugbaus noch sehr klein.

Siegfried Beer
(sbr@iwh.uni-halle.de)

Tabelle:

Der ostdeutsche Sonstige Fahrzeugbau^a 1995 bis 1998 in amtlichen Daten

		ME	1995	1996	1997 ^b	1998 ^b
I.	Ausgewählte Kenndaten					
1.	Betriebe	Anzahl	91	90	90	95
2.	Beschäftigte ^c	1.000 Pers.	44,9	38,8	34,8	30,2
	Dar.: Schiffbau	1.000 Pers.	10,4	9,0	7,7	6,1
	Schienenfahrzeugbau	1.000 Pers.	31,9	27,0	23,4	20,0
	Luft- und Raumfahrzeugbau	1.000 Pers.	1,0	1,3	2,2	2,6
3.	Produktionsindex (1995=100)	vH	100,0	88,9	85,6	81,1
	Dar.: Schiffbau	vH	100,0	88,0	76,8	74,1
	Schienenfahrzeugbau	vH	100,0	85,6	75,2	64,5
	Luft- und Raumfahrzeugbau	vH	100,0	138,3	248,4	281,1
4.	Umsatz insgesamt ^d	Mio. DM	4.230	4.323	5.358	5.169
4.1.	Inlandsumsatz ^d	Mio. DM	3.037	3.410	4.065	3.053
4.2.	Auslandsumsatz ^d	Mio. DM	1.193	912	1.293	2.116
	<i>Exportquote</i>	vH	28,2	21,1	24,2	40,9
5.	Bruttowertschöpfung ^{e*}	Mio. DM	1.375	1.534	.	.
	<i>Vorleistungsquote</i> *	vH	71,9	76,4	.	.
6.	Bruttoanlageinvestitionen	Mio.. DM	1.510	710	560	.
III.	Anteile am Verarbeitenden Gewerbe^f:					
	Beschäftigte	vH	7,7	6,9	6,4	5,3
	Umsatz	vH	3,5	3,4	3,9	3,4
	Auslandsumsatz	vH	8,1	5,8	6,2	7,5
	Bruttowertschöpfung	vH	4,0	4,4	.	.
	Bruttoanlageinvestitionen	vH	10,2	4,8	.	.
IV.	Ausgewählte Ost/West-Vergleichsdaten:					
1.	Arbeitsproduktivität ^{g*}	O 1.000 DM	53,7	59,9	.	.
		W 1.000 DM	85,6	93,4	.	.
2.	Anteil der Kosten am Bruttoproduktionswert ^{d*}	O vH	114,5	110,5	.	.
		W vH	110,8	106,5	.	.
3.	Lohnstückkosten ^{h*}	O vH	90,9	91,1	.	.
		W vH	85,1	79,7	.	.
4.	Löhne und Gehälter je Beschäftigten	O 1.000 DM	44,5	49,1	53,2	55,2
		W 1.000 DM	69,3	70,8	73,4	75,3
5.	Bruttoanlageinvestitionen je Beschäftigten ⁱ	O 1.000 DM	39,5	21,9	18,6	.
		W 1.000 DM	7,4	8,5	8,5	.

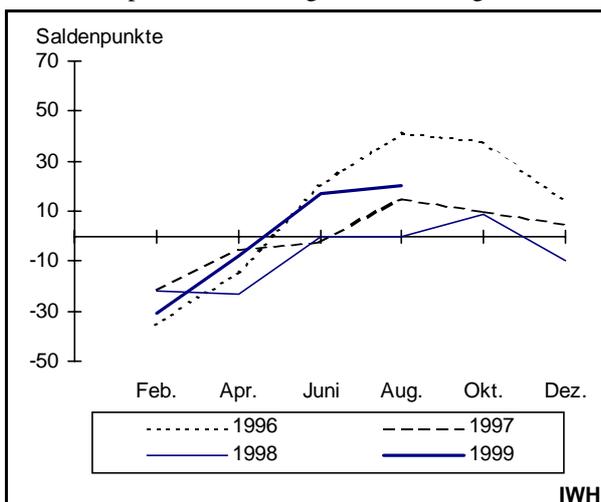
^a Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 1993 (WZ 93); Betriebe von Unternehmen mit 20 Beschäftigten und mehr, außer: * Unternehmen mit 20 Beschäftigten und mehr. – ^b Um Handwerksbetriebe erweiterter Berichtsreis. – ^c Einschließlich tätiger Inhaber und mithelfender Familienangehöriger. – ^d Ohne Umsatzsteuer. – ^e Unbereinigt, in jeweiligen Preisen. – ^f Ohne Verlagsgewerbe und ohne Recyclinggewerbe. – ^g Bruttowertschöpfung (unbereinigt), in jeweiligen Preisen, je Beschäftigten. – ^h Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit in Relation zur Bruttowertschöpfung (unbereinigt), in jeweiligen Preisen, je Beschäftigten. – ⁱ Beschäftigtenzahl, Stand: September des jeweiligen Jahres.

Quelle: Statistisches Bundesamt; Berechnungen des IWH.

Sommerliche Stimmung im Baugewerbe hält an, Hochbau aber schwächer

Nach den Ergebnissen der IWH-Umfrage unter gut 300 ostdeutschen Bauunternehmen hat im August 1999 die sommerliche Stimmung angehalten. Allerdings macht sich eine deutliche Spaltung zwischen den Sparten bemerkbar: Im Tiefbau hat sich die Aufwärtsbewegung aufgrund der immer noch guten Auftragslage im Straßen- und gewerblichen Tiefbau fortgesetzt. Der Ausbaubereich stagniert nach der fröhlichsommerlichen Belebung der Modernisierungsaktivitäten auf dem erreichten hohen Niveau. Im Hochbau dagegen bricht die in den Vormonaten zu beobachtende leichte Entspannung der Situation ab. Nach der Frühjahrsbelebung hat vor allem die Ordertätigkeit

Abbildung 1:
Entwicklung der Geschäftslage im ostdeutschen Baugewerbe
- Saldo der positiven und negativen Wertungen -

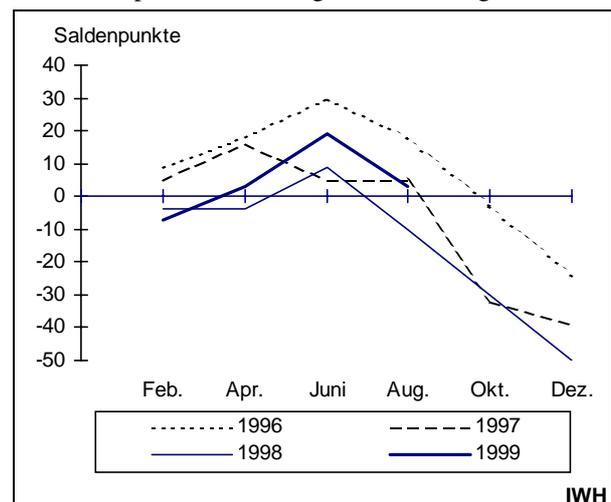


Quelle: IWH-Bauumfragen.

im Wohnungsbau in saisonbereinigter Betrachtung wieder an Schubkraft verloren. So schrumpften die Auftragseingänge in den zuletzt verfügbaren Monaten Mai und Juni um knapp 9 und 7 vH, während sich im April ein Impuls von nahezu 10 vH ergeben hatte. Bezogen auf das gesamte erste Halbjahr bleiben die Order im Wohnungsbau um real 11 vH unter Vorjahresniveau. Vor diesem Hintergrund hat sich die Geschäftssituation der Hochbauunternehmen im Vergleich zum Vorjahr nicht wesentlich verändert. Insgesamt schätzen 60 vH aller befragten Unternehmen die aktuelle Geschäftslage mit „gut“ oder „eher gut“ ein. 36 vH stufen das aktuelle Baugeschäft aber mit „eher schlecht“ und 3 vH sogar mit ausgesprochen „schlecht“ ein.

Zugleich beurteilen die Unternehmen die Geschäftsaussichten für die nächsten vier bis sechs Monate entsprechend dem Saisonmuster der zurückliegenden Jahre wieder deutlich schlechter. Optimisten und Pessimisten halten sich nahezu die Waage. Der Tatbestand, daß die Geschäftserwartungen im Vorjahresvergleich in allen Sparten etwas positiver ausfallen, dürfte vor allem darauf zurückzuführen sein, daß von den Unternehmen im zurückliegenden Jahr bereits weitreichende Maßnahmen zur Anpassung an die rückläufige Nachfrage eingeleitet wurden und ein Marktberichtigungsprozeß ohnegleichen vonstatten gegangen ist. Im Jahr 1998 haben die Insolvenzen mit einem

Abbildung 2:
Entwicklung der Geschäftsaussichten im ostdeutschen Baugewerbe
- Saldo der positiven und negativen Wertungen -



Quelle: IWH-Bauumfragen.

Zuwachs von 24 vH gegenüber dem Vorjahr das bisher höchste Ausmaß erreicht. Da sich in diesem Jahr zudem der Nachfragerückgang im Tempo etwas abschwächt, fällt die Beurteilung der Geschäftstätigkeit im Vergleich zum bisher schwächsten Baujahr 1998 wieder etwas günstiger aus. Die Geschäftssituation bleibt aber laut Umfrage vor allem im Bauhauptgewerbe angespannt. Hier überwiegen bei der Beurteilung des zukünftigen Baugeschäfts bis zum Jahresende wieder leicht die pessimistischen Stimmen.

Brigitte Loose
(blo@iwh.uni-halle.de)

Tabelle:

Geschäftslage und Geschäftsaussichten laut IWH-Umfrage im ostdeutschen Baugewerbe - August 1999
- Vergleich zum Vorjahreszeitraum und zur Vorperiode -

Gruppen/Wertungen	gut (+)			eher gut (+)			eher schlecht (-)			schlecht (-)			Saldo		
	Aug 98	Juni 99	Aug 99	Aug 98	Juni 99	Aug 99	Aug 98	Juni 99	Aug 99	Aug 98	Juni 99	Aug 99	Aug 98	Juni 99	Aug 99
	- in vH der Unternehmen der jeweiligen Gruppe ^a -														
Geschäftslage															
Baugewerbe insgesamt	17	15	15	33	44	45	44	35	37	6	7	3	0	17	20
Zweige/Sparten															
Bauhauptgewerbe	15	11	9	33	42	47	46	40	41	6	7	3	- 3	7	12
darunter ^b															
Hochbau	17	13	11	35	44	42	44	40	44	5	4	3	3	14	7
Tiefbau	7	9	7	31	41	53	56	38	38	6	12	2	- 24	0	20
Ausbaugewerbe	22	21	28	34	47	42	41	26	29	3	6	1	13	38	39
Größengruppen															
1 bis 19 Beschäftigte	25	18	14	36	39	45	35	36	33	4	8	8	22	12	18
20 bis 249 Beschäftigte	18	17	17	33	43	44	44	34	37	6	7	2	1	19	22
250 und mehr Beschäftigte	6	0	12	35	53	53	59	47	35	0	0	0	- 18	7	29
Statusgruppen															
Bauindustrie															
Privatisierte															
Unternehmen	12	9	9	35	43	44	47	41	45	6	8	2	- 6	3	5
Neugründungen	22	11	13	31	52	50	47	31	35	0	5	2	7	27	26
Bauhandwerk	21	26	24	33	39	42	38	30	31	7	4	3	9	31	32
Geschäftsaussichten															
Baugewerbe insgesamt	10	11	9	35	49	43	47	37	46	8	4	3	- 10	19	3
Zweige/Sparten															
Bauhauptgewerbe	9	8	6	35	45	43	49	43	48	8	4	3	- 13	7	- 2
darunter ^b															
Hochbau	9	9	6	36	49	42	50	41	48	6	2	5	- 10	14	- 4
Tiefbau	3	9	5	37	39	45	50	44	49	10	8	1	- 18	- 4	0
Ausbaugewerbe	15	14	13	36	58	43	41	25	43	7	4	2	3	43	12
Größengruppen															
1 bis 19 Beschäftigte	19	14	8	42	44	44	32	35	37	7	7	12	22	16	4
20 bis 249 Beschäftigte	10	11	9	34	48	43	48	37	46	9	3	2	- 13	19	4
250 und mehr Beschäftigte	6	7	12	35	60	35	59	33	53	0	0	0	- 18	33	- 6
Statusgruppen															
Bauindustrie															
Privatisierte															
Unternehmen	5	5	4	36	46	41	51	44	53	7	5	2	- 17	2	- 10
Neugründungen	17	14	10	33	54	45	47	32	45	3	1	0	0	35	10
Bauhandwerk	14	17	12	35	48	43	40	32	40	12	3	5	- 2	30	10

^a Summe der Wertungen je Umfrage gleich 100 - Ergebnisse gerundet, Angaben für Oktober 1998 vorläufig. - ^b Hoch- und Tiefbau werden als Darunterposition ausgewiesen, da ein Teil der an der Umfrage beteiligten Unternehmen keiner dieser Sparten eindeutig zugeordnet werden kann.

Quelle: IWH-Baumfragen.