ECONSTOR
Make Your Publications Visible.

A Service of
ZBW
Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
Leibniz Information Centre for Economics

Lehmann, Harald

Working Paper

Lohnstückkosten und Wettbewerbsfähigkeit - Eine mikroökonometrische Untersuchung für Ostdeutschland

IWH Discussion Papers, No. 180/2003

Provided in Cooperation with:
Halle Institute for Economic Research (IWH) – Member of the Leibniz Association

Suggested Citation: Lehmann, Harald (2003) : Lohnstückkosten und Wettbewerbsfähigkeit - Eine mikroökonometrische Untersuchung für Ostdeutschland, IWH Discussion Papers, No. 180/2003, Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung Halle (IWH), Halle (Saale), https://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:gbv:3:2-20482

This Version is available at:
https://hdl.handle.net/10419/77015

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

WWW.ECONSTOR.EU

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

Institut für Wirtschaftsforschung Halle
Halle Institute for Economic Research

Das Institut für Wirtschaftsforschung Halle ist Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

Lohnstückkosten und Wettbewerbsfähigkeit
Eine mikroökonometrische Untersuchung für Ostdeutschland

Harald Lehmann

August 2003 Nr. 180

Diskussionspapiere
Discussion Papers

Autor: Harald Lehmann
Abteilung Strukturwandel
hln@iwh-halle.de
Tel.: (0345) 77 53 – 850

Diskussionspapiere stehen in der alleinigen Verantwortung des jeweiligen Autors. Die darin vertretenen Auffassungen stellen keine Meinungsäußerung des IWH dar.

Anregungen und kritische Bemerkungen zu den dargestellten Untersuchungsergebnissen sind jederzeit willkommen und erwünscht.

Herausgeber:

INSTITUT FÜR WIRTSCHAFTSFORSCHUNG HALLE (IWH)

Postanschrift: Postfach 11 03 61, 06017 Halle (Saale)
Hausanschrift: Kleine Märkerstraße 8, 06108 Halle (Saale)
Telefon: (03 45) 77 53–60
Telefax: (03 45) 77 53–8 20
Internet: http://www.iwh-halle.de

1. Untersuchungsziel

Die wirtschaftliche Entwicklung in Ostdeutschland hängt neben der Gründung neuer Unternehmen und der Attraktion auswärtiger Investitionen vor allem davon ab, wie es den bestehenden Unternehmen gelingt, ihre Wettbewerbsfähigkeit zu steigern bzw. auf einem hohen Niveau zu halten. Wettbewerbsfähige Betriebe sind auch immer rentable Betriebe. Sie sind in der Lage Eigenkapital aufzubauen, was eine wichtige Voraussetzung für die Finanzierung von Innovationen und Investitionen, aber auch für eine gewisse Krisenfestigkeit ist. Damit tragen sie erheblich zum gesamtwirtschaftlichen Wachstum und zu höherer Beschäftigung bei.

Ein zentrales Maß zur Beschreibung der Wettbewerbsfähigkeit sind die Lohnstückkosten. Nach gängiger Definition versteht man darunter die Relation der Lohnkosten pro abhängig Beschäftigten zur Arbeitsproduktivität. Sie geben uns Auskunft über die preisliche Wettbewerbsfähigkeit, wenn man ceteris paribus unterstellen kann, das relativ homogene Produkte angeboten werden, weitere Kostenkomponenten bei den Wettbewerbern gleich sind und gleiche Gewinnaufschläge kalkuliert werden. Bei heterogenen Produkten steht dagegen die nicht-preisliche Wettbewerbsfähigkeit (Qualität, Service etc.) im Vordergrund, welche die Durchsetzung höherer Preise erlaubt. Da hohe Arbeitskosten gerade dort entstehen, wo besonders qualifizierte Arbeitskräfte eingesetzt werden, also in der Forschung und Entwicklung und bei der Herstellung hochwertiger oder technisch anspruchsvoller Produkte, sind hohe Lohnstückkosten, wenn sie auf hoher nicht-preislicher Wettbewerbsfähigkeit beruhen, eher ein Ausdruck der Stärke.

Mit der folgenden Untersuchung wird der Erklärungsgehalt der Lohnstückkosten für den betrieblichen Erfolg analysiert, in dem sich annahmegemäß die erreichte Wettbewerbsfähigkeit widerspiegelt. Grundlage der Untersuchung sind Betriebspaneldaten für das Verarbeitende Gewerbe Ostdeutschlands, was eine mikroökonometrische Schätzung der Zusammenhänge unter Berücksichtigung individueller und zeitlicher Heterogenitätseffekte erlaubt. Die Vorteile dieser Vorgehensweise werden im Kapitel 4 ausgeführt. Als Erfolgskennzahlen werden der Umsatzanteil, der auf auswärtigen Märkten erzielt wird (Westdeutschland/Ausland) und der Gewinn je Erwerbstätigen herangezogen.

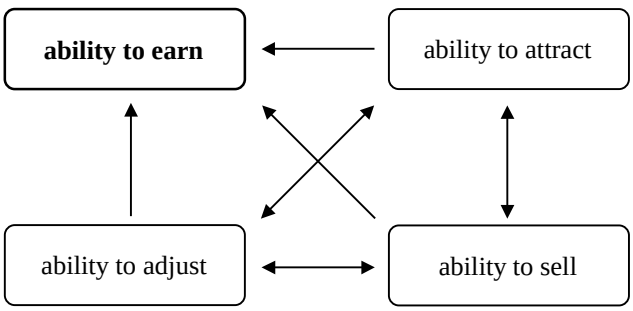
Diese Analyse liefert allgemein Aussagen über die aktuelle Bedeutung der Löhne innerhalb der verschiedenen Kostenkomponenten – insbesondere für die preisliche Wettbewerbsfähigkeit.

2. Wettbewerbsfähigkeit und Lohnstückkosten

„Wettbewerbsfähigkeit“ kann aus gesamtwirtschaftlicher Sicht sehr unterschiedlich verstanden werden, je nachdem welche Zielstellung der wirtschaftlichen Tätigkeit man in den Vordergrund stellt.

Die klassische und auch auf die Betriebssicht übertragbare Definition ist die der „ability to sell“[1], nämlich der Fähigkeit einer Volkswirtschaft auf internationalen Märkten erfolgreich zu sein. Trotzdem ist sie allein nicht ausreichend. Die „ability to produce goods and services that meet the test of international markets while citizens earn a standard of living that is both rising and sustainable over the long run”[2] stellt eine weitere Abgrenzung dar und es ist zu erkennen, dass sie gerade für gesamtwirtschaftliche Fragestellungen sinnvoller ist. Hierin wird das eigentliche Ziel des Wirtschaftens, die Erzielung eines hohen Lebensstandards betont. Man kann dies in Form eines hohen und steigenden Realeinkommens ausdrücken („ability to earn“). Reiche und wachsende Volkswirtschaften müssen nicht zwingend Handelsüberschüsse produzieren („ability to sell“), sondern können das Wohlfahrtsziel auch erreichen, wenn sie dauerhaft im internationalen Standortwettbewerb bestehen und für ausländische Investoren attraktiv bleiben („ability to attract“). Das beste Beispiel dafür sind sicherlich die USA. Die Attraktionsfähigkeit hängt wiederum entscheidend von einer dynamischen und anpassungsfähigen Wirtschaftsordnung ab („ability to adjust“).[3]

Internationale Wettbewerbsfähigkeit



1 *Balassa* (1962), S. 29.

2 *OECD* (1996), S. 13.

3 *Trabold* (1995), S. 169–185.

Ein Indikatorensystem zur Messung der Wettbewerbsfähigkeit entsprechend eines umfassenden Konzepts findet sich im „IMD World Competitiveness Yearbook“, in das eine Vielzahl ökonomischer Variablen (harte Daten) und Experteneinschätzungen (weiche Daten) einfließen.[4]

Die betriebsspezifische Sicht stellt insofern eine Beschränkung dar, als sie sich auf eine Betrachtung der „ability to sell“ festlegt. Aussagen über die Wettbewerbsfähigkeit dürfen aber auch hier keine Momentaufnahme sein. Eine kurzfristige Ausweitung des Umsatzes oder des Marktanteils, die durch eine Aufzehrung der betrieblichen Substanz oder bei fehlender Rentabilität erzielt wird, zeigt keine nachhaltige Wettbewerbsfähigkeit an. Wettbewerbsfähigkeit in diesem Sinne ist dann gegeben, wenn die Kostensituation die „technologisch erarbeiteten Preisgestaltungsspielräume nicht vollständig aufzehrt und Gewinne ermöglicht“ – es liegt *preisliche Wettbewerbsfähigkeit* vor – und zweitens, wenn ein „technologischer Vorsprung bei den angebotenen Produkten in Funktion, Qualität und Design“ gegeben ist, der auch eine hohe Produzentenrente erlaubt – es liegt *nicht-preisliche Wettbewerbsfähigkeit* vor.[5]

---

4 *Institut für Management Development – IMD* (2003). Darüber hinaus existieren verschiedene Datenbanken für „Competitiveness Indicators“ von Eurostat und der World Bank Group.

5 *Griese* (1998), S. 7. Man erkennt bei diesen Definitionen sehr gut die enge Beziehung zur häufig diskutierten „Technologischen Wettbewerbsfähigkeit“.

Lohnstückkosten[6]:

Lohnstückkosten sind namentlich die Relation der Lohnkosten zu einer Outputgröße (je nach Aggregationsniveau – Bruttoinlandsprodukt, Wertschöpfung, Umsatz). Die Outputgröße ist üblicherweise qualitativ inhomogen, weshalb sie als durchschnittliche Outputgröße zu konstanten Preisen (Realgröße) ausgedrückt wird anstatt als Stückmengenangabe. Werden neben der Outputgröße auch die Lohnkosten preisbereinigt bzw. beide Größen zu jeweiligen Preisen angesetzt, so spricht man von den realen Lohnstückkosten – andernfalls von den nominalen Lohnstückkosten.

$$LSTK_{\text{nominal}} = \frac{L}{Outputgröße_r}$$

$$LSTK_{\text{real}} = \frac{L_r}{Outputgröße_r} = \frac{L}{Outputgröße}$$

Da die Lohnkosten auf die abhängig Beschäftigten verteilt werden, der Output aber von der Gesamtheit der Erwerbstätigen erzielt wird, ist eine Bereinigung der Lohnstückkosten um den Einfluss der Erwerbstätigenstruktur sinnvoll. Die bereinigten Lohnstückkosten sind entsprechend die Lohnkosten je abhängig Beschäftigten geteilt durch den Realoutput je Erwerbstätigen (Arbeitsproduktivität).

$$LSTK_{\text{nominal, bereinigt}} = \frac{L/A}{Outputgröße_r/E} = LSTK_{\text{nominal}} \div A/E$$

$$LSTK_{\text{real, bereinigt}} = \frac{L_r/A}{Outputgröße_r/E} = \frac{L/A}{Outputgröße/E} = LSTK_{\text{real}} \div A/E$$

Für internationale Vergleiche werden die nominalen Lohnstückkosten in nationaler oder einheitlicher Währung/Kaufkraftparitäten herangezogen und üblicherweise nicht die Niveaus, sondern die Änderungsraten verglichen.

---

6 Vgl. *Hauf* (1997), S. 523–535. Ein grundsätzliches Problem des Lohnstückkostenvergleichs ist, dass die Zahlen der in der Regel verwendeten Pro-Kopf-Größen durch unterschiedliche Arbeitsstundenleistungen verzerrt sind. Die Berechnungen des Arbeitsstundenumfanges als Alternative ist wiederum schwierig.

LSTK = Lohnstückkosten
L = Arbeitnehmerentgelt (Lohn- und Gehaltssumme inkl. Lohnnebenkosten)
BIP = Bruttoinlandsprodukt
BSP = Bruttosozialprodukt
A = Zahl der abhängig Beschäftigten (Arbeitnehmer)
E = Zahl der Erwerbspersonen (Arbeitnehmer, Selbständige und mithelfende Familienangehörige)
Index ´r´ – reale Größen; sonst nominale Größen zu jeweiligen Preisen

Um die relative Lohnstückkostenposition abzubilden, kann man auf vereinheitlichter Währungsbasis das Verhältnis der Lohnstückkosten verschiedener Länder bzw. der gleichen Branchen verschiedener Länder berechnen.[7]

$$RLSTK^{\text{Land 1, Land 2}} = \frac{LSTK^{\text{Land 1}}}{LSTK^{\text{Land 2}}}$$

Was sagen Lohnstückkosten nun über die Wettbewerbsfähigkeit aus? Dazu sind die bereinigten (realen) Lohnstückkosten, die auch im empirischen Teil der Arbeit Verwendung finden, zu betrachten.

Zunächst zur Arbeitsproduktivität im Nenner der bereinigten Lohnstückkosten – diese hat einen zweidimensionalen Charakter.[8] Die *technische Produktivität* drückt die Fähigkeit aus, ein bestimmtes Gut am Rande der technologisch möglichen Effizienzgrenze zu produzieren. Diese Effizienz wird als Relation des Inputs zum damit maximal möglichen Output gemessen. Die *adaptive Produktivität* drückt die Fähigkeit aus, die Produktion in wertschöpfungsstarke Marktsegmente zu lenken, in denen sich hohe Preise durchsetzen lassen. Die letztendlich *gemessene Produktivität* hängt damit sowohl von der technischen als auch der adaptiven Produktivität ab, darüber hinaus aber auch von der Wettbewerbssituation und der konjunkturellen Lage, die zu einer Schwankung der Kapazitätsauslastung führt (es wird nicht mehr an der Effizienzgrenze produziert). Eine produktions- und absatzseitige Abhängigkeit liegt vor.

Die Lohnkosten auf der anderen Seite sind nach Einschätzung der Unternehmer die entscheidende ihrer Kostenkomponenten.[9] Unter der Annahme homogener Güter (gleiche technische Produktivität), voller Kapazitätsauslastung und einer Gewinnzuschlagskalkulation würde sich direkt ergeben, dass die Lohnkosten die preisliche Wettbewerbsfähigkeit negativ beeinflussen. Gibt man diese Annahmerestriktionen auf und erinnert sich der vielen Faktoren, welche auf die gemessene Produktivität wirken, so ist der Zusammenhang nicht eindeutig. Hohe Lohnstückkosten können gerade dann beobachtet werden, wenn man mit qualifizierten, kostenintensiven Arbeitskräften bei sehr hoher adaptiver Produktivität produziert. In diesem Falle wäre die nicht-preisliche Wettbewerbsfähigkeit sehr hoch. Ein Aussagegehalt der Lohnstückkosten für Wettbe-

---

7 Es können auch handelsgewichtete relative Lohnstückkosten für den Vergleich mit mehreren Ländern berechnet werden – vgl. *Arvanitis/Marmet* (2000), S. 11–14. Üblicherweise werden dazu nominale Lohnstückkosten verwendet, wofür aber keine plausible Erklärung gegeben wird, außer dass diese eine stärkere Variation aufweisen.

8 *OECD* (1996), S. 17f.

9 *Brenke* (2002), Tabelle 1.

werbsfähigkeit ist also nur in von preislichem Wettbewerb bestimmten Märkten zu erwarten.

Weiterhin lassen sich Argumente anführen, die für eine Analyse des Zusammenhanges auf möglichst disaggregierter Ebene sprechen. So sagen die realen, gesamtwirtschaftlichen Lohnstückkosten sehr wenig aus. Sie unterscheiden sich von der Lohnquote nur durch die Niveaudifferenz von Bruttoinlandsprodukt und Nettonationaleinkommen zu Faktorkosten. Beide Relationen sind über die Zeit aber nahezu stabil (siehe Tabelle A1 und Tabelle A2), weil sich darin die relative Konstanz der funktionalen Einkommensverteilung ausdrückt. Eine kurzfristige Variation hat vor allem konjunkturelle Gründe.[10] Die gesamtwirtschaftlichen nominalen Lohnstückkosten[11] sind ebenfalls wenig aussagekräftig, weil ihre Variation hauptsächlich dadurch zustande kommt, dass die Lohnkosten, aber nicht die Outputgröße zu jeweiligen Preisen bewertet wird. Ein relativ höherer Anstieg dieser Lohnstückkosten (in nationaler Währung) in einem Land ist deshalb nicht automatisch mit einer Verschlechterung der internationalen Wettbewerbssituation gleichzusetzen.[12] Gesamtwirtschaftliche nominale Lohnstückkosten auf einheitlicher Währungsbasis korrigieren die Verzerrung, die im Ländervergleich durch unterschiedlichen Preisauftrieb entsteht, allenfalls langfristig, falls sich die Kaufkraftparität zwischen Ländern einstellen sollte.[13] Kurz- und mittelfristig wird die Wechselkursumrechnung stärker von spekulativen Erwartungshaltungen als von ökonomischen Fundamentaldaten bestimmt.[14]

Am besten für internationale Vergleiche sind deshalb auf Kaufkraftparitäten beruhende nominale Lohnstückkosten für das Verarbeitende Gewerbe geeignet[15], da dieses den

---

10 So steigt die Lohnquote regelmäßig im Abschwung, da der konjunkturelle Nachfragerückgang erst verzögert zu einem Abbau der Beschäftigung führt (Kündigungsschutzregeln, Unsicherheit über die Nachhaltigkeit des Abschwungs); und sie sinkt entsprechend im Aufschwung. Die Lohnquote kann auch Ausdruck von Reallohnverzicht bzw. expansiver Lohnpolitik sein. Für sich allein betrachtet, lässt sie aber keine entsprechende Aussage zu. Denkbar ist beispielsweise eine in den einzelnen Betrieben verfolgte expansive Lohnpolitik, die bei den wenig produktiven Betrieben mit hoher Lohnquote einen Marktaustritt erzwingt, der dem Kostenschub geschuldet ist. Die durschnittliche gesamtwirtschaftliche Lohnquote könnte dann sogar bei insgesamt stagnierender oder rückläufiger Wirtschaftsleistung sinken. *van Suntum* (1997), S. 25–27 und *Schröder* (2001), S. 94.

11 Beispielsweise verwandt bei *Heise/Mülhaupt/Seifert/Schäfer/Störmann/Ziegler* (1998), S. 395.

12 Der Vergleich der nominalen Lohnstückkosten über die Zeit wird dort tendenziell einen höheren Anstieg ausweisen, wo eine höhere Inflationsrate zu beobachten ist, wie aus Tabelle A3 sehr deutlich wird. Eine Aussage über die Veränderung der Wettbewerbsfähigkeit ist daraus nicht abzuleiten.

13 Empirische Befunde hierzu zeigen allenfalls langfristig eine Tendenz zur Erfüllung der Kaufkraftpari-tät. Vgl. *Jarchow/Rühmann* (2000), S. 268–275.

14 *Rose/Sauernheimer* (1995), S. 231–235.

15 Dazu sind in der Konsequenz Kaufkraftparitäten des Verarbeitenden Gewerbes der jeweiligen Länder zu ermitteln, was methodisch aufwendig ist.

größten Teil des Welthandels[16] abdeckt. Auf dieser Basis berechnete Lohnstückkosten weisen für sehr exportstarke Länder wie Japan und Deutschland aber einen vermeintlichen Nachteil gegenüber der USA aus.[17] Dies spricht dafür, dass der Erfolg auf internationalen Märkten mehr von der nicht-preislichen Wettbewerbsfähigkeit abhängt.

Mit einer auf Einzelbetriebsebene angelegten Lohnstückkostenanalyse können homogene Märkte identifiziert werden auf denen preisliche Wettbewerbsfähigkeit gilt. Zudem können Struktureffekte erkennbar werden, die in der hochaggregierten Betrachtung nicht identifizierbar sind.[18]

3. Zum Vorgehen

Die Wettbewerbsfähigkeit des ostdeutschen Verarbeitenden Gewerbes ist von zentraler Bedeutung für die wirtschaftliche Entwicklung der Neuen Bundesländer, da das Verarbeitende Gewerbe entscheidend zur Ausbildung der Determinanten wirtschaftlichen Wachstums beiträgt (Investitionen, Innovationen).

Die immer noch bestehende Produktivitätslücke gegenüber Westdeutschland[19] muss dabei als Ausdruck einer geringen adaptiven Produktivität gewertet werden. So betrug die im Verarbeitenden Gewerbe gemessene Produktivität 2001 lediglich 67,9% des westdeutschen Vergleichswertes, die Lohnstückkosten lagen aber erstmalig unter dem westdeutschen Niveau (Abbildung 1). Es ist zu erwarten, dass die betrieblichen Lohnstückkosten einen guten Beitrag zur Erklärung der Wettbewerbsfähigkeit ostdeutscher Betriebe leisten können, weil preislicher Wettbewerb vorherrscht.

---

16 Der Anteil der Industrieprodukte an den Weltwarenexporten betrug 2001 74,8% gegenüber 70,4% im Jahre 1990 (Landwirtschaftliche Produkte 9,1 (2001) – 12,2 (1990); Rohstoffe 13,2 (2001) – 14,4 (1990), siehe *World Trade Organization* (2002), S. 105.

17 *Hooper/Vrankovich* (1995), S. 37f.

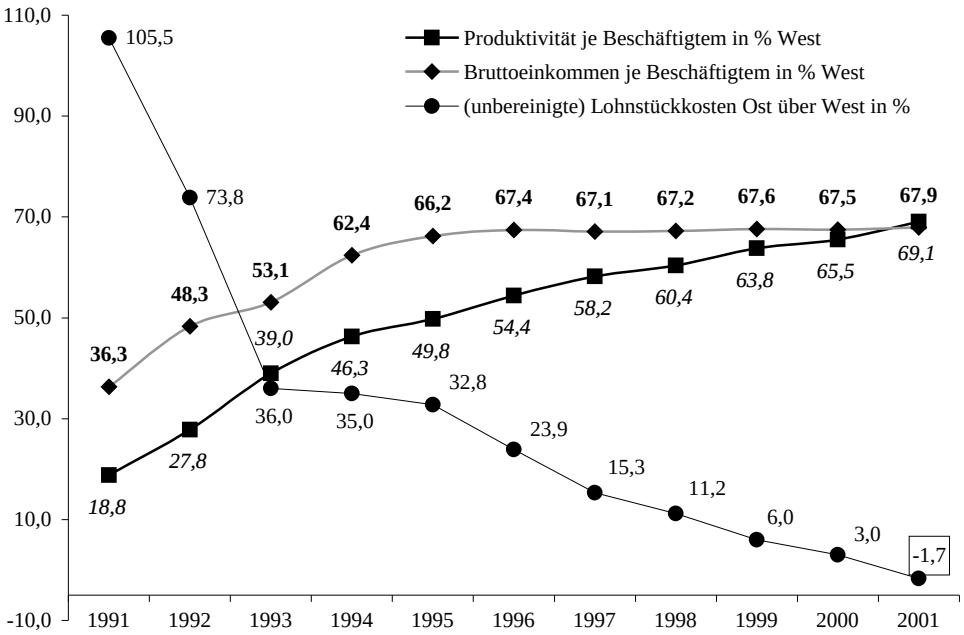
18 Beispielsweise macht es einen Unterschied, ob eine Senkung der durchschnittlichen, aggregierten Lohnstückkosten dadurch zustande kommt, dass alle Betriebe ihre Lohnstückkosten senken (erhöhte preisliche Wettbewerbsfähigkeit) oder dass die betrieblichen Lohnstückkosten insgesamt leicht steigen (verschlechterte preisliche Wettbewerbsfähigkeit), die Betriebe mit vorher schon sehr hohen Lohnstückkosten aber aus dem Markt ausscheiden.

19 *Ragnitz/Müller/Wölfl u.a.* (2001), S. 263–274.

Die Vorteile einer Analyse auf Betriebsebene sind folgende:

1. Die Analyse auf einzelwirtschaftlicher Ebene führt zu einer eindeutigen Definition der Wettbewerbsfähigkeit im Sinne von Markterfolg (ability to sell).
2. Die betrieblichen Lohnstückkosten zu jeweiligen Preisen weisen eine höhere Variabilität auf als gesamtwirtschaftliche Lohnstückkosten.
3. Vergleichs- und Umwertungsprobleme, wie sie für gesamtwirtschaftliche Vergleiche typisch sind, entfallen.
4. Die Analyse allein für das Verarbeitende Gewerbe lässt sich mit dessen zentraler Bedeutung für die überregionale Wettbewerbsfähigkeit und die wirtschaftliche Entwicklung in Ostdeutschland rechtfertigen.
5. Das Vorliegen der Daten als Panel erlaubt die Schätzung der Zusammenhänge unter Berücksichtigung von Heterogenitätseffekten (Panelregression).

Abbildung 1:
Löhne, Produktivität, Lohnstückkosten im Ost-Westvergleich – Verarbeitendes Gewerbe



Quelle: Bundesministerium für Wirtschaft und Arbeit (2003), S. 8 auf Grundlage der „Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung der Länder“.

Die Untersuchung baut auf das IAB-Betriebspanel[20] auf. Dieses enthält in der vollständigen Fassung repräsentative Daten für verschiedene Wirtschaftszweige Ost- und Westdeutschlands. Speziell für das IWH wird eine Aufstockungsstichprobe für das hiesige Verarbeitende Gewerbe gezogen. Als besonders interessant erweist sich die Möglichkeit Wellen mehrerer Jahre zur Identifikation echter Panelfälle zu verknüpfen. In dieser Untersuchung wurden die Wellen für 1998 bis 2001 verknüpft, so dass 451 echte Panelfälle übrig bleiben (Betriebe - Verarbeitendes Gewerbe, Ostdeutschland).

Die preisliche Wettbewerbsfähigkeit – an dieser knüpfen die Lohnstückkosten an – kann nicht direkt beobachtet werden. Je höher sie aber bei einem Betrieb ist, um so höher wird der relative Markterfolg sein. Dieser soll mit dem *Umsatzanteil auf westdeutschen bzw. ausländischen Märkten* gemessen werden. Zusätzlich wird der *Gewinn je Erwerbstätigen* betrachtet, der Auskunft über die Nachhaltigkeit der Wettbewerbsfähigkeit gibt, die bei einer alleinigen Betrachtung des Absatzerfolgs (Umsatz) nicht erkennbar wird. Die Lohnstückkosten werden als reale und bereinigte Lohnstückkosten berechnet, die anders als der Name vermuten lässt, auf nominalen Größen aufbauen.

Bei der Analyse der Umsatzanteile auf überregionalen Märkten ist es sinnvoll, die relative Lohnstückkostenposition zu berücksichtigen.[21] Dazu werden die durchschnittlichen betrieblichen Lohnstückkosten für Westdeutschland der Jahre 1998 bis 2000 für jeweils 12 Unterzweige des Verarbeitenden Gewerbes herangezogen. Die Umsatzanteile werden dann als Funktion der individuellen Lohnstückkosten geteilt durch den Referenzwert West des jeweiligen Jahres und des Wirtschaftszweigs (*relativen Lohnstückkosten*) geschätzt.

Die Pro-Kopf-Gewinne werden dagegen als Funktion der absoluten Lohnstückkosten dargestellt. Bei dieser Analyse muss man allerdings beachten, dass die Gewinne je Erwerbstätigen und die Lohnstückkosten in einer Identitätsbeziehung stehen, also gemeinsam abhängig sind.[22] Eine Schätzung des Zusammenhanges, die dies nicht berücksich-

---

20 Ziehungsgrundlage ist die Betriebsstatistik der Bundesanstalt für Arbeit, die alle Betriebe mit mindestens einem abhängig Beschäftigten umfasst. *Bellmann/Kölling u. a.* (2001) und *Infratest Sozialforschung* (2001).

21 Insbesondere für die relativen Lohnstückkostenpositionen des Verarbeitenden Gewerbes lässt sich ein enger Zusammenhang zur Exportperformance feststellen. *Schröder* (2001), S. 106f.

22 Die Indentität ergibt sich aus (mit P – Arbeitsproduktivität):

$$\frac{G_{it}}{E_{it}} \overset{!}{=} \frac{(Umsatz_{it} - Vorleistungskosten_{it}) - Lohnsumme_{it}}{E_{it}} = \frac{Bruttowertschöpfung_{it} - Lohnsumme_{it}}{E_{it}}$$

$$= P_{it} - \frac{Lohnsumme_{it} / A_{it}}{P_{it} / E_{it}} \cdot \frac{P_{it} A_{it}}{E_{it}^2} = \boldsymbol{P_{it} - LSTK_{it} \cdot \frac{P_{it} A_{it}}{E_{it}^2}} .$$

tigt, führt zu inkonsistenten Ergebnissen, da Regressor und Residuen in diesem Fall abhängig sind.[23] Um dieses Problem zu lösen, wird der eigentlichen Regression eine *Instrument-Variablen-Schätzung* vorgeschaltet, mit der die Lohnstückkosten durch andere exogene Variablen geschätzt werden. Die geschätzten Lohnstückkosten finden schließlich Eingang in die Schätzgleichung der Pro-Kopf-Gewinne.[24]

4. Panelregression – ein Exkurs

Paneldaten sind dadurch gekennzeichnet, dass die abgebildeten Merkmale sowohl in der Querschnitts- als auch der Zeitdimension vorliegen. Gegenüber einfachen Zeitreihendaten bzw. Stichprobendaten ergeben sich daraus Vorteile in der Schätzung von Reaktionszusammenhängen. Da die Zahl der gegebenen Datenpaare durch die Verknüpfung beider Beobachtungsdimensionen steigt, führt dies zu höheren Freiheitsgraden und damit im Allgemeinen (je nach Schätzfunktion) zu einer Verbesserung der Schätzgenauigkeit. Bei Vorliegen von Multikollinearität tritt die Konsistenzeigenschaft gegenüber der Effizienzeigenschaft von Schätzern in den Vordergrund.

Der eigentliche Vorteil der Paneldaten liegt aber darin, dass sie eine Berücksichtigung intertemporärer bzw. interpersoneller Heterogenität erlauben, wodurch der gesuchte Zusammenhang erst richtig geschätzt werden kann. Schätzt man beispielsweise eine ökonometrische Funktion allein mit Zeitreihendaten, so wird mangels alternativer Beobachtungen implizit unterstellt, dass man aufgrund intertemporärer Verhaltenskonstanz eine verallgemeinerungsfähige Beziehung ermittelt.[25] Ist die Annahme intertemporärer Verhaltenskonstanz sachlich nicht haltbar, schätzt man den gesuchten Zusammenhang verzerrt.[26] In Abbildung 2 und Abbildung 3 wird dies deutlich. Die Ellipsen symbolisieren hier für jedes Untersuchungsobjekt i eine Beobachtungsmenge der Wertepaare (y;x) über die Zeit.[27]

---

23 *von Auer* (1999), S. 319–324.

24 Greene (2000), S. 370–375.

25 Bei Querschnittsuntersuchungen wird entsprechend unterstellt, dass eine interpersonelle Konstanz (sprich – über die Untersuchungsobjekte: Personen, Betriebe oder auch Volkswirtschaften) des ökonomischen Zusammenhanges besteht.

26 Die Nichtberücksichtigung relevanter Erklärungseinflüsse führt nur bei orthogonalen Regressoren zu erwartungstreuen Schätzungen – *Greene* (2000), S. 334–337.

27 Analog argumentiert man, wenn die Querschnittsbeobachtungen zusammengefasst sind (Wellen) und für verschiedene Zeitpunkte t getrennt betrachtet werden.

Abbildung 2:
Effektheterogenität in Paneldaten[28]

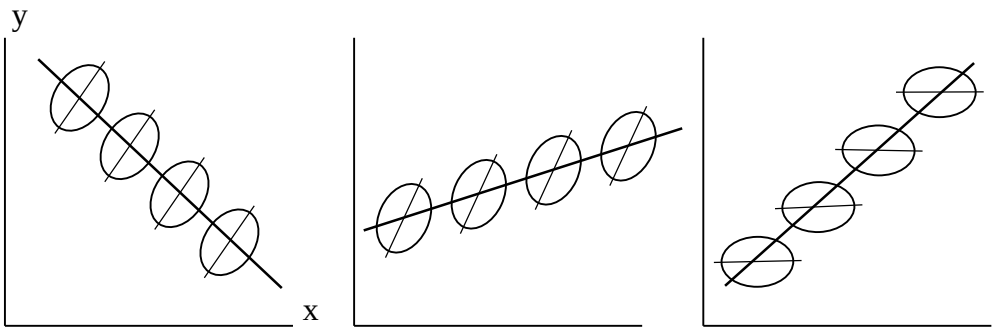
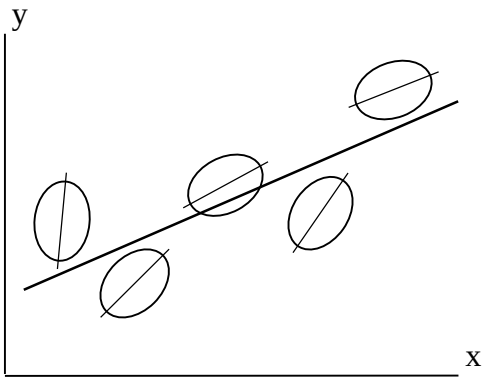


Abbildung 3:
Koeffizientenheterogenität in Paneldaten



Die individuelle Betrachtung des Zusammenhanges – dargestellt durch die Steigungsgeraden der einzelnen Ellipsen – offenbart, dass der Multiplikator nur bei Beachtung der interpersonellen Heterogenität richtig erfasst werden kann. Eine gepoolte Betrachtung bzw. eine Analyse für nur eine Beobachtungsdimension führt dagegen zu einem Multiplikator, dargestellt durch die durchgezogene, dickere Steigungsgerade, der ein verzerrter Schätzer des gesuchten Koeffizienten ist.

Ist die relative Beziehung für jedes Untersuchungsobjekt (bzw. für jede Welle) unterschiedlich (Abbildung 3), so ist es sachlich wenig sinnvoll, einen verallgemeinerungsfähigen Zusammenhang zu unterstellen. Da die Zielsetzung der Regression ein erwartungstreuer Schätzer für einen mittleren, gesetzmäßigen Zusammenhang ist, spielen die

28 Nach *Hsiao* (1992), S. 7.

sogenannten Variable-Coefficients-Ansätze eine geringe Rolle in der Panelökonometrie.[29]

Das Standardmodell ist der Variable-Intercepts-Ansatz, durch den Problemstellungen entsprechend Abbildung 2 richtig geschätzt werden sollen. Typischerweise liegen Paneldaten tief in der Querschnittsdimension (i = 1 ... N) und mit wenigen Wellen in der Zeitdimension (t = 1 ... T) vor. Deshalb wird zumeist ein individuell wirkender Heterogenitätseffekt modelliert (One-Way-Modell). Berücksichtigt man zusätzlich einen Heterogenitätseffekt für die Zeit, so liegt ein Two-Way-Modell vor.[30] Je nachdem wie man die Effekte modelliert, ergibt sich ein Fixed-Effects(FE)- oder ein Random-Effects(RE)-Ansatz.

One-Way-Modell $y_{it} = a_i + \underline{x}_{it}'\underline{b} + e_{it}$ (FE-Modell)

$y_{it} = (\bar{a} + m_i) + \underline{x}_{it}'\underline{b} + e_{it}$ (RE-Modell)

Two-Way-Modell $y_{it} = a_i + l_t + \underline{x}_{it}'\underline{b} + e_{it}$ (FE-Modell)

$y_{it} = (\bar{a} + \bar{l} + m_i + J_t) + \underline{x}_{it}'\underline{b} + e_{it}$ (RE-Modell)

mit $E(e_{it}) = E(m_i) = E(J_t) = 0;\ E(e_{it};m_i) = E(e_{it};J_t) = E(m_i;J_t) = 0;$

$E(e_{it};\underline{x}_{it}') = E(m_i;\underline{x}_{it}') = E(J_t;\underline{x}_{it}') = 0;$

$E(e_{it};e_{js}) = \begin{cases} s_e^2 & i = j; t = s \\ 0 & sonst \end{cases};\ E(m_i;m_j) = \begin{cases} s_m^2 & i = j \\ 0 & sonst \end{cases};$

$E(J_s;J_t) = \begin{cases} s_J^2 & i = j \\ 0 & sonst \end{cases};$

$e_{it};\ m_i;\ J_t$ i.i.d. (independent, identically distributed)

Der FE-Ansatz wird auch als Dummy-Variablen-Ansatz bezeichnet. Die Effekte und die Multiplikatoren lassen sich direkt schätzen, was bei großen N oder T rechentechnisch aber sehr aufwendig wird. Die identischen Schätzer erhält man wesentlich einfacher

29 *Hsiao* (1992), S. 128–153.

30 *Baltagi* (2002), S. 11–50.

durch eine partionierte Lösung der Dummy-Regressoren-Matrix. Dies führt zu den bekannten Within- bzw. Between-Schätzern, die aber nichts anderes als die Kleinste-Quadrate-Schätzer für die unpartionierte Dummy-Regressoren-Matrix sind.

Der RE-Ansatz modelliert die Effekte als zufällige Abweichung von einem allgemeinen, autonomen Regressionskoeffizienten. Dies ist sachlich sinnvoll, wenn die Beobachtungen aus einer großen Grundgesamtheit gezogen wurden und die Effekte als zufällig einzuschätzen sind.[31] Schätztechnisch wird eine verallgemeinerte Methode der Kleinsten Quadrate mit Varianzkorrektur benutzt. Die dazu notwendige Trans formationsmatrix wird mittels der Berechnungen aus dem einfachen Kleinste-Quadrate- bzw. FE-Ansatz geschätzt.[32] Restriktiv ist die Annahme unabhängiger Effekte und Residuen, die, sofern sie nicht erfüllt ist, unerwünschte Schätzeigenschaften bewirkt. Der RE-Ansatz erlaubt weiterhin die direkte Berücksichtigung bestimmter zeit- oder individuenspezifischer Dummys (z. B. Branchen- oder Betriebsgrößenzugehörigkeit), was inhaltlich eine Zerlegung konstant wirkender Heterogenitätseinflüsse (Effekte) bedeutet, die mit dem FE-Ansatz nur über Umwege möglich ist.

Zur Auswahl des geeigneten Ansatzes:

Die Schätzungen für die Effekte (α) sind beim FE-Ansatz und endlichem T inkonsistent. Dies ist aber nur problematisch, falls überhaupt eine sachliche Interpretation der Effekte angezeigt scheint. Im Vordergrund des Interesses stehen eher die Schätzkoeffizienten der metrischen Regressoren (β) und diese sind beim FE-Ansatz und endlichem T ebenfalls unverzerrt.[33] Die Entscheidung für den einen oder anderen Ansatz richtet sich deshalb danach, womit die β optimal zu schätzen sind. Diese Frage beantwortet der Spezifikationstest nach Hausman.[34]

$$H = \left(\underline{\hat{b}}_{\mathrm{FE}} - \underline{\hat{b}}_{\mathrm{RE}}\right)\left[\underline{Var}(\hat{b}_{\mathrm{FE}}) - \underline{Var}(\hat{b}_{\mathrm{RE}})\right]^{-1}\left(\underline{\hat{b}}_{\mathrm{FE}} - \underline{\hat{b}}_{\mathrm{RE}}\right) \sim c^{2}(k)$$

Es werden die $\hat{b}_{FE}$ und die $\hat{b}_{RE}$ der k metrischen Regressoren auf Gleichheit getestet (H_0). Da beide Schätzer unter Gültigkeit der RE-Spezifikation (Annahme unabhängiger

31 Gegenüber dem Dummy-Variablen-Ansatz steigen die Freiheitsgrade der Schätzung mitunter erheblich, weil nicht jeder fixe Effekt extra geschätzt werden muss.

32 *Greene* (2000), S. 568–572.

33 *Baltagi* (2002), S. 14. Kein Auswahlkriterium sollte dagegen die beim FE-Ansatz zu beobachtende höhere Erklärungsgüte des Modells sein. Diese stellt sich automatisch durch die Vielzahl der berücksichtigten Dummys ein.

34 Einschränkungen hinsichtlich der Fähigkeit des Hausman-Tests zwischen FE und RE zu diskriminieren sind zu beachten – siehe *Baltagi* (2002), S. 65–69.

Effekte und Effektresiduen) konsistent und die $\hat{b}_{RE}$ zusätzlich effizient sind, wird man den RE-Schätzer vorziehen, sofern die Gleichheitshypothese nicht verworfen wird. Signifikante Unterschiede sprechen dagegen für eine Verletzung der RE-Annahmen, da der RE-Schätzer in diesem Fall verzerrt ist und systematisch von dem immer noch konsistenten FE-Schätzer abweichen muss.[35]

5. Empirische Ergebnisse

I.) Zunächst sollen die Schätzungen präsentiert werden, mit denen die Umsatzanteile (UAWA) – erzielt auf überregionalen Märkten (Westdeutschland /Ausland) – durch die relativen Lohnstückkosten (RELLSTK) erklärt werden. Es werden verschiedene Modelle mit und ohne Effekte berechnet und verglichen.

Das Two-Way-Modell als am wenigsten restringiertes Modell lautet entsprechend:

$$UAWA_{it} = a_i + l_t + b \cdot RELLSTK_{it} + e_{it} \qquad \text{(FE-Modell)}$$

$$\begin{aligned} UAWA_{it} &= (\bar{a} + \bar{l} + m_i + J_t) + b \cdot RELLSTK_{it} + e_{it} \\ &= \bar{c} + b \cdot RELLSTK_{it} + m_i + J_t + e_{it} \end{aligned} \qquad \text{(RE-Modell)}$$

In Tabelle A4 (S. 24) Teil a) Fixed Effects vs Pooled Regression zeigt sich, dass die Berücksichtigung von Heterogenitätseffekten – als grundsätzlicher Genauigkeitsgewinn einer Panelregression – die Schätzung tatsächlich verbessert. Die Schätzansätze mit Fixen Effekten werden im Modellvergleich gegenüber den gepoolten, „normalen“ Ansätzen (Modell 1 und 3) vorgezogen. Es lassen sich nur individuenspezifische Effekte nachweisen (Modell 4 = One-Way-Modell), wogegen zeitspezifische Effekte redundant sind (Modell 5 = Two-Way-Modell). Die RE-Spezifikation wird gegenüber dem FE-Ansatz abgelehnt – Teil c) Random Effects vs Fixed Effects (H_0 – RE-Spezifikation korrekt – kann mit einem p-Wert von 0,000029 abgelehnt werden). Das Modell 4 findet sich im Teil b) Fixed Effects:

$$UAWA_{it} = a_i + 1{,}483 \cdot RELLSTK_{it} + e_{it} \qquad \text{(bereinigtes } R^2 = 0{,}86\text{)}$$

35 Die Unterschiede zwischen den Schätzern können aber auch in einer Reihe anderer, verzerrender Ursachen liegen, wie dem Auslassen relevanter Variablen, der Einbeziehung zufallsabhängiger Regressoren und systematischer Messfehler in der exogenen oder den endogenen Variablen – vgl. *von Auer* (1999), S. 197–199; 253–263; 311–324. Deshalb sollte man nicht vergessen, dass der Spezifikationstest nach Hausman immer nur eingeschränkt aussagekräftig ist.

Allerdings ist der hohe Erklärungsgehalt der FE-Schätzung auf die Gruppeneffekte zurückzuführen, da Modell 4 nicht gegenüber 2 diskriminiert wird und die relativen Lohnstückkosten keinen signifikanten Einfluss zeigen.

Da sich die Umsatzanteile im Wertebereich [0; 100%] bewegen, ist die lineare Modellierung des Zusammenhanges allerdings zu hinterfragen. Eine funktionale Beziehung in Form einer S-Kurve (Logistische oder Normit Regression) könnte die Entwicklung der Abhängigen im beschränkten Wertebereich a priori besser abbilden.[36] Eine deshalb ergänzend durchgeführte Normit-Schätzung erbringt aber keinen Informationsgewinn.[37]

II.) Die Schätzung des Zusammenhanges der Lohnstückkosten und der Gewinne je Erwerbstätigen (GEWET) ist schwieriger, da beide Größen als gemeinsam abhängig zu erkennen sind, weil sie einer engen Identitätsbeziehung unterliegen. Die Lohnstückkosten können mit anderen Worten nicht einfach als exogen betrachtet werden. Um dies zu berücksichtigen, werden die Lohnstückkosten in einem ersten Schritt über zusätzliche exogene Variablen (Instrumente) geschätzt. Es werden verschiedene Ansätze untersucht, von denen allein ein One-Way-Fixed-Effects-Ansatz mit der Investitionsintensität und der Qualifikationsstruktur der Mitarbeiter eine gute Erklärungsgüte aufweist (bereinigtes $R^2 = 0{,}73$) – siehe Tabelle A5 (S. 26). Die damit geschätzten, exogenisierten Lohnstückkosten (LSTKSCH) finden im zweiten Schritt Eingang in die eigentlich interessierende Erklärungsgleichung für die Gewinne je Erwerbstätigen. In Tabelle A6 (S. 27) sind die verschiedenen Panelmodelle dargestellt und verglichen. Es zeigt sich im Teil a), dass Modell 5 mit zusätzlich zeitspezifischen Effekten keine Vorteile gegenüber Modell 4 mit allein individuenspezifischen Effekten aufweist. Im Teil c) wird deutlich, dass Modell 4 als Random-Effects-Ansatz zu spezifizieren ist.

$$GEWET_{it} = 107321^{(**)} - 185052.65^{(**)} \cdot LSTK_{it} + \hat{e}_{it} + m_i \qquad (R^2 = 0{,}11)$$

Die Erklärungsgüte ist deutlich niedriger als im Fixed-Effects-Ansatz, weil die Heterogenitätseffekte als zufällig behandelt werden und nicht als eigenständige Dummys ins Modell eingeführt werden. Eine Erweiterung des RE-Ansatzes über eine Berücksichtigung von Betriebsgrößen-, Branchen- und Mehrheitsbesitzdummys verbessert das Modell bei stabilem Lohnstückkosteneinfluss – Tabelle A7 (S. 29). Es zeigt sich, dass von

36 Allerdings ist dann eine Schätzung von Heterogenitätseffekten nicht möglich.

37 Eine Schätzung der Umsatzanteile durch die relativen Lohnstückkosten über eine Normitfunktion führte zu einem negativen und signifikanten Koeffizienten für die relativen Lohnstückkosten. Dieser kann nicht mehr als einfacher Multiplikator interpretiert werden. Das Vorzeichen ist zwar ökonomisch plausibel, weil es steigende Marktanteile bei einer sinkenden relativen Lohnstückkostenposition anzeigt, mit einem Pseudo-R^2 von 0,01 hat dieser Schätzansatz aber keinen Wert.

den einbezogenen Variablen vor allem die Branche des jeweiligen Betriebs (außer beim Papier- und Druckgewerbe) einen Einfluss auf den Gewinn haben und dass die Betriebe, die sich mehrheitlich in ostdeutschem Besitz befinden, offensichtlich einen Rentabilitätsnachteil aufweisen. Kein Effekt ergibt sich dagegen für unterschiedliche Betriebsgrößen und bei westdeutschem/ausländischem Mehrheits-besitz.[38]

Auch mit Blick auf die FE-Resultate kann der negative Einfluss der (geschätzten) Lohnstückkosten auf den Gewinn je Erwerbstätigen als gesichert betrachtet werden. Andere Einflüsse wie die Managementqualität, der Standort, in der Vergangenheit aufgelaufene und jetzt zu bedienende Schulden etc. werden eine Rolle spielen, waren aber empirisch hier nicht greifbar.

6. Schlussfolgerungen

Zunächst ist festzustellen, dass die relative Lohnstückkostensituation nicht geeignet ist, den Verkaufserfolg auf überregionalen Märkten zu erklären. Der Koeffizient hat ein ökonomisch nicht plausibles Vorzeichen und ist zudem nicht signifikant von Null verschieden. Der Befund lässt den Schluss zu, dass für den Erfolg auf diesen Märkten weniger die preisliche und mehr die nicht-preisliche Wettbewerbsfähigkeit wichtig ist.

Der zweite Teil der Untersuchung zeigt aber ganz deutlich, dass eine günstige absolute Lohnstückkostensituation sehr wohl für die Rentabilität der Betriebe wichtig ist – je geringer die (exogenisierten) Lohnstückkosten ausfallen, um so besser stellen sich die Pro-Kopf-Gewinne dar. Dies lässt sich damit erklären, dass die ostdeutschen Betriebe offensichtlich immer noch stärker regional orientiert sind und dabei in einem mehr preislich geprägten Wettbewerbsumfeld agieren, wie zu Beginn vermutet wurde. Die schwach positive Korrelation der Umsatzanteile auf überregionalen Märkten und der Pro-Kopf-Gewinne (0,11**) gibt zudem Hinweise, dass das überregionale Engagement nicht zwingend rentabler ist, was mit der dort anzunehmenden höheren Wettbewerbsintensität zu erklären ist. Dort sollte aber auch die Wertschöpfung höher sein. Diese Vermutung wird durch eine positive Korrelation der Umsatzhöhe je Erwerbstätigen und der Umsatzanteile auf überregionalen Märkten bestätigt (0,12**).

Die Empfehlung muss deshalb lauten, dass die Relation der Lohnkosten zur Produktivität weiter verbessert werden muss, da die Ertragssituation im ostdeutschen Verarbeiten-

[38] Die restlichen, nicht mit einem Dummy belegten Betriebe haben entweder keinen Mehrheitsbesitzer oder befinden sich in öffentlichem Eigentum.

den Gewerbe erkennbar vom Verhältnis der Lohnkosten zur Arbeitsproduktivität abhängt. Dies kann betriebsintern durch entsprechende produktivitätssteigernde Rationalisierungsmaßnahmen geschehen, aber auch durch die Stärkung der erwähnten adaptiven Produktivität. Dies verlangt, dass die gestiegenen Gewinne als Ergebnis verbesserter preislicher Wettbewerbsfähigkeit und vorangegangener Rationalisierungsmaßnahmen wieder reinvestiert werden können. Eine zurückhaltende, unter dem Produktivitätswachstum liegende Lohnanpassungspolitik ist geboten. Nur dann können die Betriebe die notwendige Eigenkapitalbasis aufbauen, um über Innovationen neue, wertschöpfungsintensive und vor allem durch nicht-preislichen Wettbewerb geprägte Märkte zu erschließen.

Literaturverzeichnis

Arvanitis, Spyros; Marmet, David (2000), Die preisliche Wettbewerbsfähigkeit der schweizerischen Wirtschaftszweige, Bern.

Balassa, B. (1962), Recent Developments in the Competitiveness of American Industry an Prospects for the Future, in: Joint Economic Committee (Hrsg.), Factors Affecting the United States Balance Payments, Washington, D.C., S. 27–54.

Baltagi, H. (2002), Econometric Analysis of Panel Data, Chichester u.a.

Bellmann, Lutz; Kölling, Arnd u.a. (2001), Codebook zum IAB-Betriebspanel 2000, 3. erweiterte und verbesserte Auflage, Nürnberg.

Brenke, K. (2002), Standortbedingungen in Ostdeutschland verbessert, in: DIW Berlin Wochenbericht, Heft 3.

Bundesministerium für Wirtschaft und Arbeit (2003), Wirtschaftdaten Neue Länder, Stand Januar 2003.

Greene, William H. (2000), Econometric Analysis, Fourth Edition, Upper Saddle River.

Griese, Thomas (1998), Internationale Wettbewerbsfähigkeit. Eine Fallstudie für Deutschland. Rahmenbedingungen – Standortfaktoren – Lösungen, Wiesbaden.

Hauf, Stefan (1997), Volkswirtschaftliche Lohnstückkosten und ihre Komponenten, in: Wirtschaft und Statistik, Heft 8, S. 523–535.

Heise, Arne; Mülhaupt, Bernd; Seifert, Hartmut; Schäfer, Claus; Störmann,Wiebke; Ziegler, Astrid (1998), Begutachtung des Wirtschaftsstandortes Deutschland – aus einer anderen Sicht, in: WSI Mitteilungen, Heft 6, S. 393–417.

Hooper, Peter; Vrankovich, Elizabeth (1995), International Comparision of the Levels of Unit Labor Costs in Manufacturing, Internationale Finance Discussion Papers – Board of Governors of the Federal Reserve System, Nr. 527.

Hsiao, Cheng (1992), Analysis of Panel Data, Cambridge.

Infratest Sozialforschung (2001), IAB-Betriebspanel (Welle 8). Beschäftigungstrends. Arbeitgeberbefragung 2000. Methodenbericht, München.

Institut für Management Development – IMD (2003), The World Competitiveness Yearbook, Lausanne.

Jarchow, Hans-Joachim; Rühmann, Peter (2000), Monetäre Außenwirtschaft. I. Monetäre Außenwirtschaftstheorie, 5. neubearbeitete und wesentlich erweiterte Auflage, Göttingen.

OECD (1996), Industrial Competitiveness, Paris.

Ragnitz, Joachim; Müller, Gerald; Wölfl, Anita u.a. (2001), Produktivitätsunterschiede und Konvergenz von Wirtschaftsräumen – Das Beispiel der neuen Länder –, IWH-Sonderheft 3/2001.

Rose, Klaus; Sauernheimer, Karlhans (1995), Theorie der Außenwirtschaft, München, 12. überarbeitete Auflage.

Schröder, Christoph (2001), Produktivität und Lohnstückkosten im internationalen Vergleich, in: IW-Trends, Heft 3, S. 93–109.

Trabold, H. (1995), Die internationale Wettbewerbsfähigkeit einer Volkswirtschaft, in: DIW Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung, Heft 2, S. 169–185.

van Suntum, Ullrich (1997), Löhne, Wechselkurse und Beschäftigung. Zur Aussagekraft von Lohnstückkosten und realen Wechselkursen als Beurteilungsmaßstab für die nationale Lohnpolitik, in: Zeitschrift für Wirtschaftspolitik, Heft 1, S. 23–50.

von Auer, Ludwig (1999), Ökonometrie. Eine Einführung, Berlin u.a.

World Trade Organization (2002), International Trade Statistics 2002, Lausanne.

Anhang

Tabelle A1:
Bereinigte reale Lohnstückkosten

	1960	1970	1980	1990	2000s	2001s	2002s
in %	61,4	63,8	66,2	60,7	57,8	57,7	57,6
Bis 1990 früheres Bundesgebiet; ab 1991 Deutschland; s – auf Grundlage geschätzter Zahlen							

Eigene Berechnungen, Statistisches Taschenbuch 2002 – Arbeits- und Sozialstatistik des Bundesministeriums für Arbeit und Sozialordnung

Tabelle A2:
Bereinigte Lohnquoten

Jahr		Deutschland [1)]	Frankreich	UK	Italien	Spanien	EUR 15	USA	Japan
		% [2)]							
1960		70,6	74,1	71,6	76,6	70,7	72,3	71,2	79,0
1970		72,1 (73,0)	73,1	74,7	73,9	73,6	73,1	71,9	68,7
1980		74,5 (76,8)	77,7	74,8	75,4	74,7	75,4	70,0	77,5
1990		67,7 (69,7)	70,4	75,5	73,5	68,6	70,8	68,3	69,9
2000	s	67,2 (72,8)	68,8	73,2	67,6	66,7	68,4	67,1	70,2
2001	s	67,0	69,0	73,8	67,2	66,4	68,5	68,1	70,7
2002	s	67,0	69,0	73,7	67,1	66,1	68,5	67,4	69,9
s	auf Grundlage geschätzter Zahlen								
1)	Bis 1990 früheres Bundesgebiet; ab 1991 Deutschland; in Klammern für das Volkseinkommen								
2)	Anteil des Bruttoeinkommens aus unselbständiger Arbeit am Bruttoinlandsprodukt zu Faktorkosten, bereinigt um den Anteil der Selbständigen								

Statistisches Taschenbuch 2002 – Arbeits- und Sozialstatistik des Bundesministeriums für Arbeit und Sozialordnung; DGB (Hrsg.): Zur Einkommensentwicklung in Deutschland – Tabellen, Erläuterungen, Kommentare und Schaubilder. Stand August 2001, Tabelle 2.

Tabelle A3:
Entwicklung der nominalen Lohnstückkosten (in nationaler Währung) und des Preisniveaus

	Deutschland		Frankreich		UK		Italien		Spanien		USA		Japan	
Zeitraum	a	b	a	b	a	b	a	b	a	b	a	b	a	b
60–70	4,2	2,7	4,4	4,1	4,3	4,1	4,3	3,9	6,9	6,1	2,8	2,8	4,5	5,8
70–80	5,6	4,9	10,6	8,8	14,1	12,5	15,5	12,3	15,5	14,3	6,9	7,1	9,1	8,9
80–90	1,9	2,9	5,0	7,3	6,4	7,4	10,0	11,1	8,2	10,2	4,0	5,5	0,8	2,5
90–00	1,3	2,5	1,2	1,9	2,5	3,7	2,4	4,1	3,7	4,2	2,0	3,0	0,1	1,2
60–00	**3,3**	**3,2**	**5,3**	**5,5**	**6,9**	**6,8**	**8,0**	**7,8**	**8,7**	**8,6**	**4,0**	**4,6**	**3,5**	**4,6**

a – jahresdurchschnittliche Wachstumsrate der nominalen (unbereinigten) Lohnstückkosten in nationaler Währung in %

b – jahresdurchschnittliche Wachstumsrate der Preise für die Lebenshaltung in %

Statistisches Taschenbuch 2002 – Arbeits- und Sozialstatistik des Bundesministeriums für Arbeit und Sozialordnung und eigene Berechnungen.

Tabelle A4:
Panelregression für die Umsatzanteile mit überregionalem Absatz (UAWA)

```
*********************************************************************
* NOTE: Deleted 189 observations with missing data. N is now 1164    *
********************************************************************


a) Fixed Effects vs Pooled Regression
 ---------------------------------------------------------------------
|              Test Statistics for the Classical Model                |
|                                                                     |
|           Model       Log-Likelihood    Sum of Squares    R-squared |
|(1) Constant term only   -5855.63753    0.159593994D+07    0.00000  |
|(2) Group effects only   -4460.77090    0.145262156D+06    0.90898  |
|(3) X - variables only   -5841.14923    0.155670106D+07    0.02458  |
|(4) X and group effects  -4458.43562    0.144680460D+06    0.90934  |
|(5) X ind.&time effects  -4457.22024    0.144378642D+06    0.90953  |
|                                                                     |
|                          Hypothesis Tests                           |
|               Likelihood Ratio Test             F Tests             |
|           Chi-squared  d.f.  Prob.      F    num.  denom. Prob value |
|(2) vs (1)  2789.733    431  0.0000   16.961  431   732    0.00000  |
|(3) vs (1)    28.977      1  0.0000   29.290    1  1162    0.00000  |
|(4) vs (1)  2794.404    432  0.0000   16.973  432   731    0.00000  |
|(4) vs (2)     4.671      1  0.0306    2.939    1   731    0.08689  |
|(4) vs (3)  2765.427    431  0.0000   16.553  431   731    0.00000  |
|(5) vs (4)     2.431      2  0.2966    0.762    2   729    0.46712  |
|(5) vs (3)  2767.858    434  0.0000   16.431  434   729    0.00000  |
 ---------------------------------------------------------------------


b) Fixed Effects
 ---------------------------------------------------------------------
| Least Squares with Group Dummy Variables                            |
| Ordinary least squares regression       Weighting variable = none   |
| Dep. var. = UAWA      Mean = 45.30326460,     S.D. = 37.04404605    |
| Model size: Observations = 1164, Parameters = 433, Deg.Fr. = 731    |
| Residuals:  Sum of squares = 144680.4602,     Std.Dev. = 14.06845   |
| Fit:        R-squared = 0.909345, Adjusted R-squared = 0.85577      |
| Model test: F[432, 731] = 16.97,  Prob value = .00000               |
| Diagnostic: Log-L = -4458.4356, Restricted(b=0) Log-L = -5855.6375  |
|             LogAmemiyaPrCrt. = 5.604, Akaike Info. Crt. = 8.405     |
|             Estd. Autocorrelation of e(i,t) = 0.000000              |
 ---------------------------------------------------------------------
 ---------+------------+---------------+---------+---------+----------
|Variable |Coefficient |Standard Error |b/St.Er. |P[|Z|>z] |Mean of X |
 ---------+------------+---------------+---------+---------+----------
 RELLSTK    1.482621        0.8648251      1.714   0.0865    1.4649115
```

c) Random Effects vs. Fixed Effects

```
 ----------------------------------------------------------
| Random Effects Model:   v(i,t) = e(i,t) + u(i)           |
| Estimates:              Var[e] = 0.197921D+03            |
|                         Var[u] = 0.115232D+04            |
|                         Corr[v(i,t),v(i,s)] = 0.853417   |
| Lagrange Multiplier Test vs. Model (3) = 753.32          |
| ( 1 df, prob value = 0.000000)                           |
| (High values of LM favor FEM/REM over CR model.)         |
| Fixed vs. Random Effects (Hausman) = 17.50               |
| ( 1 df, prob value =  0.000029)                          |
| (High (low) values of H favor FEM (REM).)                |
| Reestimated using GLS coefficients:                      |
| Estimates:              Var[e] = 0.198987D+03            |
|                         Var[u] = 0.118944D+04            |
|                         Sum of Squares = 0.159339D+07    |
|                         R-squared = 0.245867D-01         |
 ----------------------------------------------------------
```

Variable	Coefficient	Standard Error	b/St.Er.	P[|Z|>z]	Mean of X
RELLSTK	-.23369307	0.7613822	-0.307	0.7592	1.4649115
Constant	44.78490238	2.0253875	22.112	0.0000	

Tabelle A5:
Instrument-Variablen-Schätzung der Lohnstückkosten

```
**********************************************************************
* NOTE: Deleted 171 observations with missing data. N is now 1182    *
**********************************************************************

-----------------------------------------------------------------------
| Least Squares with Group Dummy Variables                            |
| Ordinary least squares regression       Weighting variable = none   |
| Dep. var. = LSTK    Mean = 0.2830466631   , S.D.= 0.1944786731      |
| Model size: Observations = 1182, Parameters = 437, Deg.Fr. = 745    |
| Residuals:  Sum of squares= 7.693318750,      Std.Dev.= 0.10162     |
| Fit:        R-squared= 0.827766,  Adjusted R-squared = 0.72697      |
| Model test: F[436, 745] = 8.21,   Prob value = 0.00000              |
| Diagnostic: Log-L = 1298.2697, Restricted(b=0) Log-L= 258.7604      |
|             LogAmemiyaPrCrt. = -4.258, Akaike Info. Crt. = -1.457   |
|             Estd. Autocorrelation of e(i,t) = 0.000000              |
| White/Hetero. corrected covariance matrix used                      |
 ---------------------------------------------------------------------
 ---------+------------+---------------+---------+---------+----------
|Variable |Coefficient |Standard Error |b/St.Er. |P[|Z|>z] |Mean of X |
 ---------+------------+---------------+---------+---------+----------
 QUALST     -0.899E-01    0.289E-01      -3.111   0.0019     0.202259
 INVINT      0.296E-06    0.123E-06       2.409   0.0160     14312.11
 WSETLAG     0.336E-07    0.294E-07       1.145   0.2522     71965.16
 TECHST     -0.106E-01    0.650E-02      -1.634   0.1023     2.136210
```

Die Instrumente sind im Einzelnen:

QUALST – Qualifikationsstruktur der Erwerbstätigen (Zahl der schlecht Qualifizierten zur Gesamtzahl der Erwerbstätigen)
INVINT – Investitionsintensität (Investitionsvolumen je Erwerbstätigen)
WSETLAG – Arbeitsproduktivität des Vorjahres
TECHST – Einschätzung des technischen Standes der Anlagen im Vergleich zum Branchendurchschnitt (1 - sehr gut bis 5 - vollkommen veraltet)

Die Schätzer für LSTK werden in LSTKSCH2 abgespeichert und im nächsten Schritt genutzt.

Tabelle A6:
Panelregression für Gewinne je Erwerbstätigen (GEWET)

```
*********************************************************************
* NOTE: Deleted 276 observations with missing data. N is now 1077    *
*********************************************************************


a) Fixed Effects vs Pooled Regression
 ---------------------------------------------------------------------
|              Test Statistics for the Classical Model                |
|                                                                     |
|           Model       Log-Likelihood    Sum of Squares    R-squared |
|(1) Constant term only   -13907.07875   0.1036695936D+14   0.00000  |
|(2) Group effects only   -13110.39160   0.2361194401D+13   0.77224  |
|(3) X - variables only   -13845.33233   0.9243864615D+13   0.10833  |
|(4) X and group effects  -13107.01210   0.2346422493D+13   0.77366  |
|(5) X ind.&time effects  -13106.55780   0.2344443826D+13   0.77385  |
|                                                                     |
|                          Hypothesis Tests                           |
|               Likelihood Ratio Test             F Tests             |
|           Chi-squared  d.f.  Prob.      F    num.  denom. Prob value |
|(2) vs (1)  1593.374    420  0.0000     5.296  420   656    0.00000 |
|(3) vs (1)   123.493      1  0.0000   130.61     1  1075    0.00000 |
|(4) vs (1)  1600.133    421  0.0000     5.318  421   655    0.00000 |
|(4) vs (2)     6.759      1  0.0093     4.124    1   655    0.04269 |
|(4) vs (3)  1476.640    420  0.0000     4.584  420   655    0.00000 |
|(5) vs (4)     0.909      2  0.6349     0.276    2   653    0.75924 |
|(5) vs (3)  1477.549    423  0.0000     4.543  423   653    0.00000 |
 ---------------------------------------------------------------------


b) Fixed Effects
 ---------------------------------------------------------------------
| Least Squares with Group Dummy Variables                            |
| Ordinary least squares regression      Weighting variable = none    |
| Dep. var. = GEWET     Mean = 52037.052,       S.D. = 98156.61257    |
| Model size: Observations = 1077, Parameters = 422, Deg.Fr. = 655    |
| Residuals:  Sum of squares = 0.2345E+13,      Std.Dev. = 59852.52   |
| Fit:        R-squared = 0.773663, Adjusted R-squared = 0.62819      |
| Model test: F[421, 655] = 5.32,   Prob value = .00000               |
| Diagnostic: Log-L = -13107.012, Restricted(b=0) Log-L = -13907.079  |
|             LogAmemiyaPrCrt. = 22.33, Akaike Info. Crt. = 25.124    |
|             Estd. Autocorrelation of e(i,t) = 0.000000              |
| White/Hetero. corrected covariance matrix used                      |
 ---------------------------------------------------------------------
 ---------+------------+---------------+---------+---------+----------
|Variable |Coefficient |Standard Error |b/St.Er. |P[|Z|>z] |Mean of X |
 ---------+------------+---------------+---------+---------+----------
 LSTKSCH    -320384.07     136798.12     -2.342   0.0192    0.28060522
```

c) Random Effects vs. Fixed Effects

```
 ----------------------------------------------------------
| Random Effects Model:   v(i,t) = e(i,t) + u(i)           |
| Estimates:              Var[e] = 0.358232D+10            |
|                         Var[u] = 0.625613D+10            |
|                         Corr[v(i,t),v(i,s)] = 0.635885   |
| Lagrange Multiplier Test vs. Model (3) = 168.33          |
| ( 1 df, prob value = 0.000000)                           |
| (High values of LM favor FEM/REM over CR model.)         |
| Fixed vs. Random Effects (Hausman) = 1.01                |
| ( 1 df, prob value =  0.315255)                          |
| (High (low) values of H favor FEM (REM).)                |
| Reestimated using GLS coefficients:                      |
| Estimates:              Var[e] = 0.358635D+10            |
|                         Var[u] = 0.625084D+10            |
|                         Sum of Squares = 0.925704D+13    |
|                         R-squared = 0.108334D+00         |
 ----------------------------------------------------------
 ---------+------------+---------------+---------+---------+----------
|Variable |Coefficient |Standard Error |b/St.Er. |P[|Z|>z] |Mean of X |
 ---------+------------+---------------+---------+---------+----------
 LSTKSCH     -185052.64    23538.580      -7.862   0.0000   0.2806052
 Constant     107321.59     7912.567      13.563   0.0000
```

Tabelle A7:
Ein erweitertes Random-Effects-Modell der Gewinne je Erwerbstätigen (GEWET)

```
**********************************************************************
* NOTE: Deleted 276 observations with missing data. N is now 1077    *
**********************************************************************

       ----------------------------------------------------------
      | Random Effects Model:   v(i,t) = e(i,t) + u(i)           |
      | Estimates:              Var[e] = 0.128223D+10            |
      |                         Var[u] = 0.660024D+10            |
      |                         Corr[v(i,t),v(i,s)] = 0.837331   |
      | Lagrange Multiplier Test vs. Model (3) = 141.16          |
      | ( 1 df, prob value = 0.000000)                           |
      | (High values of LM favor FEM/REM over CR model.)         |
      | Reestimated using GLS coefficients:                      |
      | Estimates:              Var[e] = 0.368536D+10            |
      |                         Var[u] = 0.556413D+10            |
      |                         Sum of Squares = 0.842509D+13    |
      |                         R-squared = 0.196314D+00         |
       ----------------------------------------------------------
 ---------+------------+---------------+---------+---------+----------
|Variable |Coefficient |Standard Error |b/St.Er. |P[|Z|>z] |Mean of X |
 ---------+------------+---------------+---------+---------+----------
 LSTKSCH   -151318.4657    23379.835     -6.472    0.0000    0.280605
 DUMBK1      21744.4431    16245.960      1.338    0.1807    0.311978
 DUMBK2      19018.3975    15737.565      1.208    0.2269    0.204271
 DUMBK3      24719.0688    15561.039      1.589    0.1122    0.139276
 DUMBK4      16516.4780    14659.894      1.127    0.2599    0.148561
 DUMBK5      18326.8313    13130.609      1.396    0.1628    0.132776
 DUMMY2     -56696.3500    22527.018     -2.517    0.0118    0.418E-01
 DUMMY3      17118.0702    24461.265      0.700    0.4841    0.353E-01
 DUMMY4     -51191.7603    24457.792     -2.093    0.0363    0.381E-01
 DUMMY5     -57877.2423    23090.200     -2.507    0.0122    0.455E-01
 DUMMY6     -51239.8416    24396.950     -2.100    0.0357    0.353E-01
 DUMMY7     -57420.1187    18026.544     -3.185    0.0014    0.817E-01
 DUMMY8     -47009.3144    14450.843     -3.253    0.0011    0.182915
 DUMMY9     -37669.1912    16281.174     -2.314    0.0207    0.121634
 DUMMY10    -56844.0895    19621.659     -2.897    0.0038    0.733E-01
 DUMMY11    -56528.9591    15864.531     -3.563    0.0004    0.139276
 DUMMY12    -56783.6404    19033.532     -2.983    0.0029    0.659E-01
 DUMOST     -84931.1612    23385.998     -3.632    0.0003    0.519963
 DUMWEAU    -39112.5203    22743.318     -1.720    0.0855    0.447539
 Constant   182260.1338    26685.119      6.830    0.0000
```

Die Dummys sind im Einzelnen:

DUMMY... (2–12)	–	verschiedene Branchen des Verarbeitenden Gewerbes,
DUMBK... (1–5)	–	verschiedene Betriebsgrößenklassen
DUMOST	–	Betrieb in ostdeutschem Mehrheitsbesitz
DUMWEAU	–	Betrieb in westdeutschem/ausländischem Mehrheitsbesitz