

Der Open-Access-Publikationsserver der ZBW – Leibniz-Informationzentrum Wirtschaft  
*The Open Access Publication Server of the ZBW – Leibniz Information Centre for Economics*

Peters, Ralf-Henning

Working Paper

## Kollektive Lohnverhandlungen und Auslandsdirektinvestitionen: eine empirische Studie mit Firmendaten

ZEW Discussion Papers, No. 00-13

**Provided in cooperation with:**

Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW)

# ZEW

Zentrum für Europäische  
Wirtschaftsforschung GmbH

Centre for European  
Economic Research

Suggested citation: Peters, Ralf-Henning (2000) : Kollektive Lohnverhandlungen und  
Auslandsdirektinvestitionen: eine empirische Studie mit Firmendaten, ZEW Discussion Papers,  
No. 00-13, <http://hdl.handle.net/10419/24358>

**Nutzungsbedingungen:**

Die ZBW räumt Ihnen als Nutzerin/Nutzer das unentgeltliche,  
räumlich unbeschränkte und zeitlich auf die Dauer des Schutzrechts  
beschränkte einfache Recht ein, das ausgewählte Werk im Rahmen  
der unter

→ <http://www.econstor.eu/dspace/Nutzungsbedingungen>  
nachzulesenden vollständigen Nutzungsbedingungen zu  
vervielfältigen, mit denen die Nutzerin/der Nutzer sich durch die  
erste Nutzung einverstanden erklärt.

**Terms of use:**

*The ZBW grants you, the user, the non-exclusive right to use  
the selected work free of charge, territorially unrestricted and  
within the time limit of the term of the property rights according  
to the terms specified at*

→ <http://www.econstor.eu/dspace/Nutzungsbedingungen>  
*By the first use of the selected work the user agrees and  
declares to comply with these terms of use.*

Discussion Paper No. 00-13

Kollektive Lohnverhandlungen und  
Auslandsdirektinvestitionen:  
Eine empirische Studie mit Firmendaten

Ralf-Henning Peters

Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung

# Kollektive Lohnverhandlungen und Auslandsdirektinvestitionen: Eine empirische Studie mit Firmendaten

Ralf-Henning Peters\*

## Zusammenfassung

Diese Studie untersucht den Einfluss des Tarifvertragssystems auf die Entscheidung von Unternehmen, im Ausland zu investieren. Ein Lohnverhandlungsmodell zeigt, dass produktive Unternehmen durch Flächentarifverträge im Heimatland begünstigt werden und seltener im Ausland investieren als bei dezentralen Verhandlungen. Im empirischen Teil werden Daten des 'Hannoveraner Firmenpanels' für die Jahre 1995 und '97 verwendet. Firmen, die einen Haustarifvertrag haben, sind mit größerer Wahrscheinlichkeit Auslandsdirektinvestoren als Firmen mit einem Verbandstarifvertrag. Das Ergebnis bestätigt nicht die These, dass Flächentarifverträge zu inflexibel sind, um betrieblichen Erfordernissen Rechnung zu tragen und so die Unternehmen zu Produktionsverlagerungen zwingen.

Stichworte: Auslandsdirektinvestitionen, Kollektive Lohnverhandlungen, Firmendaten

JEL-Klassifikation: F23, J53

## Collective Wage Bargaining and Foreign Direct Investment: An Empirical Study with Firm Level Data

### Abstract

This paper analyzes the influence of the structure of collective bargaining on direct investment abroad. A wage negotiation model shows that high-productive firms benefit from centralized bargaining and invest therefore less abroad than under decentralized bargaining. An empirical study uses firm level data from the 'Hannoveraner Firmenpanel' in 1995 and '97. Firms with firm specific wage contracts are more often direct investors abroad than firms with centrally negotiated agreements. The result does therefore not confirm the often heard hypotheses that centrally negotiated agreements are not flexible enough to take firm specific aspects into account and therefore cause relocations.

Keywords: foreign direct investment, collective bargaining, firm level data

JEL-classification: F23, J53

---

\*Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung, Mannheim, und Universität Dortmund. Die finanzielle Unterstützung der Deutschen Forschungsgemeinschaft ist dankend anerkannt.

Ich bedanke mich bei der Forschungsstelle Firmenpanel der Universität Hannover. Für Kommentare bedanke ich mich bei Martin Falk, Wolfgang Meyer, Viktor Steiner und Joachim Wagner.

## Nicht-technische Zusammenfassung

Der Flächentarifvertrag steht in Deutschland auf dem Prüfstand. Hohe Löhne und Starrheiten des Lohnfindungssystems werden in der wirtschaftspolitischen Debatte zunehmend mit dem Flächentarifsystem in Verbindung gebracht. Flächentarifverträge werden als zu inflexibel angesehen, um betrieblichen Erfordernissen Rechnung zu tragen, was schließlich zu Produktionsverlagerungen führt.

In dieser Studie wird der Zusammenhang des Zentralisierungsgrades von Lohnverhandlungen und Direktinvestitionen im Ausland für den Standort Deutschland untersucht. Im theoretischen Teil wird ein Lohnverhandlungsmodell von Moene, Wallerstein & Hoel [13] um die Möglichkeit, im Ausland investieren zu können, weiterentwickelt. Im Modell werden besonders produktiv arbeitende Unternehmen, welche *ceteris paribus* eher Auslandsdirektinvestoren sind, durch Flächentarifverträge begünstigt. Der Grund hierfür ist, dass sie weniger dem *rent-seeking* der Gewerkschaften ausgesetzt sind. Daher haben sie weniger Anreize im Ausland zu investieren, wenn sie einem Flächentarifvertrag und nicht einem Firmentarifvertrag unterliegen.

Der empirische Teil basiert auf den Daten des 'Hannoveraner Firmenpanels', die von 1994 bis 1997 bei 1000 niedersächsischen Betrieben des Verarbeitenden Gewerbes erhoben wurden. Es liegen Informationen über die Tarifvertragsstruktur und Auslandsbeteiligungen vor. Betriebe mit Haustarifverträgen sind mit einer größeren Wahrscheinlichkeit Auslandsdirektinvestoren als Betriebe, die durch einen Flächentarifvertrag gebunden sind oder nicht-tarifgebunden sind. Das gilt auch, wenn nur Beteiligungen an Produktionsbetrieben oder horizontale Direktinvestitionen betrachtet werden. Der gewerkschaftliche Organisationsgrad hat keinen signifikanten Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit, Auslandsdirektinvestor zu sein.

Die Ergebnisse in Bezug auf die Tarifvertragsstruktur sind jedoch nicht in allen Schätzvarianten auf dem 5% Niveau statistisch signifikant. Die analysierten Daten deuten aber darauf hin, dass die weit verbreitete These, inflexible Flächentarifverträge zwingen Unternehmen zu Produktionsverlagerungen, zu kurz greift. Die Ergebnisse bestätigen eher die These des theoretischen Modells, dass die Unternehmen, die potenzielle Direktinvestoren im Ausland sind, durch Flächentarifverträge begünstigt werden und somit seltener im Ausland investieren.



# 1 Einleitung

Auslandsdirektinvestitionen haben für deutsche Industriebetriebe und den Wirtschaftsstandort Deutschland eine wachsende Bedeutung. Der Anteil ausfließender Direktinvestitionen am Bruttoinlandsprodukt im Jahr 1998 ist zwar mit 1,4% im Vergleich zum Exportanteil noch recht gering, weist aber sehr hohe Wachstumsraten auf<sup>1</sup>. Durch die geplante Osterweiterung der EU werden diese vermutlich noch steigen. Mit Auslandsdirektinvestitionen ist sehr oft auch die Angst vor Arbeitsplatzverlagerungen an kostengünstigere Standorte verbunden. Untersuchungen haben ergeben, dass in erster Linie absatzorientierte Motive zu Auslandsdirektinvestitionen führen. Es gewinnen jedoch zunehmend kostenorientierte Motive an Bedeutung.<sup>2</sup> In Umfragen, in denen Mehrfachnennungen möglich sind, geben über die Hälfte der Unternehmen das hohe Lohnkostenniveau in Deutschland als einer der Bestimmungsgründe an. Hohe Löhne und Starrheiten des Lohnsystems werden in der wirtschaftspolitischen Debatte zunehmend mit dem deutschen Flächentarifsystem in Verbindung gebracht. Flächentarifverträge werden als zu inflexibel angesehen, um betrieblichen Erfordernissen Rechnung zu tragen, was schließlich zu Produktionsverlagerungen führt.

Der Zusammenhang zwischen dem Lohnfindungsprozess und Direktinvestitionen im Ausland wurde bisher kaum wissenschaftlich untersucht. Ausnahmen sind Cooke [8] und Karrier [12]. Cooke untersucht den Einfluss des Anteils gewerkschaftlich organisierter Arbeitnehmer und des Zentralisierungsgrades der Lohnverhandlungen des Gastlandes auf Auslandsdirektinvestitionen. Er betrachtet US-amerikanische Direktinvestitionsbestände in verschiedenen Ländern. Das Ergebnis ist, dass amerikanische Unternehmen Standorte mit einem hohen Anteil gewerkschaftlich organisierter Arbeitnehmer und einem hohen Zentralisierungsgrad meiden. Karrier betrachtet den Einfluss des gewerkschaftlichen Organisationsgrades in verschiedenen Industrien und Bezirken des Heimatlandes (USA) sowie den durchschnittlichen Organisationsgrad im Gastland auf den Anteil der Auslandsproduktion. Er findet keinen signifikanten Einfluss dieser Variablen. Der Einfluss des Zentralisierungsgrades der Lohnverhandlungen des Quellenlandes auf ausfließende Direktinvestitionen wurde meines Wissens nach bisher nicht untersucht.<sup>3</sup>

In dieser Studie wird der Zusammenhang des Tarifvertragssystems und Direktinve-

---

<sup>1</sup>Quelle: Deutsche Bundesbank.

<sup>2</sup>Vgl. z.B. Welge & Holtbrügge [20], S. 34.

<sup>3</sup>Eine Ausnahme ist Peters & Schneider [15], die diese Fragestellung auf makroökonomischer Ebene untersuchen. Länder mit einem hohen Zentralisierungs-/Koordinierungsgrad in Lohnverhandlungen weisen signifikant weniger Direktinvestitionen im Ausland auf als Länder mit dezentralen/unkoordinierten Verhandlungen.

stitutionen im Ausland für den Standort Deutschland untersucht. Dazu werden Daten des 'Hannoveraner Firmenpanels' verwendet, die in vier Wellen bei niedersächsischen Betrieben des Verarbeitenden Gewerbes erhoben wurden. Der Vorteil von Mikrodaten ist, dass sie der Heterogenität der Firmen Rechnung tragen. So kann zwischen verschiedenen Typen von Auslandsdirektinvestitionen, wie z.B. solche, die zu vertikal oder horizontal integrierten multinationalen Unternehmen führen, unterschieden werden.

Die Investitionsform 'Auslandsdirektinvestition' wird dabei nicht bewertet. Die volkswirtschaftlichen Auswirkungen von Auslandsdirektinvestitionen können positiv sowie negativ sein und sie können Stärke oder Schwäche des Quellenstandortes signalisieren. Hier soll lediglich untersucht werden, ob – und wenn ja in welche Richtung – der Lohnbildungsprozess in Deutschland ausfließende Direktinvestitionen beeinflusst.

Einige theoretische Überlegungen werden im nächsten Abschnitt angeführt. Im 3. Abschnitt werden die Daten beschrieben und das empirische Modell getestet. Es wird gezeigt, dass *ceteris paribus* Unternehmen, die durch einen Flächentarifvertrag gebunden sind, nicht mit einer höheren Wahrscheinlichkeit Auslandsdirektinvestoren sind als Unternehmen, die einen Haustarifvertrag haben. Es gilt eher der umgekehrte Fall. Abschnitt 4 fasst die Ergebnisse zusammen.

## 2 Bestimmungsfaktoren von Auslandsdirektinvestitionen

In Deutschland bestehen für rund 90% aller Arbeitnehmer und Angestellten Tarifverträge. Etwa 65% der gültigen Verträge sind Verbandstarifverträge, der Rest sind Firmentarifverträge.<sup>4</sup> Verbandstarifverträge werden zwischen Arbeitgeberverbänden und Gewerkschaften regional auf Industriebene ausgehandelt. Sie werden angesichts anhaltend hoher Arbeitslosigkeit und geringer Investitionen in Deutschland in der wirtschaftspolitischen Diskussion zunehmend kritisiert. Flächentarifverträge seien zu inflexibel, um firmenspezifischen Erfordernissen Rechnung zu tragen. Unterschiedliche Produktivitätsentwicklungen und unterschiedlich hohe Konkurrenz aus dem Ausland erfordere im Zeitalter weltweiter wirtschaftlicher Integration flexiblere Anpassungsmöglichkeiten. Daher wird zunehmend die Verlagerung des Lohnfindungsprozesses auf die betriebliche Ebene gefordert.

Das Verhandlungssystem kann auf verschiedene Weise die Investitionsentscheidungen von Firmen beeinflussen. Ein möglicher Einfluss besteht über die Höhe der Löhne

---

<sup>4</sup>Die Daten stammen aus Franz [10], S. 235, und WSI Tarifhandbuch 1999 [21].

bzw. Lohnstückkosten. Es wird argumentiert, dass kollektive Lohnverhandlungen und ein starker gewerkschaftlicher Einfluss zu höheren Löhnen und einer zu geringen Lohnspreizung führen, was zu einem komparativen Standortnachteil und den daraus resultierenden Produktionsverlagerungen führt.<sup>5</sup>

Gegen diese These kann angeführt werden, dass vielmehr Lohnstückkosten relevant sind und diese durch kollektive Verhandlungen nicht steigen. Akzeptiert man, dass kollektive Lohnverhandlungen *ceteris paribus* zu höheren Löhnen führen als ein Arbeitsmarkt ohne kollektive Lohnverhandlungen, so ist es für die Gültigkeit dieses Argumentes notwendig, dass gleichzeitig die Produktivität positiv beeinflusst wird. Booth [2] gibt einige Erklärungen für diese These an. Wenn aber Unternehmen durch Auslandsdirektinvestitionen ihre effizienten Produktionsprozesse auch in Niedriglohnländern einsetzen können, spielen die reinen Arbeitskosten doch eine Rolle. Besonders bei Anbietern gering qualifizierter Arbeit entsprechen die Löhne nicht ihrer Produktivität, was zur Verlagerung von Fertigungen ins kostengünstigere Ausland führen kann.

Der Zusammenhang zwischen dem Zentralisierungsgrad der Lohnverhandlungen und der Lohnhöhe ist theoretisch nicht eindeutig. Bei einem hohen Zentralisierungsgrad werden eher externe Effekte von Lohnsteigerungen internalisiert, was zu moderateren Lohnabschlüssen führt. Bei einem geringen Zentralisierungsgrad sind Lohnerhöhungen aufgrund von Marktkräften auf dem Absatzmarkt nur beschränkt möglich. Die bekannte *hump-shaped* Hypothese von Calmfors & Driffill [6] besagt, dass die beiden Extreme, Verhandlungen auf Firmenebene einerseits und auf nationaler Ebene andererseits, zu geringeren Löhnen führen als Verhandlungen auf Industrieebene. Für Deutschland ließe dieses Argument daher höhere Auslandsdirektinvestitionen erwarten, wenn ein Betrieb durch einen Flächentarifvertrag gebunden ist. Zusätzlich wird in dieser Studie der direkte Einfluss der Lohnhöhe auf Auslandsdirektinvestitionen getestet.

Eine weitere These betrifft die zu geringe inter-betriebliche Flexibilität von Flächentarifverträgen. Ein hoher Zentralisierungsgrad erlaubt es Unternehmen nicht, flexibel genug auf Markterfordernisse zu reagieren. Unternehmen, die nur eine geringe Produktivitätssteigerung aufweisen und für die die internationale Konkurrenz geringere Kostensteigerungen erfährt, werden durch undifferenzierte Lohnabschlüsse zu Standortverlagerungen gezwungen.

Ein Modell, welches genau den gegenteiligen Effekt postuliert, lässt sich durch Hinzufügen der Option, im Ausland investieren zu können, aus einem Modell von Moene, Wallerstein & Hoel [13] herleiten. Darin werden besonders produktiv arbeitende Unternehmen, welche *ceteris paribus* eher Auslandsdirektinvestoren sind, durch Flächen-

---

<sup>5</sup>Rösner [16] diskutiert z.B. dieses Thema!

tarifverträge begünstigt. Der Grund hierfür ist, dass sie weniger dem *rent-seeking* der Gewerkschaften ausgesetzt sind. Daher haben sie weniger Anreize im Ausland zu investieren, wenn sie einem Flächentarifvertrag unterliegen.

Moene et al. betrachten ein Modell mit zwei Unternehmenstypen; hoch-produktive  $H$  und gering-produktive  $L$ . Die Unternehmen produzieren jeweils mit einer Einheit Arbeit. Der Gewinn der Unternehmen ist

$$\Pi_i = p\beta_i - w_i - C_i, \quad i = H, L, \quad (1)$$

wobei  $p = p(n_H\beta_H + n_L\beta_L)$  der Preis des Gutes,  $\beta_H > \beta_L$  die Produktivitäten,  $w_i$  der Lohn,  $C_i$  die Fixkosten und  $n_i$  die Anzahl der Firmen des Typs  $i$  ist.

Die produktiven Unternehmen können alternativ auch im Ausland investieren. Der Gewinn ist in diesem Fall  $\Pi_H^A = p\beta_H - w_H^A - C_H^A$ , wobei  $w_H^A$  und  $C_H^A$  der Lohn bzw. die Fixkosten im Ausland sind. Sei  $n_H^I$  die Anzahl der Unternehmen, die im Inland investieren und  $n_H^A = n_H - n_H^I$  die, die im Ausland investieren.

Die Firmen und die Gewerkschaften verhandeln im Inland über den Lohn, wobei die Fixkosten  $C_i$  auch im Falle eines Arbeitskampfes zu zahlen sind. Bei dezentraler Verhandlung wird der Lohn durch Maximierung des verallgemeinerten Nash-Produktes  $w_i^\alpha(\Pi_i - (-C_i))^{(1-\alpha)}$  über  $w_i$  bestimmt. Der Parameter  $\alpha$  entspricht der relativen Verhandlungsstärke der Gewerkschaft. Das Einsetzen von Gleichung (1) in das Nash-Produkt und die Auflösung der Bedingung erster Ordnung ergibt den Lohn  $w_i = \alpha p\beta_i$ . Für die Verhandlung auf Industrieebene wird angenommen, dass die Verhandlungspartner die Lohnsumme bzw. die Summe der Gewinne maximieren. Damit ergibt sich als Nash-Verhandlungslösung der Lohn  $w^z = \alpha p\beta^z$ , wobei  $\beta^z = (n_H^I\beta_H + n_L\beta_L)/(n_H^I + n_L)$  die Durchschnittsproduktivität im Inland ist. Es wird angenommen, dass der Lohn im Ausland mit der Anzahl dort ansässiger Unternehmen steigt:  $w^A = w^A(n_H^A)$  mit der ersten Ableitung  $w^{A'}(n_H^A) > 0$ .

Im Gleichgewicht muss der Gewinn der produktiven Unternehmen im In- und Ausland gleich hoch sein.

$$p\beta_H - w^I(n_H^A, \gamma) - C_H = p\beta_H - w^A(n_H^A) - C_H^A, \quad \text{wobei} \quad (2)$$

$$w^I(n_H^A, \gamma) = \alpha p[\gamma\beta^z + (1 - \gamma)\beta_H] \quad (3)$$

der Lohn im Inland ist. Es gilt  $w^I(n_H^A, 0) = w_H$  und  $w^I(n_H^A, 1) = w^z$ . Der Parameter  $\gamma$  beschreibt somit den Zentralisierungsgrad. Dabei entspricht  $\gamma = 0$  dezentralen Lohnverhandlungen und  $\gamma = 1$  zentralen. Falls  $w_L + C_L < w^A(0) + C_H^A < w_H + C_H < w^A(n_H) + C_H^A$ , existiert eine eindeutige innere Lösung mit  $n_H^A > 0$  und  $n_H^I > 0$  für alle

$\gamma \in [0, 1]$ . Mit dem Satz über implizite Funktionen folgt aus (2)<sup>6</sup>

$$\frac{\partial n_H^A(\gamma)}{\partial \gamma} < 0. \quad (4)$$

Dass heißt, je höher der Zentralisierungsgrad ist, desto weniger Unternehmen investieren im Ausland. Eine implizit getroffene Annahme ist dabei, dass die gering-produktiven Firmen nicht mobil sind. Diese Annahme kann durch die schwächere Annahme ersetzt werden, dass die effizienteren Unternehmen „als erste“ im Ausland investieren, ohne dass sich am Ergebnis etwas ändert.<sup>7</sup> Es wird weiter unten noch näher erläutert, dass sich ceteris paribus die Unternehmen mit einem Wettbewerbsvorteil gegenüber anderen Unternehmen verstärkt im Ausland engagieren. Diese Wettbewerbsvorteile sind z.B. effiziente Produktionsprozesse oder technologisches Wissen. Moene et al. betrachten u.a. den Fall, in dem die Anzahl der gering-produktiven Firmen exogen und die der hoch-produktiven endogen ist und argumentieren, dass Neuinvestitionen meistens Technologien verwenden, die auf dem neuesten Stand der Technik sind, d.h. die im Vergleich zu bereits existierenden Produktionsstandorten eine relativ hohe Produktivität aufweisen. Dieses Argument lässt sich auch auf Auslandsdirektinvestitionen übertragen. Die Annahme, dass die hoch-produktiven Unternehmen eher in Märkte ein- oder austreten und mobiler sind, ist für westliche Industrieländer somit plausibel.

Im Modell versuchen die Unternehmen ihre Renten außerhalb der Reichweite der Gewerkschaften zu bringen. Je höher die den Unternehmen durch Verhandlungen entgangenen Renten sind, desto höher ist der Anreiz, multinational zu werden.<sup>8</sup> Bei dezentralen Verhandlungen entgeht den produktiveren Unternehmen ein größerer Anteil von ihren Renten als bei zentralen Verhandlungen, da die Löhne im letzteren Fall von der geringeren Durchschnittsproduktivität abhängen.

Ein theoretisches Modell von Peters [14] kommt ebenfalls zu dem Ergebnis, dass die Auslandsdirektinvestitionen um so höher sind, je dezentraler die Lohnverhandlungen sind. Die Existenz von Produktionsstätten im Ausland stärkt die relative Verhandlungsmacht gegenüber den inländischen Gewerkschaften. Bei dezentralen Verhandlungen nutzen die Unternehmen diesen Effekt aus und 'überinvestieren' im Ausland aus strategischen Gründen. Bei Verhandlungen auf Industrieebene ist der Einfluss einer einzelnen Firma auf die Lohnverhandlungen jedoch so gering, dass der strategische Anreiz entfällt und somit weniger im Ausland investiert wird als bei Verhandlungen auf Betriebsebene.

<sup>6</sup>Es gilt  $\partial w^I / \partial n_H^A < 0$  und  $\partial w^I / \partial \gamma < 0$ . Mit  $w^{A'}(n_H^A) > 0$  folgt (4).

<sup>7</sup>Zusätzlich sind einige nicht sehr restriktive Annahmen an die Fixkosten  $C$  erforderlich.

<sup>8</sup>Vgl. hierzu auch Caves, S. 123, und Rösner [16], S. 479.

Die theoretischen Überlegungen führen offensichtlich zu gegensätzlichen Thesen über den Zusammenhang des Zentralisierungsgrades in Lohnverhandlungen und Auslandsdirektinvestitionen. Im einen Fall treibt die Inflexibilität von Industrie-Verhandlungen Unternehmen ins Ausland. Im anderen Fall werden gerade die Unternehmen, die potenzielle Auslandsdirektinvestoren sind, durch Flächentarifverträge begünstigt, so dass sie sich tendenziell seltener zu grenzüberschreitenden Direktinvestitionen entschließen. Es bleibt somit eine empirische Frage.

Um den Einfluss anderer Faktoren auf die Wahrscheinlichkeit, Auslandsdirektinvestor zu sein, zu kontrollieren, werden zusätzlich zu der Tarifvertragsstruktur noch andere erklärende Variablen verwendet. Diese ergeben sich größtenteils aus dem 'eklektischen Ansatz' von Dunning. Nach Dunning [9] ist nicht ein einzelner Faktor ursächlich für Auslandsdirektinvestitionen. Er stellt drei notwendige Bedingungen für deren Auftreten auf.

Das Unternehmen muss erstens Wettbewerbsvorteile (*ownership advantage*) gegenüber den ausländischen Konkurrenten haben. Diese Vorteile umfassen nicht nur materielle Aktiva, sondern auch immaterielle Ressourcen (*intangible assets*), wie z.B. die besonders gute Beherrschung eines Produktionsprozesses oder ein gutes Marketing.<sup>9</sup> Da die immateriellen Ressourcen nicht messbar sind, werden in empirischen Untersuchungen über die Bestimmungsgründe für Auslandsdirektinvestitionen Aufwendungen zur Erlangung dieser Aktiva oder Firmencharakteristika, die eine relativ hohe Ausstattung mit diesen Aktiva erwarten lassen, verwendet. In dieser Studie werden die Arbeitsproduktivität und Patentanmeldungen, als Proxy-Variablen für die Innovationsaktivitäten, als Indikatoren für den Wettbewerbsvorteil der Unternehmen verwendet.

Das Zielland muss zweitens Standortvorteile (*location advantage*) gegenüber dem Heimatland des Direktinvestors aufweisen. Diese Vorteile sind z.B. niedrigere Löhne bzw. Lohnstückkosten. Von Bedeutung sind dabei zwar die relativen Löhne und insofern können auch die Löhne des Quellenlandes einen Einfluss haben, da aber im Datensatz nur deutsche Betriebe enthalten sind, ist er nur begrenzt zur Untersuchung des Einflusses von Lohnkosten auf Auslandsdirektinvestitionen geeignet. Die Löhne sind eher Proxies für die Humankapitalintensität der Produktion. Daher wird in einer Schätzvariante der betriebliche Durchschnittslohn als exogene Variable verwendet. Dabei kann ein Endogenitätsproblem nicht ausgeschlossen werden. Arbeitnehmer partizipieren im Allgemeinen an Wettbewerbsvorteilen ihrer Unternehmen in Form von höheren Löhnen. Zugleich schafft dieses einen Anreiz multinational zu werden, denn damit stehen die Unternehmen den Gewerkschaften als gestärkte Verhandlungspartner

---

<sup>9</sup>Vgl. Caves [7], S. 3.

gegenüber.<sup>10</sup>

Zusätzlich zu der Existenz mobiler Produktionsfaktoren, die einem Unternehmen einen Wettbewerbsvorteil verschaffen, und dem Standortvorteil des Auslandes, muss es vorteilhaft sein, die Produktion innerhalb der Organisation des Unternehmens durchzuführen. Nach dem Transaktionskostenansatz ist dieses dann besser, wenn die durch unvollständige Informationen beim Güter- und Leistungsaustausch auf Märkten ausgelösten Transaktionskosten zu hoch sind. Das ist der notwendige Internalisierungsvorteil (*internalization advantage*).

Bei Auslandsdirektinvestitionen wird zwischen drei Typen unterschieden. Horizontal integrierte multinationale Unternehmen (MNU) produzieren gleiche oder ähnliche Güter im Ausland wie im Inland, während vertikal integrierte Unternehmen an einem Standort Inputgüter für die Produktion an einem der anderen Standorte fertigen. Ein MNU, dessen Produktion weder erkennbar horizontal noch vertikal miteinander verbunden ist, wird als diversifiziert bezeichnet. Ob die drei Bedingungen auch hinreichend sind, ist kontrovers. Zur Erklärung von vertikal integrierten MNU's und diversifizierten sind sie es vermutlich nicht.<sup>11</sup>

Ergänzend zu diesen Kontrollvariablen wird noch für die Firmengröße und die Exportaktivität kontrolliert. Wagner [19] identifiziert eine Reihe von Bestimmungsgründen für horizontale Direktinvestitionen auf Basis des auch hier verwendeten Hannoveraner Firmenpanels. Die Wahl der Kontrollvariablen in dieser Studie orientiert sich teilweise an den dort gefundenen Ergebnissen. Wagner findet einen positiven, aber abnehmenden Einfluss der Betriebsgröße auf die Wahrscheinlichkeit, Auslandsdirektinvestor zu sein. Theoretisch lässt sich zeigen, dass sich die hohen Fixkosten, die mit einer Direktinvestition im Ausland verbunden sind, eher bei hohen Stückzahlen amortisieren.

Auslandsdirektinvestitionen können Substitute oder Komplemente zu den Exporten eines Unternehmens sein. Die Lerntheorie der Internationalisierung von Johanson & Vahlne [11] besagt, dass Unternehmen ohne Auslandserfahrung zunächst Exporte als risikoärmere Form der Internationalisierung präferieren.<sup>12</sup> Der Intra-Unternehmenshandel, der inzwischen einen großen Anteil am Welthandel ausmacht – Dunning [9], S. 368, spricht von etwa einem Drittel –, ist eine weitere Erklärung für eine komplementäre Beziehung.

---

<sup>10</sup>Vgl. Rösner [16], S. 479. Aufgrund dieser Überlegung wäre es kein Widerspruch zu dem in Abschnitt 2 vorgestellten Modell, wenn die Lohnhöhe nicht von der Tarifvertragsstruktur abhängt.

<sup>11</sup>Vgl. hierzu Caves [7], S. 5.

<sup>12</sup>Vgl. Welge & Holtbrügge [20], S. 69.



## 3 Empirische Studie und Ergebnisse

### 3.1 Die Daten

Die Daten stammen aus dem *Hannoveraner Firmenpanel*<sup>13</sup>, einer über vier Jahre laufenden Stichprobenerhebung des Verarbeitenden Gewerbes in Niedersachsen. In der ersten Welle 1994 wurden 1025 Betriebe befragt, in der vierten Welle 1997 waren es 711. Die Betriebe entstammen einer nach Betriebsgrößenklassen und Branchen geschichteten Stichprobe aus der Grundgesamtheit aller produzierenden Betriebe in Niedersachsen mit mindestens fünf Beschäftigten (etwa 14.000). Ein Betrieb ist in dem Firmenpanel definiert als eine örtliche Einheit in der schwerpunktmäßig Tätigkeiten eines Unternehmens durchgeführt werden. Dieses entspricht der Bundesstatistikdefinition. Die Daten wurden von der Infratest Sozialforschung GmbH, München, erhoben und werden von Wissenschaftlern, die sich an der Universität Hannover zu der „Forschungsstelle Firmenpanel“ zusammengeschlossen haben, ausgewertet.

In den Wellen 2 und 4 bildeten Fragen zur internationalen Zusammenarbeit der Betriebe einen der Schwerpunkte und daher bezieht sich diese Untersuchung auf diese beiden Zeitpunkte. Detaillierte Daten über Tarifverträge und gewerkschaftliche Organisationsgrade der Beschäftigten liegen für die zweite Welle nicht vor, so dass bezüglich dieser Daten auf die erste Welle zurückgegriffen werden muss. Es wird angenommen, dass die tarifvertraglichen Regelungen sowie der gewerkschaftliche Organisationsgrad der zweiten Welle denen der ersten Welle entspricht. In der vierten Welle wurden die erforderlichen Daten in bezug auf Tarifverträge und Gewerkschaften erhoben.

#### **Tarifvertragliche Regelungen**

In der ersten Welle wurden die Betriebe gefragt, ob ihr Betrieb tarifgebunden sei. Mögliche Antworten waren ja, nein und nein, aber wir orientieren uns an einem Tarifvertrag. Außerdem wurde der Name des Tarifvertrages erfragt, der hinsichtlich der Löhne und Gehälter angewendet wird. Anhand dieser Angaben haben Bulmahn & Meyer [4] eine Einteilung der tarifgebundenen Betriebe in solche mit Haustarifverträgen (HT) und solche mit Verbandstarifverträgen (VT) vorgenommen. Von den 849 Betrieben, die an der zweiten Welle teilgenommen hatten, liegt für 842 die Klassifizierung aus der ersten Welle vor. Davon hatten gut 6% einen Haustarifvertrag, 61% waren durch einen Verbandstarifvertrag gebunden, 14% orientierten sich an einem Tarifvertrag und 19%

---

<sup>13</sup>Das Projekt *Das Hannoveraner Firmenpanel* wurde von der Volkswagen-Stiftung finanziell gefördert. Der Aufbau und die Zielsetzung des Firmenpanels ist in Brand & Carstensen [3] beschrieben. Das Panel eignet sich besonders für die Fragestellung dieser Arbeit, da es detaillierte Angaben über die tarifliche Bindung und Auslandsbeteiligungen der Unternehmen enthält.



waren weder tarifgebunden noch orientierten sie sich an einem solchen.

In der vierten Welle wurden die Betriebe direkt gefragt, ob sie durch einen Haus- oder Verbandstarifvertrag gebunden seien. Von den 711 teilnehmenden Betrieben antworteten 710 auf die Frage, wovon 8% einen Haustarifvertrag, 56% einen Verbandstarifvertrag und 36% keinen Vertrag hatten. Die Beantwortungsquote bei der Frage nach dem gewerkschaftlichen Organisationsgrad der Arbeitnehmer(innen) fiel leider erheblich schlechter aus: Es antworteten nur 68% in der ersten Welle und 76% der Betriebe in der vierten Welle auf diese Frage. Der Rest antwortete: „Kann ich nicht beurteilen“.

### **Internationale Beteiligungen**

Die Betriebe wurden in der zweiten und vierten Welle gefragt, ob sie an einem, mehreren oder keinem Betrieb im Ausland beteiligt sind. Hierzu zählten auch 100 %ige Tochtergesellschaften.

Des Weiteren liegen Daten vor, ob es sich dabei um Produktionsfirmen handelt, ob dort auch Endprodukte gefertigt werden, wie sie in Niedersachsen hergestellt werden und ob dort auch Vorprodukte für die niedersächsische Produktion bzw. umgekehrt produziert werden. Als Gründe für Auslandsdirektinvestitionen konnten die Betriebe u.a. geringere Lohnkosten sowie geringere Lohnnebenkosten angeben. Tabelle 1 gibt einen Überblick über die Struktur der Auslandsbeteiligungen. Quantitative Daten über die ausländischen Beteiligungen liegen nicht vor.

Tabelle 1: Struktur der Auslandsbeteiligungen

Von allen Auslandsbeteiligungen waren	1995	1997
Produktionsfirmen	80%	68%
Horizontal integrierte Direktinvestitionen	67%	59%
Investitionen auch aus Lohnkostengründen	56%	54%

Bis auf drei Betriebe haben alle auf die Frage nach Auslandsbeteiligungen geantwortet. Im Jahr 1995 hatten 13% der befragten Betriebe mindestens eine Auslandsbeteiligung, 1997 waren es 15%. Da große Betriebe in der Stichprobe überrepräsentiert sind und große Betriebe auch eher Auslandsdirektinvestoren sind, heißt das nicht, dass auch 13-15% aller niedersächsischen Betriebe Auslandsbeteiligungen besitzen. Dieser Anteil lag 1995 lediglich bei 4%, wobei 41% der Betriebe mit mehr als 250 Beschäftigten Auslandsdirektinvestoren sind, aber nur 1% der Betriebe mit weniger als 20 Beschäftigten. Wagner [18] beschreibt ausführlich die internationalen ökonomischen Verflechtungen niedersächsischer Firmen auf Basis der zweiten Welle des Hannoveraner Firmenpanels.

### **Zusammenhang: Tarifvertragsstruktur und Auslandsbeteiligungen**

In dieser Untersuchung werden die verschiedenen Typen von Auslandsdirektinvesti-

tionen (ADI) auf die Tarifvertragsstruktur und die Kontrollvariablen regressiert. Die Dummy-Variable ADI hat den Wert 1, wenn der entsprechende Betrieb mindestens eine Auslandsbeteiligung hat. Handelt es sich dabei um einen Produktionsbetrieb, so ist  $ADI-P=1$ , bei einem horizontal, vertikal oder horizontal-oder-vertikal integrierten Betrieb ist  $ADI-j=1$ ,  $j=H, V, HV$ . Schließlich nimmt die Dummy-Variable ADI-LK den Wert 1 an, falls einer der Gründe für die Auslandsbeteiligung geringere Lohn- bzw. Lohnnebenkosten im Ausland war. Mit dieser Variable soll untersucht werden, ob sich der Einfluss der Tarifvertragsstruktur auf lohnkostenmotivierte Auslandsbeteiligungen von dem auf alle Auslandsbeteiligungen unterscheidet. Von allen Betrieben, die eine Auslandsbeteiligung besitzen, geben 55% zu hohe Lohnkosten als einer der Gründe für die Beteiligung an. Unter den Betrieben mit einer Beteiligung an einer Produktionsstätte sind es 68%.

Tabelle 2: Zusammenhang zwischen der Tarifvertragsstruktur und ADI (in Prozent)

		Kein Tarifvertrag	Verbands- tarifvertrag	Firmen- tarifvertrag	Gesamt	(Pearson $\chi^2$ ) Prob[ $c > \chi^2$ ]
1995	Keine ADI	91	86	75	87	(10,87)
	ADI	9	13	25	13	0,00
1997	Keine ADI	87	84	78	85	(3,82)
	ADI	13	16	22	15	0,15

In Tabelle 2 sind die relativen Häufigkeiten bei gegebener Tarifvertragsstruktur kein oder ein Auslandsdirektinvestor zu sein wiedergegeben. Die relative Häufigkeit ein Auslandsdirektinvestor zu sein ist am höchsten, wenn der Betrieb durch einen Firmentarif gebunden ist und am geringsten, wenn er gar nicht tarifgebunden ist. Die Nullhypothese der Unabhängigkeit kann für 1995 deutlich abgelehnt werden, für 1997 nicht auf einem üblichen Signifikanzniveau (letzte Zeile in Tabelle 2). Die Kreuztabelle gibt nur einen ersten Überblick über mögliche Zusammenhänge der Variablen. Um andere Einflüsse kontrollieren zu können, wird ein multivariates Modell geschätzt. Es werden folgende Kontrollvariablen verwendet.

### Kontrollvariablen

Die Betriebsgröße wird durch die Zahl der Beschäftigten gemessen. Hierzu wird der Durchschnitt aus der Beschäftigtenzahl zu Beginn und zum Ende des jeweiligen Jahres gebildet. Zusätzlich wird die Variable in quadrierter Form verwendet. Der Lohn entspricht dem Quotienten aus der Lohn- und Gehaltssumme (ohne Lohnnebenkosten) und der Beschäftigtenzahl. Die Exportquote ist der prozentuale Anteil vom Umsatz, der im Vorjahr durch Verkäufe im Ausland erzielt wurde. Für den Erfolg von Forschungs- und

Entwicklungsaktivitäten wird die Proxy-Variablen 'Patente' verwendet. Diese Dummy-Variablen hat den Wert 1, wenn der Betrieb im Vorjahr mindestens ein Patent angemeldet hatte. Die Arbeitsproduktivität wird durch die Wertschöpfung je Beschäftigten bestimmt. Dazu werden die Aufwendungen für Waren, Roh-, Hilfs- und Betriebsstoffe vom Umsatz abgezogen und der resultierende Wert durch die Zahl der Beschäftigten geteilt. Leider war die Beantwortungsquote auf die Frage nach dem Anteil der Waren und Betriebsstoffe am Umsatz des Vorjahres sehr gering. In den beiden Wellen haben jeweils nur etwa 76% die Frage beantwortet. Es zeigt sich jedoch, dass diese Variable einen hoch signifikanten Einfluss hat und daher nicht weggelassen werden sollte.<sup>14</sup>

Um industriespezifische Einflüsse zu kontrollieren, werden 11 Industrie-Dummies in die Regression aufgenommen. Die Definition der Dummies entspricht der Branchenklassifikation, die seit 1995 in der amtlichen Statistik verwendet wird. Dort sind es insgesamt 14 Industriezweige. In dieser Studie werden jeweils die Branchen „Textil- und Bekleidungsindustrie“ und „Lederindustrie,; „Holzindustrie (ohne Herstellung von Möbeln)“ und „Herstellung von Möbeln, Schmuck, Musikinstrumenten, Sportgeräten, Spielzeug und sonstige Erzeugnisse; Recycling“ sowie „Chemische Industrie“ und „Herstellung von Gummi- und Kunststoffwaren“ zusammengefasst.<sup>15</sup> Der Grund für die Zusammenfassung ist, dass für einzelne Branchen sehr wenige Beobachtungen – teilweise nur eine einzige – vorliegen.

Tabelle 3: Deskriptive Statistik<sup>16</sup>

Variable	1995		1997	
	Mittelwert	Standardabw.	Mittelwert	Standardabw.
ADI Dummy, ja=1	13		15	
Haustarif, ja=1	6		8	
Flächent., ja=1	61		56	
Gewerk.Org.Grad in %	35	34	31	33
# Beschäftigte	181	673	167	634
Lohn in 1000 DM	49	19	50	16
Exportquote in %	14	20	15	22
Arb.Prod. in 1000 DM	126	111	131	74
Patent, ja=1	16		16	

<sup>14</sup>Die Frage nach der Lohn- und Gehaltssumme wurde von 15% (2. Welle) bzw. 10% (4. Welle) nicht beantwortet. Die Beantwortungsquote der anderen Kontrollvariablen liegt bei jeweils (teilweise deutlich) über 95%.

<sup>15</sup>Für die 2. Welle liegt eine Einteilung der Betriebe in 19 Branchen vor. Diese feinere Einteilung wurde zuvor auf die 14-Branchen-Klassifikation abgebildet.

<sup>16</sup>Bei Dummy-Variablen entspricht der Mittelwert der Häufigkeit des Wertes 1 in %.

### 3.2 Das Modell und die Ergebnisse

Das Ziel der Analyse ist die Bestimmung der Gründe, die zu einer Auslandsdirektinvestition führen. Es wird angenommen, dass das diskrete Ereignis durch eine latente Variable  $y_{it}^*$  beschrieben werden kann. Die Faktoren umfassen zeitabhängige und zeitunabhängige Variablen und einen unbeobachteten Zufallsterm. Als Schätzverfahren wird ein *random effects* Probit-Modell verwendet. Es wird der Ansatz von Butler & Moffitt [5] verwendet.<sup>17</sup> Das Modell lautet:

$$\begin{aligned} y_{it}^* &= X_{it}\beta + \epsilon_{it}, & \text{mit } \epsilon_{it} &= \alpha_i + u_{it}, \\ y_{it} &= \begin{cases} 0 & \text{falls } y_{it}^* \leq 0 \\ 1 & \text{falls } y_{it}^* > 0 \end{cases} \end{aligned} \quad (5)$$

wobei  $i$  der Betriebsindex und  $t$  der Zeitindex ist. Im *random effects* Probit-Modell wird angenommen, dass der betriebsspezifische Effekt  $\alpha_i$  eine normalverteilte Zufallsvariable ist,  $\alpha_i \sim IN(0, \sigma_\alpha^2)$ . Weiter wird angenommen, dass

$$u_{it} \sim IN(0, \sigma_u^2), \quad E(X_{it}\alpha_i) = E(X_{it}u_{it}) = 0, \quad E(\alpha_i u_{it}) = 0 \quad (6)$$

In Gleichung (5) ist  $y_{it}$  die Dummy-Variable ADI oder eine der speziellen Beteiligungsformen ADI-j. Der Vektor  $X_{it}$  enthält die Tarifvertragsstruktur und die anderen in Abschnitt 3.1 erläuterten Kontrollvariablen. Ein positiver Koeffizient  $\beta_k$  zeigt an, dass die Variable  $x_k$  einen positiven Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit hat, Auslandsdirektinvestor zu sein. Zur Kontrolle der Annahme, dass die Individualeffekte nicht mit den Regressoren  $X_{it}$  korreliert sind ( $E(X_{it}\alpha_i) = 0$  (6)), wurde ein Hausman-Test basierend auf der Differenz zwischen Chamberlain's *conditional maximum-likelihood* Schätzer und dem gewöhnlichen *logit maximum-likelihood* Schätzer durchgeführt. Es gibt keine Evidenz für eine Korrelation.<sup>18</sup> Die Schätzung des beschriebenen Modells erfolgt mit dem *Maximum-Likelihood* Schätzverfahren. Die Regressionsergebnisse sind in den Tabellen 4 und 5 abgedruckt.

Tabelle 4 dokumentiert die Ergebnisse der Regressionen mit der endogenen Variable beliebige Auslandsbeteiligung, ADI. In (1) wurde das gepoolte Probit-Modell geschätzt. Das gepoolte Modell geht davon aus, dass keine Individualeffekte vorliegen. Die Koeffizienten weisen zwar nicht die gleichen Werte auf, haben aber immer das gleiche

<sup>17</sup>Siehe Baltagi [1] für eine ausführliche Darstellung über die Analyse von diskreten Paneldaten.

<sup>18</sup>Vergleiche Baltagi [1], S. 180. Die beiden Schätzansätze beziehen sich auf die gleichen Beobachtungen. Da jedoch nur eine geringe Variation in der abhängigen Variable vorliegt, ist die Aussagefähigkeit dieses Tests stark eingeschränkt. Des Weiteren wurde auf Heteroskedastizität getestet. Für beide Querschnitte kann die Nullhypothese von Homogenität nicht abgelehnt werden.

Vorzeichen und sind auf dem gleichen Niveau wie die Koeffizienten des *random effects* Modells signifikant. Ein *likelihood ratio* Test lehnt das gepoolte Modell jedoch ab. In (2) bis (10) wurde das *random effects* Modell (5) geschätzt. Die vorletzte Zeile in Tabelle 4 zeigt die Ergebnisse der Wald-Tests der Nullhypothese, dass die Koeffizienten der Dummyvariablen Haustarifvertrag und Verbandstarifvertrag gleich sind, d.h.  $\beta_{HT} = \beta_{VT}$ .

In den Regressionen (1) bis (3) ist der Koeffizient der Dummy-Variable Haustarifvertrag positiv, wobei die nicht-tarifgebundenen Betriebe die Vergleichsgruppe bilden. Er ist jedoch nur bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10% statistisch signifikant ((1) und (2)). Der Koeffizient der Dummy-Variable Verbandstarifvertrag ist nicht signifikant von null verschieden und wechselt das Vorzeichen. Er ist stets kleiner als der Haustarifvertrags-Koeffizient und in allen drei Varianten bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10% verschieden von diesem. Das bedeutet, dass Unternehmen, die durch einen Haustarifvertrag gebunden sind, mit größerer Wahrscheinlichkeit Auslandsdirektinvestoren sind als Unternehmen, die einem Flächentarifvertrag unterliegen oder gar nicht vertraglich gebunden sind. Dieses Ergebnis ist jedoch nur relativ schwach signifikant. Wenn nur die Betriebe betrachtet werden, die tarifvertraglich gebunden sind (Haus- oder Verbandstarifvertrag), ist die Wahrscheinlichkeit, dass ein Betrieb mit Verbandstarifvertrag Auslandsdirektinvestor ist, signifikant geringer als bei einem Betrieb mit Haustarifvertrag. Dieses Ergebnis stammt aus Variante (5), in dem Betriebe mit einem Firmentarifvertrag die Basis bilden und der Koeffizient der Variablen Verbandstarifvertrag negativ ist und auf einem Niveau von 5% signifikant von null verschieden ist.<sup>19</sup>

Die Koeffizienten des gewerkschaftlichen Organisationsgrades der Arbeitnehmer und der durchschnittlichen betrieblichen Lohnhöhe sind positiv aber insignifikant. Das Ergebnis in bezug auf den gewerkschaftlichen Organisationsgrad bestätigt das Ergebnis von Karrier [12], der für amerikanische Direktinvestitionen im Ausland ebenfalls keinen signifikanten Einfluss dieser Größe findet.

In den Regressionen (6) bis (10) ist die endogene Variable jeweils eine der verschiedenen Auslandsdirektinvestitionstypen ADI- $j$ ,  $j \in \{P, H, V, HV, LK\}$ . Die Varianten beziehen sich jeweils auf die Gruppe der Betriebe, die durch einen Haus- oder Verbandstarifvertrag gebunden sind. Der Koeffizient der Verbandstarifvariablen ist jeweils negativ und außer bei vertikal integrierten Beteiligungen auf dem 5 oder 10% Niveau

---

<sup>19</sup>Da die in dieser Variante betrachteten Betriebe entweder einen Haus- oder einen Verbandstarifvertrag haben, ergibt sich ein analoges Ergebnis, wenn die Betriebe mit einem Verbandstarifvertrag die Basis bilden: Betriebe mit einem Firmentarifvertrag sind signifikant häufiger Auslandsdirektinvestoren.

gegen null gesichert. Bei den kostenmotivierten Auslandsbeteiligungen, ADI-LK, ist der Koeffizient auf dem 6% Niveau signifikant und verfehlt damit das 5% Niveau nur knapp.

Insgesamt ergibt sich das relativ robuste Ergebnis, dass Betriebe mit einem Haustarifvertrag *ceteris paribus* mit höherer Wahrscheinlichkeit Auslandsdirektinvestoren sind als verbandstariflich gebundene Betriebe. Dieses gilt bei relativ höherer statistischer Signifikanz bei beliebigen und horizontal integrierten Beteiligungen sowie bei Beteiligungen an Produktionsbetrieben. Die These, dass Flächentarifverträge zu Produktionsverlagerungen führen, kann somit *nicht* bestätigt werden. Das in Abschnitt 2 vorgestellte Modell, welches einen negativen Zusammenhang zwischen der Zentralisierung der Lohnverhandlungen und Auslandsdirektinvestitionen prognostiziert, kann nicht abgelehnt werden. Dieses Ergebnis gilt unter der hier getroffenen Annahme, dass die Tarifvertragsstruktur exogen ist. Aufgrund der geringen Anzahl der „Starter“, d.h. es sind 38 Betriebe, die 1995 nicht, 1997 aber doch Auslandsinvestoren waren, und der insgesamt geringen Zahl von Betrieben mit Haustarifvertrag, lässt sich über die zeitliche Entwicklung und damit auch über die Kausalität keine eindeutige Aussage treffen. Diese ersten Ergebnisse über den Zusammenhang der tariflichen Bindung und der Wahrscheinlichkeit, Auslandsdirektinvestor zu sein, können daher nur unter diesen Vorbehalten interpretiert werden. Sie bestätigen jedoch die Ergebnisse von Peters & Schneider [15], die für die OECD-Länder um so höhere ausfließende Direktinvestitionen finden, je dezentraler bzw. unkoordinierter die Lohnverhandlungen sind.

Die Kontrollvariablen haben die erwarteten und teilweise auch schon von Wagner [19] gezeigten Vorzeichen und sind hochsignifikant. Die Betriebsgröße hat einen positiven nicht-linearen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit, ein Auslandsdirektinvestor zu sein. Das Maximum des umgekehrt u-förmigen Verlaufes liegt bei einer so hohen Beschäftigtenzahl, dass nur in zwei Betrieben die Beschäftigtenzahl höher ist (Variante (2)). Das bedeutet größere Betriebe sind eher Auslandsdirektinvestoren, der Einfluss der Größe nimmt aber ab.

Der Zusammenhang zwischen der Arbeitsproduktivität eines Betriebes und der Wahrscheinlichkeit, ein Auslandsdirektinvestor zu sein, ist durchgängig signifikant positiv. Das bedeutet, je höher die Wertschöpfung je Beschäftigten ist, desto eher wird ein Betrieb Auslandsdirektinvestor sein. Die Arbeitsproduktivität ist zum einen eine Proxy für die eingesetzte Technologie, z.B. für die Kapitalintensität. Da für die Industriezugehörigkeit der Betriebe durch Dummies kontrolliert wird, kann die Variable auch als Maß für die Effizienz des Produktionsprozesses interpretiert werden. Das Ergebnis steht dann in Übereinstimmung mit dem eklektischen Ansatz, da z.B. ein effizienter

Produktionsprozess ein Wettbewerbsvorteil ist. Es stützt darüber hinaus das theoretische Modell über den Einfluss des Zentralisierungsgrades in Lohnverhandlungen auf Auslandsdirektinvestitionen aus Abschnitt 2. Für diesen Ansatz wurde *angenommen*, dass es die produktiveren Unternehmen sind, die *ceteris paribus* eher im Ausland direkt investieren. Der positive Einfluss, durch einen Haustarifvertrag gebunden zu sein, auf die Wahrscheinlichkeit, Auslandsdirektinvestor zu sein, gilt auch dann, wenn nicht für die Arbeitsproduktivität kontrolliert wird (Regression (4)).

Alle Schätzungen wurden auch mit der instrumentierten Variable Arbeitsproduktivität durchgeführt, da diese in der einstufigen Schätzung möglicherweise mit dem Fehlerterm korreliert ist. In der ersten Stufe wurde die reduzierte Form geschätzt, die zweite Stufe entspricht dem Modell (5). Das Ergebnis, dass flächentarifvertragsgebundene Betriebe seltener Auslandsdirektinvestoren sind, bleibt hierbei genauso wie in den entsprechenden Regressionen ohne die Variable Produktivität erhalten.<sup>20</sup>

Die Exporttätigkeit eines Unternehmens hat den erwarteten positiven Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit Auslandsdirektinvestor zu sein. Unternehmen zeigen also gleichzeitig eine hohe Exportaktivität und eine hohe Bereitschaft im Ausland direkt zu investieren. Aus diesem Ergebnis kann jedoch nicht eindeutig die Schlussfolgerung gezogen werden, dass Exporte und Auslandsdirektinvestitionen Komplemente sind, obwohl das Ergebnis darauf hindeutet. Schließlich könnte es sein, dass die Exporte ohne Auslandsdirektinvestitionen noch höher ausfallen würden.

Betriebe, die im vorangegangenen Jahr mindestens ein Patent angemeldet hatten, sind mit einer größeren Wahrscheinlichkeit Auslandsdirektinvestoren als andere Betriebe. Patentanmeldungen als Proxy-Variable für den Erfolg in Forschung und Entwicklung führen dazu, dass die Betriebe ihren Wettbewerbsvorteil auch durch Produktion und Vertrieb im Ausland nutzen. Die Koeffizienten der Industrie-Dummies deuten auf Unterschiede in der Wahrscheinlichkeit, Auslandsdirektinvestor zu sein, zwischen den Industrien hin. Überraschenderweise sind sie nicht in allen Regressionen gemeinsam signifikant. Qualitativ bleiben die Ergebnisse in bezug auf die Tarifvariablen und die anderen Faktoren auch ohne die Industrie-Dummies erhalten.

## 4 Zusammenfassung

In dieser Studie wurde der Zusammenhang zwischen der Tarifvertragsstruktur und der Wahrscheinlichkeit, Auslandsdirektinvestor zu sein, untersucht. Betriebe mit Haus-

---

<sup>20</sup>Die Ergebnisse sind vom Autor auf Anfrage erhältlich.



tarifverträgen sind *ceteris paribus* mit einer größeren Wahrscheinlichkeit Auslandsdirektinvestoren als Betriebe, die durch einen Flächentarifvertrag gebunden sind oder nicht-tarifgebunden sind. Die Ergebnisse in Bezug auf die Vertragsstruktur sind jedoch nicht in allen Fällen auf dem 5% Niveau statistisch signifikant.

Die analysierten Daten deuten aber darauf hin, dass die weit verbreitete These, inflexible Flächentarifverträge zwingen Unternehmen zu Produktionsverlagerungen, zu kurz greift. Die Ergebnisse bestätigen diese These nicht. Die These, dass Unternehmen mit einer hohen Ausstattung an materiellen und immateriellen Aktiva, die potenzielle Direktinvestoren im Ausland sind, durch Flächentarifverträge begünstigt werden und somit seltener im Ausland investieren, kann nicht abgelehnt werden.



Tabelle 4: Bestimmungsgründe für Auslandsbeteiligungen

Abhängige Variable	Auslandsbeteiligung (ADI), Dummy: ja=1				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Erklärende Variablen					
Haustarif	0,34	0,84	0,80	0,87	
ja=1	(1,72) <sup>°</sup>	(1,94) <sup>°</sup>	(1,59)	(2,11)*	
Verbandstarif	0,01	0,11	-0,03	0,05	-1,42
ja=1	(0,09)	(0,38)	(-0,09)	(0,19)	(-2,54)*
Gewerkschaftl. Organisationsgrad			0,004		
Lohn in 1000			(0,56)		
			0,26		
			(0,83)		
Betriebsgröße	1,12	3,01	2,70	4,05	4,78
# Besch. in 1000	(5,01)**	(3,93)**	(2,99)**	(4,36)**	(3,62)**
Betriebsgröße quadriert	-0,06	-0,17	-0,15	-0,24	-0,27
	(-3,26)**	(-2,91)**	(-2,05)**	(-3,55)**	(-3,00)**
Arb.Produktivität	0,17	0,38	0,60		0,63
Wertschö. in 1000	(2,92)**	(2,62)**	(2,41)*		(3,12)**
Exportquote	0,02	0,04	0,03	0,04	0,04
	(6,56)**	(4,17)**	(3,18)**	(4,34)**	(3,62)**
Patente	0,55	0,96	1,04	1,09	1,46
ja=1	(4,36)**	(3,17)**	(2,57)**	(3,71)**	(3,06)**
Konstante	-2,34	-5,58	-5,82	-5,57	-6,40
Industrie-Dummies <sup>1)</sup>	ja*	ja	ja	ja <sup>°</sup>	ja <sup>°</sup>
$H_0: \beta_{Haus} = \beta_{Verb}, \chi^2$	3,42 <sup>°</sup>	3,13 <sup>°</sup>	3,09 <sup>°</sup>	4,07*	-
Prob[ $c > \chi^2$ ]	0,06	0,08	0,08	0,04	-
$R^2$ , Vorhersage <sup>2)</sup>	0,23	0,86	0,85	0,86	0,84
# Beobachtungen	1148	1148	810	1480	762

(1) Probit-Modell gepoolt; (2)-(5): Probit-Panel; t-Werte in Klammern;

<sup>°</sup>, \* bzw. \*\*: statistisch signifikant bei Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,1; 0,05 bzw 0,01.

<sup>1)</sup> Gemeinsame Signifikanz. <sup>2)</sup> (1): Pseudo  $R^2$ ; (2)-(5): Anteil richtiger Vorhersagen bei  $\hat{y}_{it} = 1$ , wenn  $\hat{F}_{it} > 0,5$ .

Tabelle 5: Bestimmungsgründe für Auslandsbeteiligungen

Abhängige Variable	ADI-HV	ADI-LK	ADI-P	ADI-H	ADI-V
Erklärende Variablen	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Verbandstarif	-1,30 (-1,93)*	-0,89 (-1,88) <sup>o</sup>	-1,65 (-2,52)*	-1,43 (-2,21)*	-1,10 (-1,03)
Betriebsgröße # Besch. in 1000	3,50 (3,48)**	1,62 (2,47)*	8,24 (3,96)**	6,36 (4,38)**	5,38 (3,73)**
Betriebsgröße quadriert	-0,19 (-1,90) <sup>o</sup>	-0,08 (-1,15)	-0,47 (-3,70)**	-0,36 (-3,81)**	-0,28 (-2,58)**
Arb.Produktivität Wertschö. in 1000	0,49 (3,54)**	0,58 (2,58)**	1,00 (3,52)**	0,48 (2,50)*	0,82 (3,29)**
Exportquote	0,03 (3,19)**	0,02 (2,29)*	0,04 (2,96)**	0,05 (3,18)**	0,05 (2,95)**
Patente ja=1	1,04 (1,95) <sup>o</sup>	0,70 (1,93) <sup>o</sup>	1,43 (2,68)**	0,99 (1,91) <sup>o</sup>	1,63 (2,71)**
Konstante	-7,73	-2,20	-16,92	-12,97	-13,57
Industrie-Dummies <sup>1)</sup>	ja**	ja**	ja*	ja*	ja
Vorhersage <sup>2)</sup>	0,88	0,92	0,88	0,89	0,92
# Beobachtungen	758	755	758	758	758

(6)-(10) Probit-Panel; t-Werte in Klammern;

<sup>o</sup>, \* bzw. \*\*: statistisch signifikant bei Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,1; 0,05 bzw 0,01.

<sup>1)</sup> Gemeinsame Signifikanz. <sup>2)</sup> Anteil richtiger Vorhersagen bei  $\hat{y}_{it} = 1$ , wenn  $\hat{F}_{it} > 0,5$ .

Zur Definition der ADI-j siehe Abschnitt 3.1.

## Literatur

- [1] Baltagi, Badi (1995), *Econometric Analysis of Panel Data*. Chichester: Wiley.
- [2] Booth, A. L. (1995), *The Economics of the Trade Union*. Cambridge University Press.
- [3] Brand, R. und Carstensen, V. (1995). Das Hannoveraner Firmenpanel – Ein Betriebspanel in Niedersachsen. In: Schasse, U. und Wagner, J. (Hrsg.), *Erfolgreich Produzieren in Niedersachsen – Untersuchungen mit Daten aus der ersten Welle des Hannoveraner Firmenpanels*. NIW-Vortragsreihe, 10. Hannover: Niedersächsisches Institut für Wirtschaftsforschung, 1-36.
- [4] Bulmahn, G. und Meyer, W. (1998). Ergänzende Tarifvertragsregelungen zum Hannoveraner Firmenpanel. *Das Hannoveraner Firmenpanel, Diskussionspapiere*, Nr. 14. Universität Hannover.
- [5] Butler, J. und Moffitt, R. (1982). A Computationally Efficient Quadrature Procedure for the One Factor Multinomial Probit Model. *Econometrica*, 50, 761-764.
- [6] Calmfors, L. and Driffill, J. (1988). Centralization of wage bargaining. *Economic Policy*, April, 13-61.
- [7] Caves, R. E. (1996), *Multinational Enterprise and Economic Analysis, Second Edition*. Cambridge University Press.
- [8] Cooke, W. N. (1997). The Influence of Industrial Relations Factors on U.S. Foreign Direct Investment Abroad. *Industrial and Labor Relations Review*, 51 (1), 3-17.
- [9] Dunning, J. H. (1981). *International Production and the Multinational Enterprise*. London: George Allen and Unwin.
- [10] Franz, W. (1996), *Arbeitsmarktökonomik, 3. Auflage*. Berlin: Springer.
- [11] Johanson, J. und Vahlne, J.E. (1977). The Internationalization Process of the Firm – A Model of Knowledge Development and Increasing Foreign Market Commitments. *Journal of International Business Studies*, 8 (1), 23-32.
- [12] Karrier, T. (1995), U.S. Production and Unions. *Industrial Relations*, 34 (1), 107-118.
- [13] Moene, K. O. und Wallerstein, M. mit Hoel, M. (1993). Bargaining Structure and Economic Performance. In: Flanagan, R. J., Moene, K. O. und Wallerstein, M. (Hrg.), *Trade Union Behaviour, Pay-Bargaining, and Economic Performance*. Oxford: Clarendon.
- [14] Peters, R. H. (1997). Strategic Foreign Direct Investment under Union Firm Wage Bargaining. *Wirtschaftstheoretische Diskussionsbeiträge, Universität Dortmund*, 97-19.

- [15] Peters, R. H. and Schneider, K. (2000), Die Struktur kollektiver Lohnverhandlungen und ausfließende Direktinvestitionen in der OECD. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 220/1, 48-63.
- [16] Rösner, H. J. (1995), Global Competition – Konsequenzen für die Tarifpolitik ? *Wirtschaftsdienst*, 9, 475-483.
- [17] United Nations (1992). The Determinants of Foreign Direct Investment, A Survey of the Evidence. New York.
- [18] Wagner, J. (1997), Aktivitäten niedersächsischer Industriebetriebe auf Auslandsmärkten. *Neues Archiv für Niedersachsen*, 1, 1-15.
- [19] Wagner, J. (1998), Bestimmungsgründe internationaler Firmentätigkeit. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 217/5, 613-627.
- [20] Welge, M. K. und Holtbrügge, D. (1998), *Internationales Management*. Landsberg/Lech: Moderne Industrie.
- [21] WSI-Tarifhandbuch 1999. Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliches Institut in der Hans-Böckler-Stiftung. (Hrg.) Köln: Bund-Verlag.