

# Wer ist noch Mitglied in Gewerkschaften?

## Eine Panelanalyse für Westdeutschland

Von Bernd Fitzenberger<sup>1</sup>, Isabelle Haggeney<sup>2</sup> und Michaela Ernst<sup>3</sup>

### 1. Einleitung

Die Mitgliederzahl der deutschen Gewerkschaften wies in den letzten zehn Jahren stark gegenläufige Trends auf. War mit der Vereinigung Deutschlands ein starker Anstieg in der Mitgliederzahl einhergegangen, erleben die Gewerkschaften seit 1992 einen umso stärkeren Einbruch. Diese Entwicklung beflügelt seit einiger Zeit die Diskussion um den Fortbestand des bundesdeutschen Tarifsystems, vgl. Institut der deutschen Wirtschaft (1994, 1996a,b,c) und Schnabel (1997). Diese Arbeit unternimmt eine ökonomische Paneluntersuchung der Determinanten der Gewerkschaftsmitgliedschaft unter beschäftigten Arbeitnehmern in Westdeutschland. Im Zentrum der Untersuchung steht die Frage nach der zeitlichen Stabilität der geschätzten Mitgliedschaftsfunktion. Zur Bestimmung eines Maßes der Verhandlungsmacht von Gewerkschaften erfolgt auf Basis der präferierten ökonomischen Spezifikation eine Hochrechnung der Gewerkschaftsmitgliedschaft auf Sektorebene.

Die Mitgliederzahlen der einzelnen Gewerkschaften spiegeln nur unzureichend deren Bedeutung am Arbeitsmarkt wider, da die Zahlen üblicherweise nicht nach beschäftigten und nichtbeschäftigten Mitgliedern unterscheiden, vgl. Franz (1996, Kapitel 7.2). Für eine sektorale Betrachtungsweise liegen für die meisten Nicht-DGB-Gewerkschaften nur aggregierte Mitgliederzahlen vor, und die DGB-Gewerkschaften umfassen meist mehrere Sektoren der Volkswirtschaft. Ab 1991 werden darüber hinaus meist nur noch gesamtdeutsche Zahlen veröffentlicht. Für die Zeit bis 1985 gibt es mehrere Arbeiten in der Literatur, vgl. Armingeon (1988) und Lorenz und

---

\* Verantwortlicher Herausgeber/editor in charge: W. K.

\*\* Wir danken Wolfgang Franz, Michael Lechner, Claus Schnabel, Joachim Wagner und zwei anonymen Gutachtern für nützliche Hinweise. Alle Unzulänglichkeiten gehen jedoch alleine zu unseren Lasten.

<sup>1</sup> Technische Universität Dresden und Universität Mannheim.

<sup>2</sup> Deutsche Bank, Frankfurt am Main.

<sup>3</sup> Mitchell Madison Group, Frankfurt am Main.

Wagner (1991), die die Anzahl der beschäftigten Gewerkschaftsmitglieder für einige Sektoren der Volkswirtschaft schätzen, um so ein zuverlässigeres Maß des Organisationsgrades unter den Beschäftigten zu erzielen. Diese Studie verfolgt das gleiche Ziel für einen aktuelleren Zeitraum und für fast alle privaten Sektoren der Volkswirtschaft.

Die theoretischen Überlegungen über die Motivation einer Gewerkschaftsmitgliedschaft, die der ökonometrischen Spezifikation der Mitgliedschaftsfunktion zugrundeliegen, müssen dem Öffentlichen-Gut-Charakter der wichtigsten Leistungen von Gewerkschaften Rechnung tragen, vgl. Armingeon (1988), Lorenz und Wagner (1991, Abschnitt 2) und Schnabel (1989). Durch die arbeitsrechtlichen Regelungen in Deutschland war in der Vergangenheit fast jeder Arbeitnehmer in Westdeutschland von den Tarifabschlüssen der zuständigen Gewerkschaft betroffen, unabhängig von seinem Mitgliedsstatus. Es ist daher davon auszugehen, daß sich Beschäftigte angesichts dieses Trittbrettfahrerproblems nicht nur aufgrund der ökonomischen Vorteile organisieren. Der Literatur folgend lassen sich gleichwohl selektive Anreize im Rahmen einer Nutzen-Kosten-Analyse der Mitgliedschaft identifizieren, die die ökonometrische Spezifikation der Mitgliedschaftsfunktion in dieser Arbeit leiten.

Mit dieser Arbeit wird nach unserem Kenntnisstand zum ersten Mal eine Panelanalyse der Gewerkschaftsmitgliedschaft in Westdeutschland auf Basis von Individualdaten durchgeführt.<sup>4</sup> Die Schätzung beruht auf Daten des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP), im Rahmen dessen für die Jahre 1985, 1989 und 1993 die Gewerkschaftsmitgliedschaft abgefragt wurde. Als Schätzverfahren findet der GMM-Schätzer nach Avery, Hansen und Hotz (1983) Anwendung, der keine Spezifikation der Kovarianzmatrix der Fehlerterme für ein Individuum über die Zeit hinweg erfordert und somit robuste Inferenz gegenüber der Autokorrelation im Mitgliedschaftsverhalten für ein Individuum erlaubt. Die ökonometrische Schätzung wird für das Unbalanced Panel durchgeführt.<sup>5</sup> Im Lichte der Diskussion um die Mitgliedschaftsverluste der Gewerkschaften führen wir umfangreiche Tests der Spezifikation und der zeitlichen Stabilität der geschätzten Mitgliedschaftsfunktion durch. Schließlich wird die von den Testergebnissen her präferierte Schätzung zur Hochrechnung des Organisationsgrades der Gewerkschaften unter den tatsächlich Beschäftigten für 46 Sektoren verwendet. Hierfür werden die umfangreichen Individualdaten der IAB-Beschäftigten-

---

<sup>4</sup> In der aktuellen Studie Goerke und Pannenberg (1998) werden u. a. Mitgliedschaftsfunktionen separat für die genannten drei Jahre geschätzt, ohne jedoch den Panelcharakter der Daten zu nutzen, und aufgrund einer anderen Zielsetzung wird auch nicht die zeitliche Stabilität im Mitgliedschaftsverhalten untersucht.

<sup>5</sup> Um die Robustheit der Ergebnisse zu untersuchen, wurde die gleiche Untersuchung für das Balanced Panel durchgeführt. Diese Ergebnisse sind Teil der ursprünglichen Fassung dieser Arbeit, Fitzenberger et al. (1998).

stichprobe verwandt. Somit stellt die Arbeit eine Erweiterung und Aktualisierung der Studie von Lorenz und Wagner (1991) dar, die auf Basis der SOEP-Daten für das Jahr 1985 eine reine Querschnittsschätzung der Mitgliedschaftsfunktion durchführte und die die Mitgliedschaft nur für die Sektoren des Verarbeitenden Gewerbes auf Basis von aggregierten Durchschnittsdaten für einen Zeitpunkt hochrechnete.

Die weiteren Teile dieser Arbeit gliedern sich wie folgt: Abschnitt 2 behandelt die aggregierte Mitgliederentwicklung und die Messung des Organisationsgrades. In Abschnitt 3 gehen wir kurz auf die theoretisch zu erwartenden Einflußfaktoren der Gewerkschaftsmemberschaft ein. Abschnitt 4 beschreibt das in der ökonometrischen Analyse verwendete Schätzverfahren und die dafür verwendeten Daten. In Abschnitt 5 finden sich die Ergebnisse der ökonometrischen Analyse der Gewerkschaftsmemberschaft auf Basis von Individualdaten, die in Abschnitt 6 den Ergebnissen vergleichbarer Studien für Westdeutschland gegenübergestellt werden. Abschnitt 7 präsentiert die Ergebnisse der Hochrechnung der Gewerkschaftsmemberschaft auf Sektorebene. Abschnitt 8 beschließt die Arbeit. Detaillierte Informationen zu den verwendeten Daten und zur Implementation des verwendeten Schätzverfahrens sowie eine Darstellung der empirischen Ergebnisse finden sich im Anhang.

## 2. Mitgliederentwicklung und Organisationsgrad

Dieser Abschnitt beschreibt die Veränderung der Mitgliederzahlen der Dachverbände der Gewerkschaften in Deutschland während der letzten 35 Jahre und diskutiert die unterschiedlichen Konzepte zur Messung des Organisationsgrades. Die Beschreibung der Mitgliederbewegungen von Gewerkschaften in den letzten Jahrzehnten wirft eine Reihe von Problemen auf, da die Einzelgewerkschaften nicht unbedingt verlässliche Zahlen publizieren, vgl. Schnabel und Pege (1992, S. 13f), Institut der deutschen Wirtschaft (1994, S. 8) und Schnabel (1997, S. 111). Ein gravierender Mangel der veröffentlichten Statistiken besteht darin, daß auf eine Unterscheidung zwischen aktiven (beschäftigten) und nicht-aktiven (nicht beschäftigten) Mitgliedern, vgl. Franz (1996, Abschnitt 7.2.4), verzichtet wird und jede Gewerkschaft verschiedene Abgrenzungskriterien, z. B. bei der Gruppe der Jugendlichen, in ihren Erhebungen verwendet.

Für den Zeitraum von 1960 bis 1996 zeigt Tabelle 1 die Mitgliederzahlen der stärksten Gewerkschaften, die ihre Mitgliederstatistiken dem Statistischen Bundesamt verlässlich melden. Betrachtet man die zeitliche Entwicklung, so kann man feststellen, daß in den 80er Jahren die Anzahl Organisierter relativ konstant bei ca. 9,5 Millionen Mitgliedern verharrte. Infolge der



Wiedervereinigung konnten die Gewerkschaften zu Beginn der 90er Jahre ihre höchsten Mitgliederstände von insgesamt über 13 Millionen Personen verzeichnen. Jedoch kam es zu einem sehr starken Mitgliederschwund in den darauffolgenden Jahren, der durch den Beschäftigungsrückgang und den Strukturwandel in Ostdeutschland ausgelöst wurde.

Deutlicher als die absolute Anzahl von Mitgliedern geben der Bruttoorganisationsgrad (BOG) und der Nettoorganisationsgrad (NOG) einen Eindruck über die Stärke einer Gewerkschaft an. Der BOG ist das Verhältnis von Gewerkschaftsmitgliedern zu Organisierbaren, die in dieser Arbeit als Anzahl aller abhängig Beschäftigten definiert sind.<sup>6</sup> Da der Zähler Personen beinhaltet, die im Nenner nicht auftreten können – z. B. Rentner, Studenten und Arbeitslose –, wird die Stärke der Gewerkschaften durch diese Kennziffer überschätzt. Im Gegensatz zum BOG erfaßt der NOG nur beschäftigte Mitglieder im Zähler, also diejenigen Personen, die von den Ergebnissen der Tarifverhandlungen der Gewerkschaften direkt betroffen sind und die auch im Nenner erfaßt werden. Das Problem zur Bestimmung des NOGes liegt aber darin, daß zu seiner Berechnung die Anzahl beschäftigter Mitglieder bekannt sein muß, die in der Regel von den Gewerkschaften nicht veröffentlicht wird. Das Problem wird noch gravierender, wenn man sich für den NOG auf Sektorebene interessiert. Zum einen lassen sich die einzelnen Gewerkschaften nur unvollständig verschiedenen Sektoren zuordnen (und es gibt auch Überschneidungen) und zum anderen ist die Sektorzugehörigkeit von beschäftigten Mitgliedern oft nicht bekannt.

In Westdeutschland sank der BOG von 39,7 % im Jahr 1980 auf 37,8 % im Jahr 1990. Der starke Mitgliederanstieg durch die Wiedervereinigung konnte den BOG aller Gewerkschaften zwar im Jahre 1991 auf einen Höchststand von 41,5 % heben, doch büßte er in den folgenden Jahren einige Prozentpunkte ein und fiel bis 1996 auf 35,3 %. Außerordentlich stark davon betroffen war der DGB, dessen BOG 1996 ein historisches Tief von 29,2 % erreichte. Tabelle 7 weist für 46 Sektoren die Entwicklung des BOG von 1984 bis 1990 auf. Die Zahl der Gewerkschaftsmitglieder im Zähler des BOG wurde dabei so bestimmt, daß die Mitgliederzahlen aus dem Statistischen Jahrbuch für jede Gewerkschaft auf die Sektoren umgelegt wurde, die im Zuständigkeitsbereich der Gewerkschaft liegen, vgl. auch Haisken-DeNew und Zimmermann (1995) für diese Vorgehensweise. Diese Umlegung erfolgte proportional nach der Zahl der Gesamtbeschäftigten der einzelnen Sektoren, d. h., implizit wurde angenommen, daß zu einem Zeitpunkt jede Gewerkschaft in ihrem Bereich einen über die betreffenden Sektoren konstanten BOG aufweist.

---

<sup>6</sup> Alternativ können im Nenner des BOG auch die abhängig Beschäftigten einschließlich der Arbeitslosen auftreten, siehe z. B. Franz (1996, S. 242).



Beim NOG liegen aus den oben beschriebenen Gründen nur wenige Angaben vor, u. a. von Armingeon (1988), der bis 1985 den NOG für einige Wirtschaftssektoren berechnet. Dabei ist der Bergbau mit einem NOG von 92 % der am stärksten organisierte Sektor. Doch auch die Bundespost und -bahn weisen mit über 70 % eine große Organisationsbereitschaft der Beschäftigten auf. Lorenz und Wagner (1991) versuchen mit Hilfe einer Schätzung der Mitgliedschaftsneigung, den NOG in Industrien des Verarbeitenden Gewerbes zu einem Zeitpunkt zu schätzen. Wir erweitern den Ansatz von Lorenz und Wagner, indem wir in Abschnitt 5 die Mitgliedschaftsneigung für die Jahre 1985, 1989 und 1993 schätzen und in Abschnitt 7 für 46 Sektoren (d. h. auch Sektoren des Nichtverarbeitenden Gewerbes) eine Hochrechnung der Schätzergebnisse für den Zeitraum von 1984 bis 1990 durchführen.

### 3. Determinanten der Mitgliedschaft

Dieser Abschnitt beinhaltet eine kurze Einführung in die theoretische Analyse der Gewerkschaftsmitgliedschaft. Die Darstellung orientiert sich an den in dieser Arbeit empirisch untersuchten Einflußfaktoren. Dieser Abschnitt kann keine Übersicht der umfangreichen interdisziplinären Literatur zu diesem Thema geben, vgl. u. a. Florito et al. (1986), Franz (1996, Kapitel 8), Hirsch und Addison (1986), Lorenz und Wagner (1991, Abschnitt 2) und Schnabel (1989, 1993).

#### 3.1 Das Trittbrettfahrerproblem: Ökonomische und soziologische Aspekte der Mitgliedschaft in Gewerkschaften

Bekanntermaßen sind die rein ökonomischen Anreize für eine Mitgliedschaft in Gewerkschaften in verschiedenen Ländern sehr unterschiedlich. Während in angelsächsischen Ländern direkte ökonomische Vorteile einer Mitgliedschaft in Form höherer Entlohnung und anderen Leistungen der Gewerkschaft bestehen, zeichnen sich Gewerkschaftsleistungen in Deutschland durch ihren Öffentlichen-Gut-Charakter aus. Darunter ist zu verstehen, daß tarifvertragliche Regelungen typischerweise auch für die Beschäftigten gelten, die nicht Mitglied einer Gewerkschaft sind, d. h., der Arbeitnehmer kommt auch in den Genuß der meisten Vorteile gewerkschaftlicher Aktivitäten, ohne daß er den Mitgliedsbeitrag bezahlen muß. Dafür sind im wesentlichen die folgenden vier Gründe verantwortlich zu machen (vgl. hierzu Schnabel, 1989, 1993, und Lorenz und Wagner, 1991, Abschnitt 2): Erstens gelten tarifvertragliche Regelungen für alle Arbeitnehmer eines Arbeitgebers, der Mitglied des Arbeitgeberverbandes ist. Zweitens können die tarifvertraglichen Regelungen für nicht tarifgebun-

dene Arbeitgeber in einem Sektor unter bestimmten Umständen für allgemeinverbindlich erklärt werden. Drittens ist es den Gewerkschaften angesichts des Verfassungsgrundsatzes der negativen Koalitionsfreiheit nur eingeschränkt möglich, eine bevorzugte Behandlung ihrer Mitglieder zu erreichen. Und viertens besteht nicht unbedingt ein Anreiz für die Arbeitgeber, rechtliche Möglichkeiten einer Schlechterstellung von Nichtmitgliedern auszunutzen, da dies den Anreiz einer Mitgliedschaft und damit die Verhandlungsmacht der Gewerkschaften erhöht.

Neben dem Öffentlichen-Gut-Charakter gewerkschaftlicher Aktivitäten ist auch angesichts der Größe der Gewerkschaften nicht anzunehmen, daß im Sinne von Olsons (1968) Theorie der „Logik kollektiven Handelns“ für kleine Gruppen mit einer Mitgliedschaft ein nennenswerter Einfluß auf die Entscheidungen der Gewerkschaft genommen werden kann. Es wird daher in der Literatur generell angenommen, daß heutzutage die Inanspruchnahme tarifvertraglicher Regelungen für ein rational handelndes Individuum in Deutschland keinen ausreichenden ökonomischen Anreiz für eine Gewerkschaftsmitgliedschaft darstellt. Trotz der denkbaren Möglichkeit, daß hohe soziale Kosten der Nichtmitgliedschaft (beispielsweise in Form von Ächtung durch Kollegen oder physischem Zwang) die Kosten der Mitgliedschaft überwiegen<sup>7</sup>, ist realistischerweise davon auszugehen, daß die Mitgliedschaft nicht einem strengen individuellen Nutzen-Kosten-Kalkül entspringt, sondern daß hierbei auch soziologische und weltanschauliche Aspekte eine Rolle spielen können.

Aus den bisherigen Ausführungen ist jedoch nicht zu schließen, daß der zusätzliche individuelle Nutzen bzw. die zusätzlichen individuellen Kosten keine Rolle bei der Mitgliedschaftsentscheidung spielen. Zum einen operieren die deutschen Gewerkschaften durchaus mit selektiven Anreizen der Mitgliedschaft<sup>8</sup>, d. h., eine Mitgliedschaft kann durchaus mit gewissen Vorteilen auf individueller Ebene verbunden sein. Beispielsweise wird Streikgeld nur an Mitglieder gezahlt, und es gibt bestimmte Dienstleistungen, wie eine Rechtsberatung und die Übernahme des Risikos von Rechtsstreitigkeiten mit dem Arbeitgeber. Es ist jedoch davon auszugehen, daß diese direkten privaten Vorteile die pekuniären Kosten der Mitgliedschaft nicht rechtfertigen. Zum anderen können Unterschiede in den Kosten der Mitgliedschaft für verschiedene Arbeitnehmergruppen bestehen, die zu Unterschieden in der Mitgliedschaft führen können. Beispielsweise steigen die pekuniären Kosten der Mitgliedschaft proportional mit dem Verdienst, und

---

<sup>7</sup> Vgl. Corneo (1995) und Goerke und Pannenberg (1998) für eine spieltheoretische Fundierung der Mitgliedschaftsentscheidung unter Berücksichtigung sozialer Normen.

<sup>8</sup> Vgl. u. a. Armingeon (1988), Lorenz und Wagner (1991) und Schnabel (1989, 1993).

der Widerstand des Arbeitgebers gegen eine Mitgliedschaft steigt mit der Höhe der Position in der Unternehmenshierarchie.

Daher gehen wir davon aus, daß einzelne sozio-ökonomische Variablen über die selektiven Anreize auf Nutzen und/oder Kosten einen Einfluß auf die Mitgliedschaft ausüben. Neben Variablen, die einer rein ökonomischen Betrachtungsweise nicht unbedingt zugänglich sind (z. B. politische Ausrichtung), wird im nächsten Abschnitt für eine Reihe von Variablen aufgezeigt, welchen Einfluß sie aus theoretischer Sicht auf die selektiven Anreize einer Mitgliedschaft zeigen.

### 3.2 Empirisch zu untersuchende Einflußfaktoren

Dieser Abschnitt konkretisiert die theoretisch zu erwartende Richtung des Einflusses verschiedener Variablen auf die Gewerkschaftsmitgliedschaft von beschäftigten Arbeitnehmern im Lichte der im vorherigen Abschnitt eingeführten Nutzen-Kosten-Analyse. Die Darstellung orientiert sich an Lorenz und Wagner (1991, Abschnitt 2) und kann sich daher auf wenige wesentliche Punkte beschränken, vgl. auch Bain und Elias (1985). Die Diskussion behandelt nur Variablen, die in die ökonometrische Schätzung auf Basis von Individualdaten im Abschnitt 5 eingehen.<sup>9</sup> Die Argumentation beruht auf folgenden drei Überlegungen: Erstens unterscheiden sich Arbeitnehmer in ihrer Bindung an den Arbeitsmarkt bzw. an ihren jetzigen Arbeitgeber und deshalb ist ihr Schutzbedürfnis unterschiedlich bzw. sind die Kosten eines Betriebswechsels besonders hoch (relative Kosten von „voice“ und „exit“). Zweitens unterscheiden sich die Kosten des „Angebots“ von Gewerkschaftsleistungen z. B. in Form von Organisationskosten. Und drittens unterscheiden sich die Kosten einer Mitgliedschaft über die Individuen und zwar sowohl die pekuniären Kosten der Mitgliedsbeiträge als auch die indirekten Kosten aufgrund der Opposition des Arbeitgebers gegenüber einer Mitgliedschaft.

Bezüglich ihrer selektiven Anreize auf eine Gewerkschaftsmitgliedschaft unterscheiden wir im folgenden rein personenbezogene Variablen (1-6), personen- und arbeitsplatzbezogene Variablen (7-9) und betriebsspezifische Variablen (10-11):

1. *Alter*: Ältere Arbeitnehmer weisen meist eine stärkere Bindung an ihren Arbeitsplatz auf (z. B. aufgrund von berufs- oder firmenspezifischem Humankapital), was einen positiven Einfluß des Alters erwarten läßt.

---

<sup>9</sup> Aus Platzgründen verzichten wir auf eine Darstellung von theoretischen Überlegungen (wie z. B. den Business-Cycle Theorien der Gewerkschaftsmitgliedschaft), die den auf aggregierten Zeitreihendaten basierenden ökonometrischen Untersuchungen zugrunde liegen, vgl. u. a. Armingeon (1988), Schnabel (1989), Carruth und Schnabel (1990) und Schmidt und Zimmermann (1993).



Durch eine Mitgliedschaft kann unter Umständen die Wahrscheinlichkeit einer Entlassung vermindert werden, da Betriebsräte an Entscheidungen über Entlassungen beteiligt werden und meist gewerkschaftlich organisiert sind. Ältere Arbeitnehmer waren darüber hinaus auch schon länger den Rekrutierungsbemühungen von Gewerkschaften ausgesetzt. Alterseffekte können jedoch auch Kohorteneffekte widerspiegeln, d. h., aufgrund eines Wertewandels können jüngere Arbeitnehmer eine andere Einstellung gegenüber Gewerkschaften aufweisen, was wiederum Unterschiede im sozialen Druck für oder gegen eine Mitgliedschaft reflektieren kann.

2. *Ausbildung*: Eine höhere Ausbildung ist meist mit höherer Produktivität und mit steigender Verantwortung im Betrieb verbunden. Zum einen sinkt dadurch das Schutzbedürfnis der Arbeitnehmer und zum anderen steigt der Widerstand des Arbeitgebers gegen eine Mitgliedschaft.
3. *Geschlecht*: Frauen wiesen in der Vergangenheit oft eine geringere Bindung an den Arbeitsmarkt auf als Männer. Dies läßt sich durch Erwerbsunterbrechungen aufgrund familiärer Gründe und durch ihren im Schnitt geringeren Verdienst erklären. Die Angebote der Gewerkschaften schienen sich zudem auf lange Zeit eher an den Bedürfnissen von Männern zu orientieren, vgl. Schnabel und Pege (1992, S. 37). Daher wird ein negativer Einfluß einer Frauendummy vermutet.
4. *Familienstatus*: Ist ein Arbeitnehmer verheiratet, dann trägt er auch Verantwortung für einen Partner und vielleicht für Kinder. Damit steigen auch die Kosten eines Arbeitsplatzwechsels. Aus diesem Grund ist zu erwarten, daß das Schutzbedürfnis und damit die Neigung zur Mitgliedschaft bei Verheirateten höher ist. Aus soziologischer Sicht kann andererseits jedoch die Mitgliedschaft auch als überflüssig angesehen werden, wenn schon der Partner Mitglied ist.
5. *Ausländer*: Ebenso wie bei Frauen wird auch bei Ausländern vermutet, daß eine geringere Bindung an den deutschen Arbeitsmarkt besteht und daß die Angebote der Gewerkschaften eher auf die deutschen Arbeitnehmer ausgerichtet sind, vgl. Kühne (1991, S. 5) und Lorenz und Wagner (1991, S. 69). Andererseits gibt es Bemühungen der Gewerkschaften gegen die Diskriminierung von Ausländern.
6. *Politische Orientierung*: Obwohl die deutschen Gewerkschaften parteiunabhängige Organisationen sind, wird eine politische Nähe zur SPD vermutet. Jedoch existiert im Vergleich zur F.D.P. auch ein starker Arbeitnehmerflügel in der CDU/CSU. Unklar ist die Zuordnung der Grünen, da einerseits ökonomische und ökologische Interessen im Widerspruch stehen können und andererseits eine ideologische Nähe zu den weltanschaulichen Zielen der Gewerkschaften besteht.

7. *Verdienst*: Da die Mitgliedsbeiträge in der Regel proportional zum Verdienst erhoben werden, die Leistungen der Gewerkschaften aber hiervon unabhängig sind, spricht dies dafür, daß die Mitgliedschaft mit steigendem Verdienst sinkt. Auch wird ein höherer Verdienst meist mit einer verantwortungsvolleren Position einhergehen, was ebenso die Organisationsbereitschaft schmälern wird. Umgekehrt kann jedoch ein steigender Verdienst mit höherem betriebsspezifischen Humankapital verknüpft sein, was für ein höheres Schutzbedürfnis spricht. Schließlich ist auch die Höhe des Verdienstes eine der Zielvariablen der Gewerkschaften, d. h., ein höherer Verdienst dürfte mit einer höheren Mitgliedschaftsneigung (und daraus resultierender Verhandlungsmacht) assoziiert sein. Die Einflußrichtung des Verdienstes ist daher unbestimmt, und es ist ein nichtlinearer Zusammenhang zu erwarten. Es ist zu vermuten, daß bei sehr hohen Verdiensten die Einflußrichtung negativ wird.
8. *Erwerbsstatus*: Bei Arbeitern werden vergleichsweise homogene Präferenzen vermutet, wodurch ihre Interessen leichter kollektiv zu vertreten sind, vgl. Hirsch und Addison (1986, S. 59). Auch historisch gesehen haben sich Gewerkschaften als Arbeiterorganisationen entwickelt. Für Angestellte kann eine stärkere Nähe zum Arbeitgeber und eine höhere Opposition des Arbeitgebers gegen eine Mitgliedschaft vermutet werden, was deren Organisationsbereitschaft schmälern wird. Schließlich zeigen Teilzeitbeschäftigte oft eine geringere Bindung an den Arbeitsmarkt und lassen sich auch schwerer organisieren, so daß auch hier ein negativer Einfluß auf die Mitgliedschaft vermutet werden kann.
9. *Zufriedenheit*: Oftmals werden Gewerkschaften als Mittel des Arbeitnehmers gesehen, seine Unzufriedenheit mit den Arbeitsbedingungen zum Ausdruck bringen zu können. Der Arbeitnehmer, der sich aus Sorge um seinen Arbeitsplatz scheut, Beschwerden gegenüber seinem Arbeitgeber vorzutragen, neigt zu einem Gewerkschaftsbeitritt. Ist jedoch die Gewerkschaft erfolgreich in der Interessenvertretung bzw. ist sie sogar in der Lage, die Zufriedenheit der Mitglieder stärker als die der Nichtmitglieder zu erhöhen, dann könnte die Zufriedenheit positiv mit der Mitgliedschaft korreliert sein. Insgesamt ist auch hier die Einflußrichtung unbestimmt.
10. *Betriebszugehörigkeitsdauer*: Je länger ein Arbeitnehmer einem Betrieb angehört, desto enger wird vermutlich seine Bindung und damit Loyalität an den Arbeitgeber sein. Dies spricht für einen negativen Einfluß. Andererseits hatten Vertrauensleute und gewerkschaftlich organisierte Betriebsräte häufiger die Möglichkeit, den Betroffenen zu einem Gewerkschaftsbeitritt zu bewegen und, falls der Arbeitnehmer mit den Ar-

beitsbedingungen unzufrieden ist, steht ihm die Möglichkeit des Ausscheidens aus dem Betrieb oder des Beitritts zu einer Gewerkschaft offen. Schließlich kann mit längerer Betriebszugehörigkeitsdauer das Schutzbedürfnis der Arbeitnehmer ansteigen. Letztere Gründe sprechen für einen positiven Einfluß, so daß insgesamt auch hier die Einflußrichtung unbestimmt ist.

11. *Betriebsgröße*: Mit steigender Betriebsgröße sinken die durchschnittlichen Organisationskosten für Gewerkschaften, und andererseits ist es für den einzelnen Arbeitnehmer schwieriger, seine Interessen gegenüber der Unternehmensleitung direkt zu artikulieren. Ebenso erscheint die Akzeptanz von Gewerkschaften durch den Arbeitgeber meist mit der Betriebsgröße anzusteigen (u. a. da dies mit dem Vorhandensein von Betriebsräten bzw. der Mitbestimmung in Aufsichtsräten einhergeht). Schließlich ist die Betriebsgröße sowohl mit der Konzentration auf den Absatzmärkten als auch mit dem Monopsoniegrad auf den Arbeitsmärkten positiv korreliert. Der erste Effekt erhöht die Möglichkeit eines „Rent-Sharing’s“ zwischen Unternehmen und Gewerkschaften. Der zweite Effekt läßt die gewerkschaftliche Vertretung in Großbetrieben als besonders erfolgversprechend erscheinen. All dies spricht für einen positiven Einfluß der Betriebsgröße.
12. *Sektorzugehörigkeit*: Gewerkschaften entstammen traditionell dem Verarbeitenden Gewerbe, wo ihre Akzeptanz durch die Arbeitgeber besonders hoch erscheint. Ebenso sind in öffentlichen Betrieben (spätestens seit der Regierungsbeteiligung der SPD) Gewerkschaften ein akzeptiertes Mittel der Interessenvertretung, u. a. auch, da die persönliche Identifikation mit dem Arbeitgeber nicht gegeben ist. Im Gegensatz dazu sind die Organisationskosten für Gewerkschaften in wachsenden privaten Dienstleistungssektoren wesentlich höher, und gleichzeitig erscheint in diesen Sektoren die Akzeptanz von Gewerkschaften und die Homogenität der Interessen der Arbeitnehmer weniger stark ausgeprägt. Schließlich kann sich die Konzentration auf den Absatzmärkten (wie oben schon für die Betriebsgröße ausgeführt) wie auch die Kapitalintensität über die Sektoren hinweg unterscheiden, vgl. Hirsch und Addison (1986). Für beide Variablen läßt sich eine positive Einflußrichtung auf die Mitgliedschaft erwarten. Unklar ist allerdings die Kausalität für die Kapitalintensität: Es ist sowohl denkbar, daß kapitalintensivere Unternehmen einen höheren Organisationsgrad aufgrund einer geringeren Arbeitsnachfrageelastizität aufweisen als auch, daß sich durch den gewerkschaftlichen Druck auf die Lohnhöhe die Kapitalintensität erhöht.

Alle hier aufgeführten Variablen (bis auf die parteipolitischen Variablen für F.D.P. und Grüne) gehen als Regressoren in die Schätzung der Mitglied-



schaft in Abschnitt 5 ein. Dort zeigt sich, daß nicht alle Variablen tatsächlich einen signifikanten Einfluß aufweisen.

#### 4. Schätzverfahren und Datenbasis

Ziel des empirischen Teils dieser Arbeit ist es, auf Basis von Individualdaten eine Funktion zu schätzen, welche die Wahrscheinlichkeit einer Gewerkschaftsmitgliedschaft von Arbeitnehmern in Abhängigkeit von deren sozio-ökonomischen Charakteristika beschreibt. In diesem Abschnitt wird das verwendete Schätzverfahren und die der Schätzung zugrundeliegende Datenbasis (das Sozio-ökonomische Panel) kurz beschrieben. Anhang A.1 gibt Hinweise zur Implementation des Schätzverfahrens in dem Programmpaket TSP, vgl. Hall und Cummins (1997).

##### 4.1 GMM-Schätzer nach Avery, Hansen und Hotz

Im Rahmen der empirischen Analyse wird die dichotome Variable "Mitgliedschaft in einer Gewerkschaft" als Funktion verschiedener personenbezogener und arbeitsplatzbezogener Charakteristika erklärt. Um dem Panelcharakter der Daten gerecht zu werden, unterstellen wir ein multinomiales Probitmodell für ein Individuum  $i = 1, \dots, N$  zum Zeitpunkt  $t = 1, \dots, T$

$$y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{wenn } y_{it}^* \geq 0 \\ 0 & \text{wenn } y_{it}^* < 0 \end{cases}$$

mit  $y_{it}^* = x'_{it}\beta_0 + \varepsilon_{it}$ , wobei die Dummyvariable  $y_{it} = 1 (= 0)$  angibt, ob Individuum  $i$  zum Zeitpunkt  $t$  (nicht) Mitglied ist, und  $y_{it}^*$  die zugrundeliegende latente Variable darstellt, die von den  $k$  individuellen Charakteristika  $x_{it}$ , dem Koeffizientenvektor  $\beta_0$  und einem Fehlerterm  $\varepsilon_{it}$  abhängt.

Um der Kovarianzmatrix von  $\varepsilon_{it}$  über die Zeit keine im Rahmen von konventionellen Maximum-Likelihood-Schätzverfahren üblichen Restriktionen aufzuerlegen, soll in dieser Arbeit der von Avery, Hansen und Hotz (1983), AHH, für diesen Fall vorgeschlagene verallgemeinerte Momentenschätzer (GMM) Anwendung finden, vgl. Lechner (1995) und Inkmann (1997). Wir nehmen an, daß  $\varepsilon_{it}$  einer multivariaten Normalverteilung mit  $E\varepsilon_{it} = 0$  und  $\text{Var}(\varepsilon_{it}) = 1$  folgt. Dann ergibt sich für ein Individuum  $i$  in Periode  $t$  folgendes wahre Regressionsmodell<sup>10</sup>

<sup>10</sup> Die hier gewählte Darstellung beinhaltet die Möglichkeit zeitvariabler Koeffizienten (Regressoren können mit Zeitdummies interagiert werden).

$$y_{it} = \Phi(x'_{it}\beta_0) + h_{it,0},$$

wobei  $\Phi$  die Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung,  $\beta_0$  den  $k \times 1$  Vektor der wahren Koeffizienten und  $h_{it,0}$  einen mit  $x_{it}$  unkorrelierten Störterm bezeichnen. Es gilt  $E[h_{it,0}|x_{it}] = 0$ , da  $E[y_{it}|x_{it}] = \text{Pr}y_{it} = 1|x_{it} = \text{Pr}\varepsilon_{it} > x'_{it}\beta_0|x_{it} = \Phi(x'_{it}\beta_0)$ .

#### 4.1.1 Schätzung für das Balanced Panel

Zur Schätzung des unbekanntenen Koeffizientenvektors  $\beta_0$  schlagen AHH zwei GMM-Schätzer auf Basis der folgenden Momente

$$\begin{aligned} M_0(y_i, x_i, \beta) &= \sum_{t=1}^T \frac{\varphi_{it} \cdot x_{it}}{(1 - \Phi_{it})\Phi_{it}} \cdot h_{it} \\ M_{+j}(y_i, x_i, \beta) &= \sum_{t=1}^{T-j} \frac{\varphi_{it} \cdot x_{it}^1}{\sqrt{(1 - \Phi_{it})\Phi_{it}}} \cdot \frac{h_{it+j}}{\sqrt{(1 - \Phi_{it+j})\Phi_{it+j}}} \\ M_{-j}(y_i, x_i, \beta) &= \sum_{t=1+j}^T \frac{\varphi_{it} \cdot x_{it}^1}{\sqrt{(1 - \Phi_{it})\Phi_{it}}} \cdot \frac{h_{it-j}}{\sqrt{(1 - \Phi_{it-j})\Phi_{it-j}}} \end{aligned}$$

vor, wobei das Residuum für ein  $\beta$  durch  $h_{it} = y_{it} - \Phi(x'_{it}\beta)$  gegeben ist,  $j = 1, \dots, p$ ,  $y_i = (y_{i1}, \dots, y_{iT})$ ,  $x'_i = (x'_{i1}, \dots, x'_{iT})$ ,  $\Phi_{it} = \Phi(x'_{it}\beta)$ ,  $\varphi_{it} = \varphi(x'_{it}\beta)$  und  $\varphi(\cdot)$  die Dichtefunktion der Standardnormalverteilung darstellt.  $x_{it}^1$  ist der Teilvektor von  $x_{it}$ , der die zeitvariablen Regressoren umfaßt.  $M_0$  stellt den individuellen Beitrag zur 1. Ableitung der Likelihoodfunktion des gepoolten Panel-Probit-Schätzers dar.  $M_{+j}$  berücksichtigt, daß bei strenger Exogenität die Regressoren und Residuen zu unterschiedlichen Zeitpunkten unkorreliert sind. Der gesamte Momentenvektor für ein Individuum  $i$  ist gegeben durch

$$M(y_i, x_i, \beta) = \begin{pmatrix} M_0(y_i, x_i, \beta) \\ M_{+1}(y_i, x_i, \beta) \\ \vdots \\ M_{+p}(y_i, x_i, \beta) \\ M_{-1}(y_i, x_i, \beta) \\ \vdots \\ M_{-p}(y_i, x_i, \beta) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} M_0(y_i, x_i, \beta) \\ M_i(y_i, x_i, \beta) \end{pmatrix}.$$

Aufgrund der oben eingeführten Annahmen gilt  $EM(y_i, x_i, \beta_0) = 0$ . AHH diskutieren Momentenschätzer für  $\beta$ , die sich durch die Minimierung einer quadratischen Form in den über die Individuen gemittelten Momentenbedingungen<sup>11</sup> ergeben

$$(1) \quad \hat{\beta}_M = \underset{\beta}{\operatorname{argmin}} O_N(\beta)' W_N O_N(\beta),$$

wobei  $O_N(\beta) = 1N \sum_{i=1}^N M(y_i, x_i, \beta)$  die "Stichprobenorthogonalitätsbedingungen" und  $W_N$  eine Gewichtungsmatrix darstellen. Grundidee der Momentenmethode ist es, den Schätzer  $\hat{\beta}_M$  so zu wählen, daß die Orthogonalitätsbedingung  $O_N(\hat{\beta}_M) = 0$  erfüllt wird und damit dem Erwartungswert für die Grundgesamtheit entspricht. Liegen mehr Momente als zu schätzende Koeffizienten vor, dann findet sich im allgemeinen kein Vektor  $\beta$ , für den sich die Orthogonalitätsbedingungen  $O_N(\beta)$  exakt auf Null setzen lassen. In diesem Fall wird der Momentenschätzer  $\hat{\beta}_M$  durch Minimierung einer quadratischen Form wie in Gleichung (1) bestimmt, wobei die optimale Gewichtungsmatrix der Inversen der Kovarianzmatrix von  $O_N(\beta_0)$  entspricht. Die zusätzliche Verwendung der verzögerten Momentenbedingungen  $M_{+j}, M_{-j}$  erhöht die Effizienz des Schätzers bei Korrektheit der Spezifikation und strenger Exogenität der Regressorvariablen.

Allgemein, d. h. nicht unter Verwendung der optimalen Gewichtungsmatrix, ergibt sich die asymptotische Verteilung des Schätzers für  $T$  fest und  $N \rightarrow \infty$  als

$$\sqrt{N}(\hat{\beta}_M - \beta_0) \xrightarrow{D} N[0, (D_0' W_0 D_0)^{-1} D_0' W_0 S_0 W_0 D_0 (D_0' W_0 D_0)^{-1}],$$

wobei

$$W_0 = \operatorname{plim} W_N, D_0 = \operatorname{plim} D_N, S_0 = \operatorname{plim} S_N, D_N = \frac{\partial O_N(\beta)}{\partial \beta} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\partial M(y_i, x_i, \beta)}{\partial \beta}$$

und

$$S_N = 1N \sum_{i=1}^N M(y_i, x_i, \beta) M(y_i, x_i, \beta)'$$

Bei optimaler Gewichtung gilt

$$W_0 = \left\{ \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N E[M(y_i, x_i, \beta_0) M(y_i, x_i, \beta_0)'] \right\}^{-1} = S_0^{-1},$$

wobei eine konsistente Gewichtungsmatrix  $W_N$  im Rahmen einer zweistufigen GMM-Schätzung auf Basis eines konsistenten Schätzers  $\hat{\beta}$  in der ersten Stufe wie folgt

<sup>11</sup> Man beachte, daß die Momente als Summe für ein Individuum über die Zeit hinweg definiert sind, so daß a priori eine unterschiedliche Gewichtung der periodenspezifischen Beiträge im Rahmen des GMM-Ansatzes ausgeschlossen ist. Dies hat den Vorteil, daß die Zahl der Momentenbedingungen bei langen Panels ( $T$  groß) überschaubar bleibt.



$$(2) \quad W_N = \left\{ \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N M(y_i, x_i, \hat{\beta}) M(y_i, x_i, \hat{\beta})' \right\}^{-1} = S_N(\hat{\beta})^{-1}$$

geschätzt werden kann. Der GMM-Schätzer  $\hat{\beta}_{GMM}$  in der zweiten Stufe weist bei optimaler Gewichtung folgende asymptotische Verteilung auf

$$\sqrt{N}(\hat{\beta}_{GMM} - \beta_0) \xrightarrow{D} N[0, (D_0' S_0^{-1} D_0)^{-1}].$$

Die asymptotischen Kovarianzmatrizen der beiden Schätzer lassen sich mit Hilfe der Stichprobenwerte  $S_N$ ,  $W_N$  und  $D_N$  konsistent schätzen, wobei letztere für den gefundenen Schätzer auszuwerten sind. Damit liefert jedoch der GMM-Schätzer „automatisch“ eine Schätzung der Kovarianzmatrix der Koeffizienten, die gegenüber der Struktur der Kovarianzmatrix der Fehlerterme robust ist.

AHH behandeln zwei Varianten des skizzierten Momentenschätzers, die sich als zwei Stufen im Rahmen eines GMM-Schätzverfahrens interpretieren lassen. Der Schätzer der ersten Stufe, der im folgenden mit AHH1 bezeichnet wird, berücksichtigt nur die gleichlaufenden Momente  $M_0(y_i, x_i, \beta)$

$$\hat{\beta}_{AHH1} = \underset{\beta}{\operatorname{argmin}} \left( \frac{1}{N} \sum M_0(y_i, x_i, \beta) \right)' I_k \left( \frac{1}{N} \sum M_0(y_i, x_i, \beta) \right),$$

wobei die Gewichtung mit Hilfe der  $(k \times k)$ -Einheitsmatrix  $I_k$  erfolgt. Unter den oben gemachten Annahmen ist  $\hat{\beta}_{AHH1}$  ein konsistenter Schätzer von  $\beta_0$  und entspricht sogar dem gepoolten Maximum-Likelihood-Schätzer für im Zeitablauf unkorrelierte Fehlerterme  $\varepsilon_{it}$  (allerdings unterscheidet sich die Schätzung der Kovarianzmatrix). Analog zum Kleinste-Quadrate-Schätzer im linearen Regressionsmodell ist der gepoolte Probit-Schätzer bei strenger Exogenität der Regressoren und Autokorrelation der Residuen konsistent, während die konventionellen Standardfehler inkonsistent sind.

Auf Basis eines konsistenten Schätzers  $\hat{\beta}$ , z. B.  $\hat{\beta}_{AHH1}$ , läßt sich die optimale Gewichtungsmatrix für die zweite Stufe des GMM-Schätzers durch Auswertung von  $S_N(\hat{\beta})^{-1}$  sowohl für die gleichzeitigen als auch für die intertemporalen Momentenbedingungen konsistent schätzen. Der von AHH vorgeschlagene GMM-Schätzer  $\hat{\beta}_{AHH2}$  ergibt sich durch die Minimierung von (1) für  $O_N(\beta) = \frac{1}{N} \sum \begin{pmatrix} M_0(y_i, x_i, \beta) \\ M_1(y_i, x_i, \beta) \end{pmatrix}$  und  $W_N = S_N(\hat{\beta})^{-1}$ . Die Zielfunktion des GMM-Schätzers kann für einen Test auf  $E M_1(y_i, x_i, \beta_0) = 0$  verwendet werden, was aus der Annahme der strengen Exogenität der Regressoren  $x_i$  folgt,  $E \varepsilon_{it} | x_i = 0$ . Die Teststatistik ist  $N \cdot O_N(\hat{\beta}_{AHH2})' W_N O_N(\hat{\beta}_{AHH2})$ , welche unter der Nullhypothese  $\chi^2$ -verteilt ist mit  $2pk_1$  Freiheitsgraden, wobei  $k_1$

der Zahl der zeitvariablen Regressoren in  $x_1$  entspricht. Dieser Test wird auch als Test auf überidentifizierende Restriktionen bezeichnet.

#### 4.1.2 Erweiterung für das Unbalanced Panel

Falls nicht für jedes Individuum eine vollständige Zeitreihe vorliegt („Unbalanced Panel“), läßt sich der Momentenschätzer leicht modifizieren, solange die Nichtverfügbarkeit der Beobachtungen rein zufällig ist, vgl. Lechner (1995, S. 60 f.). Sei  $d_{it}$  eine Dummyvariable, die angibt, ob für Individuum  $i$  ein vollständiger Beobachtungsvektor zum Zeitpunkt  $t$  vorliegt ( $d_{it} = 1$  Beobachtung ist verfügbar), dann liegt zufällige Nichtverfügbarkeit („exogene Panelmortalität“) vor, falls  $E[h_{it}|d_{it} = 1] = E[h_{it}] = 0$ . Unter dieser Annahme lassen sich die Momentenfunktionen wie folgt modifizieren

$$M_0(y_i, x_i, \beta) = \sum_{t=1}^T \frac{\varphi_{it} \cdot x_{it}}{[1 - \Phi_{it}]\Phi_{it}} \cdot h_{it} \cdot d_{it}$$

$$M_{+j}(y_i, x_i, \beta) = \sum_{t=1}^{T-j} \frac{\varphi_{it} \cdot x_{it}^1 \cdot d_{it}}{\sqrt{(1 - \Phi_{it})\Phi_{it}}} \cdot \frac{h_{it+j} \cdot d_{it+j}}{\sqrt{(1 - \Phi_{it+j})\Phi_{it+j}}}$$

$$M_{-j}(y_i, x_i, \beta) = \sum_{t=1+j}^T \frac{\varphi_{it} \cdot x_{it}^1 \cdot d_{it}}{\sqrt{(1 - \Phi_{it})\Phi_{it}}} \cdot \frac{h_{it-j} \cdot d_{it-j}}{h_{it-j} \cdot d_{it-j} \cdot h_{it-j} \cdot d_{it-j}}$$

Auf Basis dieser Momentenfunktionen erlauben die oben beschriebenen Momentenschätzer  $\hat{\beta}_{AHH1}$  und  $\hat{\beta}_{AHH2}$  eine konsistente Schätzung von  $\beta_0$ , und die asymptotische Verteilung ergibt sich analog.

#### 4.2 Datenbasis der Schätzungen

Die ökonometrische Schätzung in Abschnitt 5 beruht auf Daten des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP), einer repräsentativen Stichprobe auf Haushaltsbasis der bundesdeutschen Bevölkerung, die erstmals 1984 erhoben wurde. Eine ausführliche Beschreibung des SOEP findet sich in Hanefeld (1987).

Da einige Personen aus unterschiedlichen Gründen aus der Befragung ausscheiden („Panelmortalität“), reduziert sich die Anzahl der im SOEP vorhandenen Personen kontinuierlich. Aufgrund der höheren Zahl von Beobachtungen basiert diese Arbeit auf einem Unbalanced Panel, welches alle diejenigen Personen umfaßt, die sich mindestens in einem der drei Jahre an der Befragung beteiligt haben.<sup>12</sup> Somit liegen insgesamt 2403 Beobachtun-

<sup>12</sup> Um die Robustheit der Ergebnisse abzuschätzen, haben wir diese Analyse auch für das Balanced Panel durchgeführt. Denn falls die Panelmortalität, die Phasen der

gen vor, wobei diese Zahl für die drei Zeitpunkte zwischen 1.815 und 2.327 Beobachtungen differiert.

Neben jährlich wiederkehrenden Fragen beinhaltet das SOEP in jeder Welle spezielle Themenschwerpunkte. Ein solcher Themenschwerpunkt bezog sich in den Jahren 1985, 1989 und 1993 auf die Mitgliedschaft in Gewerkschaften. Somit beschränkt sich die ökonometrische Analyse der Mitgliedschaft in Gewerkschaften auf diese drei Jahre. Nichterwerbstätige Personen wurden aus der Analyse ausgeschlossen, da wir uns auf die Frage konzentrieren, warum beschäftigte Personen Mitglied sind. Um einen Vergleich zwischen den Jahren 1985, 1989 und 1993 ziehen zu können, werden nur Westdeutsche in die Analyse einbezogen. Der Datensatz reduziert sich weiter um alle diejenigen Personen, die zu mindestens einer der in der Analyse einbezogenen Variablen keine Angabe gemacht haben.

Aufgrund der theoretischen Überlegungen in Abschnitt 3 wurde eine Auswahl der zur Verfügung stehenden Variablen getroffen. Die Gruppe der individuellen Charakteristika umfaßt das Geschlecht, Geburtsjahr, Nationalität, Familienstand, Schul-, Hochschulbildung und beruflicher Ausbildungsabschluß, Verdienst, berufliche Stellung, Erwerbsstatus sowie Parteipräferenz. Als arbeitsplatzbedingte Merkmale wurden die Variablen Betriebsgröße, Zufriedenheit mit der Arbeit, Öffentlicher Arbeitgeber, Dauer der Betriebszugehörigkeit und die Branche ausgewählt. Der Datensatz umfaßt sowohl Männer als auch Frauen im Alter zwischen 17 und 65 Jahren, die zum Befragungszeitpunkt voll- oder teilzeitbeschäftigt waren.

In den Tabellen 2 bis 3 werden die in den Schätzungen verwendeten Variablen beschrieben. Betrachtet man die Nicht-Dummyvariablen (außer Alter), so weisen diese eine recht starke Konstanz über die Jahre aus. Eine Ausnahme ist die Präferenz für eine der beiden Parteien CDU und SPD, die zunächst ansteigt, dann aber deutlich abnimmt.<sup>13</sup> Dagegen sind bei den dichotomen Variablen deutlichere Schwankungen zu verzeichnen, die damit im Zusammenhang stehen, daß die Anzahl der Beobachtungen zwischen den ersten beiden Beobachtungszeitpunkten von 1.825 auf 2.327 ansteigt, um danach wieder auf 1.815 Beobachtungen im Jahre 1993 abzufallen. Allerdings sind die Veränderungen der Anteile für die meisten dichotomen Variablen auch hier wenig gravierend.

---

Erwerbslosigkeit und der Beginn bzw. das Ende des Erwerbslebens während des Beobachtungszeitraums rein zufällig in Bezug auf die Zugehörigkeit zu Gewerkschaften erfolgen, dann sollten sich die geschätzten Koeffizienten für die beiden Datensätze nicht unterscheiden.

<sup>13</sup> Unterstellt man Repräsentativität des SOEP, dann geben im Vergleich zu den Wahlergebnissen SPD-Anhänger ihre Präferenz häufiger als CDU-Anhänger an. Man beachte, daß nur ca. 50% aller Arbeitnehmer überhaupt eine parteipolitische Präferenz äußern, vgl. Tabelle 3.



Die Variable *Verdienst* im Datensatz gibt das Bruttomonatsgehalt im Vormonat der Befragung an. Diese Variable wird in TDM umgerechnet und mit dem Preisindex für die Lebenshaltung aller privater Haushalte für die Jahre 1989 und 1993 auf die Basis des Jahres 1985 deflationiert (Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung, 1995, Tab. 6.9). Die Branchen, die im Sozio-ökonomischen Panel in 36 Einzelbranchen aufgeteilt sind, werden in dieser Arbeit in 17 Gruppen, wie in Tabelle 2 ausgewiesen, zusammengefaßt. Der Anstieg des durchschnittlichen Alters fällt mit knapp einem bzw. zwei Jahren gering aus.

## 5. Ökonometrische Analyse

Die ökonometrische Analyse der Mitgliedschaft in Gewerkschaften erfolgt auf Basis der SOEP-Daten. Den theoretischen Überlegungen in Abschnitt 3 folgend, schätzen wir vier Spezifikationen und untersuchen die zeitliche Stabilität der geschätzten Koeffizienten. Abschnitt 5.1 beschreibt die geschätzten Spezifikationen. Die Ergebnisse der ökonometrischen Schätzungen und der Tests auf zeitliche Stabilität finden sich in Abschnitt 5.2.

### 5.1 Spezifikation der Schätzgleichungen

Wir schätzen die Wahrscheinlichkeit der Mitgliedschaft in Gewerkschaften auf Basis der SOEP-Daten für die Jahre 1985, 1989 und 1993 (siehe Abschnitt 4.2 und Anhang für Details zu den verwendeten Daten) als Panel-Probit-Modell mit Hilfe des zweistufigen GMM-Schätzers ( $\hat{\beta}_{AHH2}$ ) nach Avery, Hansen und Hotz (1983), der in Abschnitt 4 beschrieben ist. In unserer Implementation berücksichtigen wir neben den kontemporären Orthogonalitätsbedingungen  $M_0(\cdot)$  noch die einfach verzögerten  $M_{+1}(\cdot), M_{-1}(\cdot)$ . Der Schätzer ist robust gegenüber einer beliebigen Spezifikation der Kovarianzmatrix der individuellen Fehlerterme über die drei Perioden. Für unsere Zwecke reicht der hier beschriebene GMM-Schätzer aus, da die Schätzung der Kovarianzmatrix der Fehlerterme für unsere Zwecke nicht von Interesse ist. Aufgrund der theoretischen Überlegungen in Abschnitt 3 schätzen wir folgende vier Spezifikationen der Determinanten der Mitgliedschaft in Gewerkschaften (im folgenden werden die Regressoren in den vier Spezifikationen aufgeführt; siehe Anhang für Variablendefinitionen):

1. (Personenbezogene Variablen ohne Arbeitsplatzvariablen) FRAU, ALTER, ALTER<sup>2</sup>, ABI, UNI, LEHRE, VERHEIRATET, AUSLÄNDER
2. (Personenbezogene Variablen ohne betriebsspezifische Variablen) alle Variablen unter 1. zuzüglich VERD, VERD<sup>2</sup>, VOLLZEIT, FACHARBEITER, MEISTER, ANGEST, SPD, CDU, ZUFRIEDEN

3. (Personenbezogene Variablen und betriebspezifische Variablen) alle Variablen unter 2. zuzüglich DAUER, Betriebsgröße und Sektorinformation
4. (Personenbezogene Variablen und betriebspezifische Variablen zur Hochrechnung) alle Variablen unter 3. außer DAUER, SPD, CDU und ZUFRIEDEN.

Die Unterscheidung der vier Spezifikationen folgt zum einen der Trennung in personen-, beschäftigungs- und betriebsbezogene Variablen und zum anderen dem Grad der vermuteten Endogenitätsbeziehung zur Mitgliedschaft. Während die Variablen in 1 als exogen anzusehen sind, gilt dies nicht unbedingt für die zusätzlichen Variablen unter 2 bis 4.<sup>14</sup> Wir beschränken uns in dieser Arbeit auf die Schätzung der partiellen Korrelation der Regressorvariablen mit der Mitgliedschaftsneigung, u. a. deswegen, weil ein wesentlicher Teil der Arbeit in der Prognose des Nettoorganisationsgrades auf Sektorebene besteht. Spezifikation 4 ist gerade so gewählt, daß sie die Hochrechnung des Nettoorganisationsgrades auf Sektorebene mit Hilfe der IAB-Beschäftigtenstichprobe (siehe Abschnitt 7) ermöglicht.

## 5.2 Ergebnisse

Die Ergebnisse der präferierten ökonometrischen Schätzungen der Mitgliedschaftsneigung in Gewerkschaften finden sich in der Tabelle 5. Diesen schließen sich die Testergebnisse in Tabelle 6 an. Beginnen wir mit dem Test auf überidentifizierende Restriktionen als Spezifikationstest für unsere präferierten Schätzungen, dann zeigen die Testergebnisse in Tabelle 6, daß die den Daten auferlegten Momentenbedingungen nicht verworfen werden können.

Ein wichtiges Ziel dieser Arbeit ist es, zu untersuchen, inwieweit sich die Mitgliedschaft in Gewerkschaften für Arbeitnehmer mit gleichen Charakteristika im Zeitablauf verändert hat. Die präferierte Endversion in Tabelle 5 ist das Ergebnis sukzessiver Tests auf Parameterstabilität im Zeitablauf. Um die Robustheit unserer Endversion zu verdeutlichen, schätzen wir die Spezifikationen 1 bis 4 auf Basis ihrer Endversion sukzessive mit wellen-

---

<sup>14</sup> Beispielsweise ist es angesichts des Öffentlichen-Gut-Charakters der Gewerkschaftsleistungen keine Überraschung, daß die Literatur keine klare Evidenz für eine Rückwirkung der Mitgliedschaft auf die Entlohnung findet. Wagner (1991) schätzt teils positive und teils negative Mitgliedschaftseffekte für Männer und Frauen. Umgekehrt konstatiert Schmidt (1994), daß ein positiver Mitgliedschaftseffekt nur für Frauen besteht. Er deutet diese Korrelation jedoch nicht kausal sondern dahingehend, daß die Mitgliedschaft für Frauen mit einer stärkeren Bindung an den Arbeitsmarkt und mit höheren Investitionen ins Humankapital einhergeht. Ebenso räumt Wagner ein, daß selektionsbedingte Verzerrungen seine geschätzten Mitgliedschaftseffekte in Frage stellen können. Goerke und Pannenberg (1998) schließlich finden keine signifikanten Mitgliedschaftseffekte auf die Entlohnung.

spezifischen Koeffizienten für inhaltlich zusammengehörende Koeffizientengruppen und weisen die marginalen Waldteststatistiken in Tabelle 6 aus (marginal deshalb, weil bezogen auf die Endversion jeweils nur für eine Variablengruppe getestet wird, ob die Koeffizienten zeitvariabel sind). Die Testergebnisse sind außerordentlich klar: für alle Spezifikationen des Unbalanced Panels wird die Nullhypothese der zeitlichen Konstanz aller Koeffizienten problemlos akzeptiert.<sup>15</sup> Als erstes wichtiges Ergebnis unserer Untersuchung läßt sich daher festhalten, daß sich die Unterschiede in der Neigung zu einer Mitgliedschaft in Gewerkschaften zwischen beschäftigten Arbeitnehmern mit unterschiedlichen Charakteristika im Zeitablauf nicht verändert haben. Eine gleichförmige Veränderung der Mitgliedschaft würde sich in einem Trend in den Absolutgliedern widerspiegeln. In der Tat zeigen die geschätzten Absolutglieder einen leichten Rückgang im Zeitablauf für alle Spezifikationen an, allerdings ist auch hier der Rückgang in keinem Fall signifikant.

Im folgenden soll nun der Einfluß der einzelnen Regressoren diskutiert werden. Beginnen wir mit den personenspezifischen Variablen, dann zeigt sich, daß die Variablen ABI, LEHRE, VERHEIRATET und AUSLÄNDER in keiner Spezifikation signifikant sind und die Variable FRAU nur in Spezifikation 1 signifikant ist. D.h., insbesondere für die Variablen FRAU und AUSLÄNDER „erklären“ die anderen Regressoren in Spezifikation 2 bis 4 mögliche Unterschiede zwischen Frauen und Männern bzw. Deutschen und Ausländern. Für das Alterspolynom liegt ein signifikanter konkaver Einfluß vor, der sein Maximum bei etwa 50 Jahren erreicht. Die Variable UNI zeigt erwartungsgemäß einen negativen Effekt auf die Mitgliedschaft, allerdings ist der Effekt im Unbalanced Panel für die Spezifikationen 2 bis 4 nicht mehr signifikant.<sup>16</sup>

Die Arbeitsplatz- bzw. Betriebsvariablen ZUFRIEDEN, DAUER, FACHARBEITER und MEISTER zeigen generell keinen Einfluß auf die Mitgliedschaft. Die Variable VOLLZEIT zeigt einen positiven Einfluß auf die Mitgliedschaft, was der Sicht entsprechen würde, daß solche Arbeitnehmer mehr zu „verlieren haben“ und sich deshalb eher organisieren wollen; allerdings ist der Effekt nur in Spezifikation 3 und 4 signifikant. Der Verdienst

---

<sup>15</sup> Eine Ausnahme betrifft das Verdienstpynom in Spezifikation 4. Hier könnte eine Veränderung der Koeffizienten zwischen 1989 und 1993 vorliegen. Der P-Wert beträgt 0,079. Wenn man jedoch die Koeffizienten für 1985 und 1989 gleichsetzt und nur eine Variation zwischen 1989 und 1993 zuläßt, dann wird die Waldteststatistik insignifikant. Wir nehmen daher an, daß auch das Verdienstpynom zeitkonstant ist. Angesichts der Fülle der Tests wäre es nicht überraschend, wenn einmal fälschlicherweise eine Nullhypothese verworfen würde.

<sup>16</sup> Während der negative Effekt der Variablen UNI im Balanced Panel bestätigt wird, erweist sich das Alterspolynom in allen Spezifikationen als insignifikant. Dies ist natürlich nicht überraschend, da im Balanced Panel immer dieselben Personen in den Folgewellen jeweils um vier Jahre gealtert auftreten.



zeigt einen konkaven Verlauf mit einem Maximum zwischen 4000 und 5000 DM im Monat, allerdings ist der Effekt nur für Spezifikation 2 deutlich signifikant. Das Ergebnis ist konsistent mit der Sichtweise, daß im unteren Bereich ein höherer Verdienst mit einer höheren Wichtigkeit der Interessensvertretung verknüpft ist, während bei überdurchschnittlichem Verdienst die Mitgliedschaft niedriger ist, da der Arbeitnehmer stärker mit den Interessen der Unternehmung verbunden ist. Ähnlich ist der deutliche, signifikant negative Effekt der Variable ANGEST zu deuten.

Die Parteipräferenzen liefern das erwartete Bild. Arbeitnehmer mit Präferenz für die SPD weisen eine höhere Mitgliedschaft auf, und bei Präferenz für die CDU ist es gerade umgekehrt. Die CDU-Dummy unterscheidet sich jedoch nicht signifikant von der ausgelassenen Kategorie, die jedoch nicht nur die Personen mit Präferenz für andere Parteien umfaßt, sondern auch alle anderen Personen, die keine Präferenz äußern. Dabei ist zu beachten, daß SPD-Anhänger gemäß Tabelle 3 im Anhang wesentlich eher als CDU-Anhänger ihre Parteipräferenz offenlegen (hier sei unterstellt, daß das SOEP repräsentativ bezüglich der Wahlentscheidung ist).

Die Betriebsvariablen Betriebsgröße und Sektorzugehörigkeit erweisen sich als signifikante Einflußfaktoren für eine Mitgliedschaft in Gewerkschaften. Mit steigender Betriebsgröße steigt die Mitgliedschaft deutlich an, und insbesondere der Sektor 12 (Bahn und Post) zeigt einen stark positiven Effekt auf die Mitgliedschaft. Vergleicht man die Spezifikationen 3 und 4, dann wird Spezifikation 4 von den Daten, außer bezüglich der SPD-Dummy, nicht verworfen. Es ist daher nicht zu befürchten, daß die Beschränkung auf Spezifikation 4 die Ergebnisse der Hochrechnung in Abschnitt 7 stark verzerrt.

Zusammenfassend lassen sich die folgenden Punkte festhalten: Einerseits findet sich im Zeitablauf keine Veränderung in der Mitgliedschaft für Beschäftigte mit gleichen Charakteristika. Andererseits erweisen sich nur die Variablen Uni-Abschluß, Angestellter, SPD-Präferenz, Betriebsgröße und Sektordummies als eindeutige und signifikante Einflußfaktoren auf die Mitgliedschaft. Die Richtung des Einflusses entspricht bei diesen Variablen den Überlegungen in Abschnitt 3. Zudem unterscheiden sich die Schätzungen nur marginal zwischen dem Unbalanced und dem Balanced Panel, vgl. Fitzenberger et al. (1998).

## 6. Vergleich mit früheren Studien

Windolf und Haas (1989) haben eine Studie über die Neigung zum Gewerkschaftsbeitritt für die Zeit zwischen 1976 bis 1984 durchgeführt. Ein-

bezogen in diese Untersuchung wurden nur volljährige, erwerbstätige Deutsche. Um eine Aussage hinsichtlich der Veränderung über die Zeit machen zu können, haben die Autoren den Datensatz in zwei Gruppen aufgeteilt. Die erste Gruppe umfaßt die Jahre 1976 bis 1979, die zweite reicht von 1980 bis 1984. Für jede dieser Datengruppen wurde eine separate Logit-Schätzung durchgeführt, die als exogene Variablen individuelle Charakteristika, parteipolitische Präferenz und sonstige sozio-ökonomische Variablen verwendet. Die Autoren betrachten zwar einen ebenso langen Zeitraum wie in dieser Arbeit, müssen sich aber mangels einer kontinuierlichen Zeitreihe mehrerer unterschiedlicher Datenquellen bedienen. Aufgrund der Datenlage ist auch die Anwendung von Panelmethoden ausgeschlossen.

Windolf und Haas erhalten zum großen Teil ähnliche signifikante Zusammenhänge wie in dieser Arbeit bezüglich der Bildung, der Neigung zur SPD, dem Erwerbsstatus (Arbeiter, Angestellter, Teilzeit), der Betriebsgröße, den positiven Effekt des öffentlichen Sektors und des Verdienstes. Jedoch finden sie einen negativen Fraueneffekt (wir finden keinen Fraueneffekt nach Kontrolle für andere sozio-ökonomische Charakteristika). Unser Ergebnis für den Fraueneffekt ist jedoch konsistent mit der auch schon bei Windolf und Haas abnehmenden Tendenz der Effekte zwischen den 70er und den 80er Jahren. Zusätzlich ist es den Autoren möglich, das Vorhandensein eines Betriebsrates und die Gewerkschaftsmitgliedschaft des Vaters zu berücksichtigen (diese Variablen finden sich nicht bzw. nur für wenige Personen im SOEP). Beide Merkmale weisen einen erwartungsgemäß positiven Einfluß auf die Mitgliedschaft aus.

Unsere Studie ist am stärksten mit der Arbeit von Lorenz und Wagner (1991) verwandt (siehe auch Bain und Elias (1985) als ähnliche Studie für Großbritannien). Auf Basis des SOEP für die Jahre 1984 und 1985 schätzen Lorenz und Wagner Gewerkschaftszugehörigkeit in Abhängigkeit von individuellen Charakteristika. Im Vergleich zu unserer Studie beschränken die Autoren ihre Untersuchung auf Vollzeit-Erwerbstätige und verzichten auf die Hinzunahme von Regressoren für den Familienstatus, die Betriebszugehörigkeitsdauer und die Branchen (mit Ausnahme einer Dummy für das Verarbeitende Gewerbe). Für die meisten der vorliegenden Regressoren (UNI, SPD, Verdienst, Angestellter, Betriebsgröße) erhielten die Autoren die gleichen Richtungen der Einflüsse auf die Gewerkschaftszugehörigkeit wie wir im Rahmen dieser Arbeit. Die Ergebnisse unterscheiden sich im Fraueneffekt (Lorenz und Wagner finden hier einen negativen Einfluß) und z.T. im Alterseffekt, der bei Lorenz und Wagner insignifikant ist, wohingegen wir einen signifikanten Alterseffekt finden.<sup>17</sup> Auch erscheint im Lichte unserer

---

<sup>17</sup> Im Balanced Panel wird auch bei uns der Alterseffekt insignifikant, vgl. Fitzenberger et al. (1998).

Ergebnisse die Beschränkung der Sektoreffekte auf eine Dummy für das Verarbeitende Gewerbe als nicht gerechtfertigt.

Die Ausweitung der Analyse in dieser Arbeit auf einen Zeitraum von neun Jahren und die Durchführung einer Panelschätzung ermöglicht zusätzlich Aussagen über die zeitliche Stabilität der geschätzten Koeffizienten. Die vorliegende Arbeit ermöglicht damit im Vergleich mit den beiden anderen Studien eine vergleichsweise aktuelle Analyse der Trends in der Mitgliedschaft in Gewerkschaften. Trotz der vorhandenen Dynamik im aggregierten Organisationsgrad finden wir keine signifikanten Veränderungen in der Mitgliedschaftsneigung. Angesichts der von Windolf und Haas (1989) gefundenen Veränderungen für einen früheren Zeitraum ist dieses Ergebnis umso bemerkenswerter.

## 7. Hochrechnung des Nettoorganisationsgrades

In diesem Abschnitt werden Schätzergebnisse aus Abschnitt 5 zur Hochrechnung des Nettoorganisationsgrades auf Sektorebene verwendet. Die Ergebnisse ermöglichen es, die Bedeutung der Gewerkschaften über die Sektoren und ihre Entwicklung im Zeitablauf abzuschätzen.

### 7.1 Durchführung auf Basis der IAB-Beschäftigtenstichprobe

Die Hochrechnung der Nettoorganisationsgrade ( $\text{NOG} \equiv \text{Beschäftigte Gewerkschaftsmitglieder} / \text{Gesamtzahl der Beschäftigten}$ ) auf Sektorebene beruht auf der mit dem SOEP geschätzten Spezifikation 4 in Tabelle 5. Als Datenbasis geht die IAB-Beschäftigtenstichprobe ( $I_{\text{ABS}}$ ) in die Hochrechnung ein, vgl. Bender et al. (1996) und die detaillierteren Informationen im Anhang A.4. Spezifikation 4 in Abschnitt 5 wurde so gewählt, daß alle Regressoren in der  $I_{\text{ABS}}$  verfügbar sind. Dieser Datensatz liefert eine umfangreichere Grundlage für die Hochrechnung im Vergleich zum SOEP und stellt eher einen repräsentativen Querschnitt der Beschäftigten in jedem Jahr dar (leider umfaßt die  $I_{\text{ABS}}$  keine Angaben zur Mitgliedschaft in Gewerkschaften). Auch Lorenz und Wagner (1991) unternehmen für ein bestimmtes Jahr eine Hochrechnung ihrer Schätzung auf Sektorebene. Sie verwenden aggregierte Durchschnittszahlen für die Variablen in ihrer Schätzgleichung. Unsere Hochrechnung weist demgegenüber zwei Vorteile auf: Zum einen erlaubt eine Hochrechnung auf Basis von Individualdaten eine genauere Erfassung der Gesamtverteilung der Charakteristika (und damit eventueller Korrelationen zwischen den Variablen, die bei einer Prognose auf Basis einer Probit-Funktion im Gegensatz zu einer linearen Funktion von Bedeutung sind), und zum anderen erfolgt unsere Hochrech-



nung für einen Zeitraum von mehreren Jahren, so daß auch Trends im NOG aufgezeigt werden können.

Die Hochrechnung der NOGe erfolgt für 46 der 49 Wirtschaftsbereiche in der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung des Statistischen Bundesamtes, vgl. Tabelle 7 und Fachserie 18, Reihe 1.3 des Statistischen Bundesamtes. Nicht berücksichtigt werden die Sektoren Staat, Landwirtschaft und Private Organisationen ohne Erwerbscharakter (die I<sub>A</sub>BS umfaßt keine Beamten und keine Selbständigen). Detaillierte Angaben zur Verknüpfung der Sektoren im SOEP und in der I<sub>A</sub>BS finden sich in der ursprünglichen Fassung dieser Arbeit, Fitzenberger et al. (1998). Da 1985 das erste Jahr unserer Schätzung auf Basis des SOEP ist, und die I<sub>A</sub>BS zwischen 1983 und 1984 einen Strukturbruch in der Verdienstvariable aufweist, führen wir die Hochrechnung nur für den Zeitraum von 1984 bis 1990 durch.

Die Daten der I<sub>A</sub>BS werden gemäß der verwendeten Regressoren (außer Verdienst und Betriebsgröße) gruppiert, und für jede dieser Gruppen wird die Beschäftigung in Personen und der Verdienst jeweils für das ganze Jahr bestimmt. Diese Einteilung liefert 356.657 Gruppen, für die dann auf Basis des Medians des Verdienstes und der Mittelwerte der Betriebsgrößendummies die geschätzte Wahrscheinlichkeit einer Mitgliedschaft in einer Gewerkschaft bestimmt wird.<sup>18</sup> Der geschätzte NOG in einem Sektor ergibt sich dann als das gewichtete arithmetische Mittel der Schätzwerte für die Gruppen, die in diesen Sektor fallen, wobei die Anzahl der Beschäftigten in der Gruppe als Gewichtung eingeht. Zuerst wird der geschätzte NOG für jedes Jahr auf Basis der Koeffizienten von 1985, 1989 und 1993 bestimmt. Für die Jahre 1984 und 1985 wird die Schätzung auf Basis der Koeffizienten von 1985 verwendet, für das Jahr 1989 auf Basis der Koeffizienten von 1989, und für die Jahre zwischen zwei Schätzzeitpunkten werden die betreffenden geschätzten NOGe linear interpoliert.

## 7.2 Ergebnisse der Hochrechnung

Tabelle 7 weist die Ergebnisse der Hochrechnung des NOG für 46 Sektoren auf. Die Hochrechnung erfolgt auf Basis der Koeffizienten für das Unbalanced Panel (NOG). Die Ergebnisse lassen sich wie folgt zusammenfassen und interpretieren.

<sup>18</sup> Die direkte Vorgehensweise bestünde darin, die Mitgliedschaftswahrscheinlichkeit für jedes Individuum in der I<sub>A</sub>BS zu schätzen und dann entsprechend der gewünschten Gruppeneinteilung zu mitteln. Aufgrund der Zensierung der Verdienstdaten und der Nichtübereinstimmung der Betriebsgrößeklassen (vgl. Anhang A.4) zwischen SOEP und I<sub>A</sub>BS ist dies jedoch nicht exakt möglich und wäre zudem angesichts der großen Fallzahlen in der I<sub>A</sub>BS sehr aufwendig. Für die Hochrechnung auf Sektorebene ist die durch unsere Vorgehensweise induzierte Verzerrung vermutlich sehr gering.

1. Der NOG unterscheidet sich oft gravierend vom geschätzten BOG, wobei erwartungsgemäß meist der BOG aufgrund der nichtbeschäftigten Mitglieder größer als der NOG ist.
2. Der NOG im Verarbeitenden Gewerbe (Sektoren 14 bis 45) schwankt zwischen 20 % (Sektor Ernährung, 43) und 56 % (Sektor Eisenschaffende Industrie, 21), liegt aber meist im Bereich 30% bis 45%. Demgegenüber liegt der NOG im Nichtverarbeitenden Gewerbe für die staatlichen Unternehmen (Bahn und Post) bei 78 % bis 85 %, während er erwartungsgemäß in den sonstigen Sektoren des Nichtverarbeitenden Gewerbes deutlich unter den Werten des Verarbeitenden Gewerbes liegt.
3. Es zeigt sich, daß der NOG von 1984 in fast allen Sektoren kontinuierlich sinkt, allerdings beträgt die Veränderung von 1984 bis 1990 maximal 3 Prozentpunkte. Dies ist zu erwarten, da das Absolutglied in den Spezifikationen 4 im Zeitablauf leicht fällt. Jedoch finden sich Unterschiede zwischen den Sektoren: Während in den meisten Sektoren des Verarbeitenden Gewerbes ein leichter Rückgang des NOG zu verzeichnen ist, findet sich in den meisten Sektoren des Nichtverarbeitenden Gewerbes praktisch keine Veränderung im NOG (der stärkste Rückgang findet sich in den Sektoren 60, 61 und 65 – Kreditinstitute, Versicherungen, Bildung und Wissenschaft).
4. Der BOG sinkt meist etwas stärker als der NOG, d. h. der Trend im BOG überzeichnet etwas den Bedeutungsverlust der Gewerkschaften. Hierbei ist zu beachten, daß während des Zeitraums von 1984 bis 1990 die Beschäftigung anstieg und gleichzeitig die Arbeitslosenquote zurückging, d. h. mit sinkendem Anteil der Arbeitslosen sinkt auch das Potential an nichtbeschäftigten Mitgliedern.
5. Lorenz und Wagner (1991, Tabelle 3) führen die Hochrechnung für 29 Sektoren des Verarbeitenden Gewerbes auf Basis von sektoralen Durchschnittsdaten aus den Jahren 1983 oder 1984 durch. Die qualitativen Ergebnisse ähneln unseren Ergebnissen für 1984, aber zum Teil finden sich auch recht deutliche Unterschiede. Beispielsweise finden wir für die drei Sektoren NE-Metallerzeugung (22), Gießerei (23) und Schiffbau (29) einen fast ebenso hohen NOG, wie in der Eisenschaffenden Industrie (21), während Lorenz und Wagner für die ersten drei Sektoren einen wesentlich niedrigeren NOG schätzen. Die Differenzen lassen sich zum einen durch die Unterschiede in der geschätzten Mitgliedschaftsfunktion erklären (siehe die Diskussion in Abschnitt 6). Zum anderen erlaubt die Verwendung der erst seit kurzem verfügbaren umfangreichen Individualdaten der I<sub>A</sub>BS unserer Ansicht nach eine präzisere Hochrechnung als dies Lorenz und Wagner möglich war.

Insgesamt erweist sich jedoch der NOG über die Sektoren für den Zeitraum zwischen 1984 und 1990 als außerordentlich stabil. D.h., weder die Neigung zur Mitgliedschaft (die Koeffizienten in der Schätzgleichung) noch die Zusammensetzung der Beschäftigten innerhalb der Sektoren haben sich in einer Weise verändert, die zu einem starken Rückgang des NOGes führen würden. Bleibt als dritter Aspekt die Veränderung der Beschäftigtenstruktur zwischen den Sektoren. Der Strukturwandel weg vom Verarbeitenden Gewerbe und hin zu den privaten Sektoren im Nichtverarbeitenden Gewerbe führt aufgrund eines deutlich niedrigeren NOGes im Nichtverarbeitenden Gewerbe zu einem langfristigen Abwärtstrend im aggregierten NOG (BOG).<sup>19</sup>

## 8. Zusammenfassung

Mit dieser Arbeit wird, nach unserem Kenntnisstand, erstmalig eine Paneldatenanalyse der Gewerkschaftsmitgliedschaft in Westdeutschland auf Basis der Daten des Sozio-ökonomischen Panels für die Jahre 1985, 1989 und 1993 durchgeführt. Als Schätzverfahren findet der GMM-Schätzer nach Avery, Hansen und Hotz (1983) Anwendung. Ziel der Arbeit ist es zum einen, die zeitliche Stabilität der Mitgliedschaftsfunktion zu untersuchen, und zum anderen, ein Maß der Mitgliedschaft unter den beschäftigten Arbeitnehmern auf Sektorebene abzuleiten. Trotz des Öffentlichen-Gut-Charakters von tarifvertraglichen Regelungen lassen sich selektive Anreize einer Mitgliedschaft im Rahmen einer Nutzen-Kosten-Analyse identifizieren, die die ökonometrische Spezifikation der Mitgliedschaftsfunktion in dieser Arbeit leiten. Die ökonometrischen Ergebnisse werden dazu verwendet, den Organisationsgrad unter den tatsächlich Beschäftigten in 46 Sektoren auf Basis der IAB-Beschäftigtenstichprobe hochzurechnen. Insgesamt stellt die Arbeit eine Erweiterung und Aktualisierung der Studie von Lorenz und Wagner (1991) dar.

Als wichtige Determinanten der Mitgliedschaft erweisen sich ein Hochschulabschluß, der Angestelltenstatus, die politische Nähe zur SPD, die Be-

---

<sup>19</sup> Ergänzend läßt sich hinzufügen, daß sich der geschätzte NOG meist nur wenig danach unterscheidet, ob die Hochrechnung auf Basis der Koeffizienten für das Balanced oder das Unbalanced Panel erfolgt, vgl. Fitzenberger et al. (1998). Für fast alle Sektoren liegt der Unterschied in einer Größenordnung von wenigen Prozentpunkten. Die stärksten Abweichungen von diesem Muster finden sich für die Sektoren 54 (Eisenbahnen) und 56 (Bundespost). In beiden Sektoren liegt der NOG auf Basis des Balanced Panels um 8 bis 10 Prozentpunkte über dem NOG des Unbalanced Panels. Neben zu vermutender Selektionsverzerrung läßt sich daraus schließen, daß die nicht dauerhaft Beschäftigten in diesen beiden Sektoren einen deutlich geringeren Organisationsgrad aufweisen. Daraus schließen wir, daß die Verzerrung der Schätzungen aufgrund der Panelmortalität bzw. aufgrund von Nichtbeschäftigung nicht allzu gravierend ist.



triebsgröße und die Sektorzugehörigkeit. Weniger deutlich ausgeprägt sind der zuerst ansteigende und dann fallende Einfluß des Alters und des Verdienstes. Schließlich erweisen sich im Gegensatz zu früheren Studien weder die Frauen- noch die Ausländer-Dummy als signifikant.

Wichtigstes Ergebnis der Untersuchung ist jedoch, daß sich die Mitgliedschaftsfunktion als zeitlich stabil erweist, d.h., Veränderungen in der Mitgliedschaft lassen sich nicht durch eine Veränderung in der Mitgliedschaftsneigung für gegebene sozio-ökonomische Charakteristika erklären, sondern müssen auf der Veränderung in der Zusammensetzung der Arbeitnehmerschaft (insbesondere der Sektorzugehörigkeit) beruhen. Für die Gewerkschaften heißt dies, daß für sie eine Anpassung an die Bedürfnisse der Teile der Arbeitnehmerschaft erforderlich scheint, die in der Vergangenheit einen niedrigen Organisationsgrad aufwiesen.

## Anhang

### 1. Implementation des GMM-Panel-Probit-Schätzers in TSP

Die in Abschnitt 4 skizzierten Momentenschätzer können als nichtlineare Instrumentvariablenschätzer interpretiert werden, wobei  $x_i$  den Instrumentvariablenvektor darstellt und die Residuen  $h_{it}$  zusätzlich gewichtet werden. Die Exogenität der gleichlaufenden Instrumente  $E[h_{it}|x_i] = 0$  führt zu den Momentenfunktionen  $M_0(y_i, x_i, \beta)$ . Strenge Exogenität, d.h.  $E[h_{it}|x_i] = 0$ , erlaubt die Verwendung der intertemporalen Momentenfunktion  $M_{-j}(y_i, x_i, \beta)$ .

Die Umsetzung der hier diskutierten Schätzverfahren erfolgt in TSP Version 4.4, vgl. Hall und Cummins (1997), mit Hilfe des Befehls „GMM“ unter Verwendung der Option „MASK“, womit eine nichtlineare Instrumentvariablenschätzung unter flexibler Zuordnung der Instrumente zu den Residuen Gleichungen ermöglicht wird (nur die zeitvariablen Regressoren sind als Instrumente den Residuen aus anderen Zeitperioden zuzuordnen). Die Kovarianzmatrix läßt sich für den allgemeinen Fall und den Fall mit optimaler Gewichtung schätzen.

Die Daten sind so anzuordnen, daß die Beobachtungen für alle Individuen und Zeitpunkte übereinander zu stellen sind („stacking“), wobei die geordneten Zeitreihen der einzelnen Individuen übereinander stehen. Mit Hilfe von übereinander gestellten Zeitdummies und der Lag- bzw. Forward-Operation können Residuen und zeitinvariante Regressoren verknüpft werden. Die in TSP implementierten Instrumentvariablenroutinen können effizient eingesetzt werden, indem ein Instrument gleichzeitig mit den Residuen aus allen möglichen Zeitpunkten interagiert wird.

Die Gewichtungsmatrix für die zweite Stufe des GMM-Verfahrens ist entsprechend des Ausdruckes für  $W_N$  in Gleichung (2) so zu konstruieren, daß nur Varianzen und Kovarianzen der Summen der periodenspezifischen Orthogonalitätsbedingungen für ein gegebenes Individuum eingehen. Für die zweite Stufe weist das GMM-Kommando in TSP auch automatisch den Test auf überidentifizierende Restriktionen aus.

## 2. Daten

Tabelle 1

### Mitglieder der Dachverbände 1960-1996<sup>a</sup>

Jahr	DGB	DBB	DAG	CGB	Insg. <sup>b</sup>
1960	6378	649	450	200	7762
1970	6712	720	461	190	8203
1980	7882	821	494	288	9486
1981	7957	820	499	294	9572
1982	7849	812	501	297	9459
1983	7745	801	497	299	9344
1984	7660	794	497	306	9259
1985	7719	796	500	307	9323
1986	7764	782	496	307	9350
1987	7757	785	494	307	9344
1988	7797	786	496	306	9387
1989	7861	793	503	304	9462
1990	7937	799	573	309	9619
1991	11800	1053	584	310	13749
1992	11015	1095	578	315	13004
1993	10290	1078	527	310	12207
1994	9768	1089	520	306	11684
1995	9354	1075	507	303	11239
1996	8972	1101	501	303	10877

a: Bis 1990 für Westdeutschland, danach für Gesamtdeutschland, in Tsd.

b: In der Gesamtzahl sind die Mitglieder der Gewerkschaft der Polizei enthalten, die aber nicht extra aufgeführt werden für die Zeit, als sie noch nicht dem DGB angehörten (1960 und 1970).

Quelle: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin; eigene Berechnung.

Tabelle 2

## Beschreibung der aus dem SOEP verwendeten Dummyvariablen

Dummyvariable	nimmt den Wert 1 an
GEW-MITGLIED	wenn die beobachtete Person Mitglied in einer Gewerkschaft ist
FRAU	für eine weibliche Person
AUSLÄNDER	für ausländischen Befragten
VERHEIRATET	für verheiratete und zusammenlebende Personen
ABI	wenn Abitur der höchste erzielte Schulabschluß ist
UNI	wenn Hoch- oder Fachhochschulabschluß der höchste erzielte Ausbildungsabschluß ist
LEHRE	wenn Lehre, (Berufs-)Fachschule, Schule d. Gesundheitswesens, Beamtenausbildung, sonst. Ausbildung der höchste erzielte berufl. Abschluß ist
UN-/ANGELERNT	wenn die beobachtete Person un- oder angelernter Arbeiter ist
FACHARBEITER	wenn die beobachtete Person Facharbeiter ist
MEISTER	wenn die beobachtete Person Meister ist
ANGEST	wenn die beobachtete Person im Angestelltenverhältnis ist
VOLLZEIT	wenn die Erwerbsperson vollzeitbeschäftigt ist
SPD	wenn eine Parteipräferenz für die Sozialdemokratische Partei Deutschlands besteht
CDU	wenn eine Parteipräferenz für die Christlichdemokratische Partei Deutschlands besteht
BETRIEBSGRÖSSE	
... < 20	für Beschäftigte in Betrieben mit weniger als 20 Mitarbeitern
... 20-200	für Beschäftigte in Betrieben mit 20 bis 200 Mitarbeitern
... 200-2000	für Beschäftigte in Betrieben mit 200 bis 2.000 Mitarbeitern
... > 2000	für Beschäftigte in Betrieben mit mehr als 2.000 Mitarbeitern
STAAT	wenn die beobachtete Person im Öffentl. Dienst beschäftigt ist
SEKTOR 01	bei Unternehmen der Land-/Forstwirtschaft, Fischerei, Bergbau, Energie-/Wasserversorgung
SEKTOR 02	wenn die Branche die Chemische Industrie ist
SEKTOR 03	wenn die Branche die Kunststoffverarbeitung ist
SEKTOR 04	wenn die Branche Ton, Steine und Erden ist
SEKTOR 05	bei Eisen-/Stahlverarbeitung und Maschinenfahrzeugbau
SEKTOR 06	bei Elektro-Feinmechanik
SEKTOR 07	wenn die Branche Holz-Papier-Druck ist
SEKTOR 08	bei Textil- und Bekleidungsunternehmen
SEKTOR 09	bei Unternehmen der Nahrungs- und Genußmittelindustrie
SEKTOR 10	wenn die Branche das Bauhauptgewerbe, Bauhilfsgewerbe, Ausbau ist
SEKTOR 11	bei Unternehmen des Groß- bzw. Einzelhandels und der Handelsvermittlung
SEKTOR 12	bei Bahn- oder Post-Unternehmen
SEKTOR 13	bei Unternehmen sonstiger Verkehrsnachrichten
SEKTOR 14	bei Banken, Sparkassen, Versicherungsgewerbe
SEKTOR 15	bei Gaststätten, Beherbergung, Gebäudereinigung, persönl. Dienste, Rechtsberatung, sonst. Dienstl., Org. ohne Erwerbsscharakter, private Haushalte, Gebietskörperschaften, Sozialversicherungen, sonst. Branchen
SEKTOR 16	bei Bildung und Wissenschaft
SEKTOR 17	wenn die Branche das Gesundheitswesen ist



Tabelle 3

## Deskriptive Statistiken für die Dummyvariablen im Unbalanced Panel

Variable	1985		1989		1993	
	Anzahl	Anteil in %	Anzahl	Anteil in %	Anzahl	Anteil in %
Mitglied	604	33,10	731	31,41	578	31,85
Frau	644	35,29	869	37,34	695	38,29
Ausländer	512	28,06	645	27,72	487	26,83
Verheiratet	1.319	72,27	1.594	68,50	1.346	74,16
Kein Schulabschluß	161	8,82	213	9,15	166	9,15
Haupt-/Realschule	1.491	81,70	1.875	80,58	1.448	79,78
Abitur	71	3,89	107	4,60	84	4,63
Hochschule	123	6,74	161	6,92	141	7,77
Lehre	1.187	65,04	1.519	65,28	1.205	66,39
An-/Ungelernt	553	30,30	719	30,90	525	28,93
Facharbeiter	452	24,77	490	21,06	370	20,39
Meister	18	0,99	24	1,03	31	1,71
Angest	802	43,95	1094	47,01	889	48,98
Vollzeit	1.625	89,04	2.077	89,26	1.587	87,44
SPD	612	33,53	760	32,66	444	24,46
CDU	339	18,58	345	14,83	233	12,84
Betr.Größe < 20	318	17,43	422	18,14	307	16,92
Betr.Größe 20-200	508	27,84	629	27,03	462	25,46
Betr.Größe 200-2.000	471	25,81	630	27,07	526	28,98
Betr.Größe > 2.000	526	28,82	645	27,72	518	28,54
Staat	370	20,27	447	19,21	375	20,66
SEKTOR 01	43	2,36	50	2,15	51	2,81
SEKTOR 02	79	4,33	87	3,74	93	5,12
SEKTOR 03	31	1,70	47	2,02	29	1,60
SEKTOR 04	36	1,97	32	1,38	20	1,10
SEKTOR 05	378	20,71	512	22,00	380	20,94
SEKTOR 06	123	6,74	180	7,74	120	6,61
SEKTOR 07	71	3,89	84	3,61	79	4,35
SEKTOR 08	63	3,45	81	3,48	55	3,03
SEKTOR 09	80	4,38	95	4,08	59	3,25
SEKTOR 10	165	9,04	192	8,25	147	8,10
SEKTOR 11	169	9,26	211	9,07	183	10,08
SEKTOR 12	28	1,53	35	1,50	32	1,76
SEKTOR 13	43	2,36	56	2,41	57	3,14
SEKTOR 14	79	4,33	114	4,90	91	5,01
SEKTOR 15	276	15,12	363	15,60	234	12,89
SEKTOR 16	71	3,89	62	2,66	62	3,42
SEKTOR 17	90	4,93	126	5,41	123	6,78
Anzahl Beobachtungen	1.825		2.327		1.815	

Ausgewählte Daten des SOEP.

Tabelle 4.1

**Beschreibung der sonstigen aus dem SOEP verwendeten Regressoren**

Regressor	Beschreibung
ALTER	Alter der Person in Jahren, dividiert durch 10
ALTER <sup>2</sup>	quadriertes Alter
VERD	Bruttomonatsverdienst im Vormonat, auf das Jahr 1985 deflationiert, in TDM
VERD <sup>2</sup>	der quadrierte Bruttomonatsverdienst
DAUER	Dauer der Betriebszugehörigkeit, in Jahren
ZUFRIEDEN	Zufriedenheit des Arbeitnehmers mit seiner Arbeit, auf Skala von 0 (= unzufrieden) bis 10 (= zufrieden)

Tabelle 4.2

**Deskriptive Statistiken für die sonstigen Regressoren im Unbalanced Panel**

Variable	Mittelwert	Standard- Abweichung	Minimum	Maximum
1985				
Alter	38,43	10,42	17	64
Verdienst in TDM	2,81	1,29	0,14	12,0
Zufriedenheit	7,62	2,06	0	10
Dauer	10,18	8,09	0	41,9
1989				
Alter	39,37	11,54	17	64
Verdienst in TDM	3,06	1,47	0	19,2
Zufriedenheit	7,23	1,97	0	10
Dauer	11,05	9,00	0	45,9
1993				
Alter	41,36	10,60	21	65
Verdienst in TDM	3,30	1,54	0,18	15,1
Zufriedenheit	7,05	1,92	0	10
Dauer	12,70	9,01	0	49,9

## 3. Ergebnisse der ökonometrischen Schätzung

Tabelle 5  
Schätzergebnisse der vier Spezifikationen (Unbalanced Panel)

Regressor	Spezifikation			
	1	2	3	4
C 85	-1,314 (-3,048)	-1,960 (-3,865)	-2,499 (-4,313)	-2,705 (-4,805)
C 89	-1,343 (-3,131)	-2,034 (-4,037)	-2,570 (-4,460)	-2,749 (-4,897)
C 93	-1,349 (-3,133)	-2,032 (-4,034)	-2,572 (-4,475)	-2,757 (-4,910)
FRAU	-0,470 (-5,153)	-0,137 (-1,247)	-0,135 (-1,144)	-0,159 (-1,365)
ALTER	0,461 (2,075)	0,177 (1,770)	0,503 (1,983)	0,558 (2,217)
ALTER <sup>2</sup>	-0,046 (-1,696)	-0,041 (-1,439)	-0,055 (-1,801)	-0,058 (-1,930)
ABI	-0,314 (-1,463)	-0,203 (-0,932)	-0,192 (-0,822)	-0,173 (-0,734)
UNI	-0,432 (-2,223)	-0,250 (-1,240)	-0,259 (-1,236)	-0,282 (-1,339)
LEHRE	-0,061 (-0,605)	0,220 (0,021)	0,048 (0,449)	0,042 (0,391)
VERHEIRATET	-0,012 (0,145)	0,011 (0,126)	-0,039 (-0,415)	-0,027 (-0,294)
AUSLÄNDER	0,144 (1,408)	-0,029 (-0,271)	-0,052 (-0,471)	-0,041 (-0,374)
VERD	-	0,350 (3,174)	0,188 (1,669)	0,181 (1,575)
VERD <sup>2</sup>	-	-0,035 (-2,698)	-0,022 (-1,846)	-0,021 (-1,745)
VOLLZEIT	-	0,245 (1,510)	0,333 (1,854)	0,327 (1,832)
FACHARBEITER	-	-0,072 (-0,777)	-0,043 (-0,428)	-0,029 (-0,296)
MEISTER	-	-0,276 (-1,055)	-0,198 (-0,696)	-0,203 (-0,744)
ANGEST	-	-0,492 (-4,379)	-0,491 (-3,983)	-0,489 (-4,000)
SPD	-	0,216 (3,283)	0,255 (3,537)	-
CDU	-	-0,154 (-1,650)	-0,135 (-1,413)	-
ZUFRIEDEN	-	-0,155 (-1,109)	-0,018 (-1,208)	-
DAUER	-	-	0,006 (0,977)	-



Fortsetzung Tabelle 5:

Regressor	Spezifikation			
	1	2	3	4
BETR.GRÖSSE 20-200	-	-	0,552 ( 4,230)	0,550 ( 4,210)
BETR.GRÖSSE 200-2.000	-	-	0,809 ( 5,829)	0,807 ( 5,838)
BETR.GRÖSSE > 2.000	-	-	1,000 ( 7,195)	1,000 ( 7,199)
STAAT	-	-	0,236 (1,805)	0,250 (1,936)
SEKTOR 02	-	-	0,019 (0,067)	0,079 (0,282)
SEKTOR 03	-	-	-0,285 (-0,867)	-0,224 (-0,696)
SEKTOR 04	-	-	-0,072 (-0,216)	0,025 (0,077)
SEKTOR 05	-	-	0,224 ( 0,975)	0,265 ( 1,150)
SEKTOR 06	-	-	-0,180 (-0,727)	-0,127 (-0,513)
SEKTOR 07	-	-	0,138 (0,501)	0,174 (0,632)
SEKTOR 08	-	-	-0,077 (-0,261)	-0,053 (-0,179)
SEKTOR 09	-	-	-0,182 (-0,618)	-0,147 (-0,493)
SEKTOR 10	-	-	-0,393 (-1,474)	-0,357 (-1,329)
SEKTOR 11	-	-	-0,154 (-0,603)	-0,119 (-0,461)
SEKTOR 12	-	-	0,981 (2,504)	1,024 (2,622)
SEKTOR 13	-	-	-0,438 (-1,401)	-0,170 (-1,192)
SEKTOR 14	-	-	-0,233 (-0,792)	-0,196 (-0,663)
SEKTOR 15	-	-	-0,235 (-0,951)	-0,207 (-0,838)
SEKTOR 16	-	-	-0,203 (-0,689)	-0,147 (-0,497)
SEKTOR 17	-	-	-0,482 (-1,593)	-0,453 (-1,486)

Koeffizienten der Schätzungen mit t-Statistiken in Klammern.

Tabelle 6

**Ergebnisse der Tests auf überidentifizierende Restriktionen und  
Waldtests auf Zeitvariabilität der Koeffizienten für verschiedene Regressoren  
(Unbalanced Panel)**

Regressor(en)	Spezifikation (siehe Tabelle 5)			
	1	2	3	4
C	0,5348 (0,765)	2,4483 (0,294)	1,9112 (0,385)	0,8420 (0,656)
FRAU	0,4313 (0,806)	0,3026 (0,860)	0,7536 (0,686)	0,2529 (0,881)
ALTER, ALTER <sup>2</sup>	1,5871 (0,811)	1,5270 (0,822)	0,2236 (0,894)	3,5862 (0,465)
ABI, UNI, LEHRE	3,3334 (0,766)	3,3704 (0,761)	3,2412 (0,778)	3,3457 (0,764)
VERHEIRATET	0,5816 (0,748)	0,6793 (0,712)	2,1440 (0,342)	2,0132 (0,365)
AUSLÄNDER	0,4467 (0,800)	0,6552 (0,721)	0,5226 (0,770)	0,6637 (0,718)
VERD, VERD <sup>2</sup>	-	5,3879 (0,250)	4,9002 (0,298)	8,3601 (0,079)
VOLLZEIT	-	1,2466 (0,536)	1,1240 (0,570)	1,1792 (0,555)
ARBEITER/ANGEST	-	1,9743 (0,922)	1,7150 (0,944)	1,3844 (0,967)
PARTEI	-	0,4029 (0,982)	0,4716 (0,976)	-
ZUFRIEDEN	-	1,1464 (0,564)	1,0530 (0,591)	-
DAUER	-	-	0,7050 (0,703)	-
BETR.GRÖSSE	-	-	2,0571 (0,914)	1,6173 (0,951)
STAAT	-	-	1,8528 (0,396)	1,2730 (0,529)
SEKTOREN	-	-	14,7720 (0,996)	13,8800 (0,998)
Test auf überidentifizierende Restriktionen	8,74 (0,924)	27,97 (0,757)	50,79 (0,988)	46,89 (0,976)

$\chi^2$ -Teststatistiken mit P-Werten in Klammern.

#### 4. Datenbasis und Ergebnisse der Hochrechnung

Die IAB-Beschäftigtenstichprobe ( $I_{AB}$ S) als Datenbasis für die Hochrechnung ist eine 1-%-Zufallsstichprobe der westdeutschen Rentenversicherungsdaten für den Zeitraum 1975 bis 1990, vgl. Bender et al. (1996). Die  $I_{AB}$ S beruht auf dem Meldesystem der Rentenversicherungsträger und umfaßt daher die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung. Im Gegensatz zu Daten der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR) ist eine Unterteilung der Beschäftigten nach dem formalen Ausbildungsniveau möglich. Es fehlen in der  $I_{AB}$ S Informationen über Beschäftigungsverhältnisse mit einem Verdienst unterhalb der Geringfügigkeitsgrenze, und nach oben sind die Verdienste an der Beitragsbemessungsgrenze zensiert, vgl. Bender et al. (1996, S. 14). Der Anteil der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung schwankt nach Wirtschaftszweigen (Bender et al. (1996, S. 10)). Insgesamt umfaßt die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung etwa 80 % der Gesamtbeschäftigten.

Die Sektorklassifikation der  $I_{AB}$ S folgt dem Verzeichnis der Wirtschaftszweige der Bundesanstalt für Arbeit und weicht von der Klassifikation des Statistischen Bundesamtes ab. Die Klassifikation der  $I_{AB}$ S umfaßt 95 Wirtschaftszweige und ist in den meisten Fällen feiner als die Klassifikation nach 58 Wirtschaftsbereichen in der VGR. In drei Fällen, nämlich für die Wirtschaftsbereiche<sup>20</sup> 35/36 (Holz), 37/38 (Papier) und 60/61 (Banken, Versicherungen), ist nur die Information für die beiden jeweiligen Sektoren zusammen in der  $I_{AB}$ S verfügbar. In diesen Fällen wird die Beschäftigungsinformation proportional zu der Beschäftigung in der VGR auf die Sektoren aufgeteilt.

Die grundlegende Beobachtungseinheit in der  $I_{AB}$ S ist das sozialversicherungspflichtige Beschäftigungsverhältnis (innerhalb eines Jahres) mit Anfangszeitpunkt, Endzeitpunkt und durchschnittlichem Bruttotageslohn. Letzterer ist an der Beitragsbemessungsgrenze (BBG) zensiert. Für die Gesamtstichprobe liegt die Zensierung deutlich unter 5 %, d.h., nur in sehr wenigen Gruppen (zumeist Arbeitnehmer mit Hochschulabschluß) wird dadurch die Berechnung des Medians beeinflusst. In solchen Fällen geht die BBG in die Berechnung ein. Die Jahreslohnbeobachtung für eine Person wird als gewichteter Durchschnitt der Lohnbeobachtungen über die verschiedenen Beschäftigungsverhältnisse in einem Jahr berechnet, wobei die zeitliche Länge als Gewicht eingeht. Die Gesamtdauer der Beschäftigung in einem Jahr geht in die Berechnung der gewichteten Quantile und der unbeeinigten Sektorbeschäftigung als Gewicht ein. Die Gesamtbeschäftigung

---

<sup>20</sup> Die Numerierung bezieht sich auf die Klassifikation des Statistischen Bundesamtes, vgl. Tabelle 7.



in einem Sektor aus der VGR wird dann gemäß der unbereinigten Sektorbeschäftigung in der I<sub>A</sub>BS auf die drei Qualifikationsgruppen aufgeteilt. Bei mehreren Beschäftigungsverhältnissen zu einem Zeitpunkt, vgl. Bender et al. (1996, S. 74ff), wird die Summe der Tageslöhne als Lohnbeobachtung verwendet. Wenn die gleichzeitigen Beschäftigungsverhältnisse verschiedenen Sektoren zuzuordnen sind, dann wird jedem Sektor der Gesamtlohn und die Länge des Beschäftigungsverhältnisses gemäß dem Anteil am Gesamtlohn zugeordnet. Diese Vorgehensweise läßt sich durch die Annahme rechtfertigen, daß der Entlohnungsanteil mit der Aufteilung der Arbeitszeit auf die verschiedenen Beschäftigungsverhältnisse korrespondiert und die Entlohnung je Zeiteinheit konstant ist. Auch wenn nur ein Beschäftigungsverhältnis zu einem Zeitpunkt vorliegt, kann aus Anonymisierungsgründen nur die Information vorliegen, daß das Beschäftigungsverhältnis verschiedenen Sektoren zuzuordnen ist. Auch in diesem Fall wird jedem betroffenen Sektor die Lohnbeobachtung zugeordnet. Die Länge des Beschäftigungsverhältnisses wird auf alle Sektoren gleich aufgeteilt.

Wir verwenden nur Daten aus der I<sub>A</sub>BS ab dem Jahr 1984, d.h., für die Hochrechnung des Organisationsgrades steht der Zeitraum von 1984 bis 1990 zur Verfügung. Im Zeitablauf wurden immer mehr Zuschläge dem sozialversicherungspflichtigen Entgelt zugerechnet, vgl. Bender et al. (1996, S. 15). Durch die Wahl des Anfangsjahres 1984 umgehen wir das Problem, daß erst ab 1984 Einmalzahlungen der Arbeitgeber sozialversicherungspflichtig sind, d.h., daß für die Lohnbeobachtungen zwischen 1983 und 1984 ein Strukturbruch vorliegt, vgl. Steiner und Wagner (1998).

Die in Abschnitt 7.1 beschriebene Gruppierung der Daten erfolgt nach den 46 verwendeten Sektoren der VGR. Die Betriebsgrößenklassen der I<sub>A</sub>BS und des SOEP stimmen nicht überein, vgl. Tabelle 2 für das SOEP. Für zwei der acht Klassen in der I<sub>A</sub>BS, siehe Bender et al. (1996, S. 114), gibt es keine eindeutige Zuordnung im SOEP. Dies sind die Klassen 6 (100 – 499 Beschäftigte) und 8 (1000 und mehr Beschäftigte). Für beide Klassen wurde für die Hochrechnung angenommen, daß die betreffenden Beschäftigten zu jeweils 50% zu einer der beiden Klassen im SOEP gehören, mit der für die Klasse in der I<sub>A</sub>BS eine Überlappung besteht.

Tabelle 7

**Bruttoorganisationsgrad und Hochrechnung des Nettoorganisationsgrades**

Sektor	Organisationsgrad	Jahr						
		1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990
06 Elekt., Gas-, Wasserver.	BOG	0,728	0,726	0,723	0,711	0,706	0,703	0,694
	NOG	0,375	0,370	0,365	0,359	0,353	0,350	0,348
10 Bergbau	BOG	0,728	0,726	0,723	0,711	0,706	0,703	0,694
	NOG	0,462	0,456	0,449	0,444	0,436	0,430	0,431
14 Chemische Industrie	BOG	0,362	0,368	0,370	0,366	0,365	0,362	0,359
	NOG	0,415	0,411	0,403	0,399	0,392	0,386	0,385
15 Mineralölverarb.	BOG	0,362	0,368	0,370	0,366	0,365	0,362	0,359
	NOG	0,429	0,426	0,427	0,419	0,410	0,405	0,408
16 Herst. v. Kunststoff.	BOG	0,556	0,559	0,557	0,551	0,547	0,544	0,535
	NOG	0,252	0,251	0,255	0,251	0,249	0,249	0,252
17 Gummiverarb.	BOG	0,362	0,368	0,370	0,366	0,365	0,362	0,359
	NOG	0,327	0,329	0,327	0,323	0,321	0,312	0,310
18 Verarb. v. Steinen/Erden	BOG	0,625	0,640	0,633	0,628	0,624	0,614	0,601
	NOG	0,327	0,319	0,314	0,311	0,308	0,304	0,303
19 Feinkeramik	BOG	0,362	0,368	0,370	0,366	0,365	0,362	0,359
	NOG	0,394	0,384	0,380	0,379	0,367	0,367	0,366
20 Herst./Verarb. v. Glas	BOG	0,362	0,368	0,370	0,366	0,365	0,362	0,359
	NOG	0,405	0,400	0,397	0,396	0,393	0,392	0,393
21 Eisenschaff. Industrie	BOG	0,561	0,557	0,548	0,548	0,551	0,551	0,543
	NOG	0,569	0,566	0,559	0,554	0,546	0,536	0,538
22 NE-Metall-Erzeug.	BOG	0,561	0,557	0,548	0,548	0,551	0,551	0,543
	NOG	0,531	0,530	0,525	0,516	0,511	0,506	0,506
23 Gießerei	BOG	0,561	0,557	0,548	0,548	0,551	0,551	0,543
	NOG	0,515	0,505	0,500	0,493	0,486	0,484	0,488
24 Zieherei, Stahlverf.	BOG	0,561	0,557	0,548	0,549	0,551	0,551	0,543
	NOG	0,421	0,418	0,413	0,406	0,403	0,399	0,401
25 Stahl-/Leichtm., Schienenf.	BOG	0,561	0,557	0,548	0,548	0,551	0,551	0,543
	NOG	0,425	0,421	0,415	0,410	0,399	0,393	0,397
26 Maschinenbau	BOG	0,561	0,557	0,548	0,548	0,551	0,551	0,543
	NOG	0,475	0,471	0,466	0,462	0,456	0,451	0,450
27 Herst. v. Bürom., EDV.	BOG	0,561	0,557	0,548	0,548	0,551	0,551	0,543
	NOG	0,285	0,282	0,277	0,269	0,260	0,262	0,249
28 Bau u. Rep. v. KFZ	BOG	0,561	0,557	0,548	0,548	0,551	0,551	0,543
	NOG	0,502	0,504	0,500	0,491	0,484	0,480	0,481
29 Schiffbau	BOG	0,561	0,557	0,548	0,548	0,551	0,551	0,543
	NOG	0,546	0,533	0,515	0,517	0,492	0,487	0,505
30 Luft-, Raumfahrzeugbau	BOG	0,561	0,557	0,548	0,548	0,551	0,551	0,543
	NOG	0,491	0,483	0,475	0,470	0,459	0,446	0,438

Fortsetzung Tabelle 7:

Sektor	Organisationsgrad	Jahr						
		1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990
31 E.-technik, Rep. v. Geräten	BOG	0,561	0,557	0,548	0,548	0,551	0,551	0,543
	NOG	0,311	0,308	0,303	0,299	0,294	0,288	0,290
32 Feinm., Optik, Uhren	BOG	0,561	0,557	0,548	0,548	0,551	0,551	0,543
	NOG	0,267	0,265	0,264	0,258	0,252	0,246	0,246
33 Herst. v. EBM-Waren	BOG	0,561	0,557	0,548	0,548	0,551	0,551	0,543
	NOG	0,454	0,451	0,449	0,448	0,443	0,440	0,440
34 Herst. v. Instr., Spielw.	BOG	0,561	0,557	0,548	0,548	0,551	0,551	0,543
	NOG	0,244	0,246	0,237	0,234	0,231	0,231	0,228
35 Holzbearbeitung	BOG	0,556	0,559	0,557	0,551	0,547	0,544	0,535
	NOG	0,354	0,350	0,345	0,341	0,336	0,334	0,336
36 Holzverarbeitung	BOG	0,556	0,559	0,557	0,551	0,547	0,544	0,535
	NOG	0,354	0,350	0,345	0,341	0,336	0,334	0,336
37 Erzeug. v. Papier., Zellst.	BOG	0,757	0,751	0,754	0,747	0,747	0,544	0,535
	NOG	0,426	0,423	0,421	0,416	0,415	0,411	0,412
38 Papier-, Papperarb.	BOG	0,757	0,751	0,754	0,747	0,747	0,544	0,535
	NOG	0,426	0,423	0,421	0,416	0,415	0,411	0,412
39 Druckerei, Vervielf.	BOG	0,215	0,207	0,211	0,209	0,212	0,012	0,012
	NOG	0,367	0,363	0,363	0,359	0,351	0,347	0,344
40 Ledergerwerbe	BOG	0,637	0,673	0,704	0,724	0,752	0,755	0,787
	NOG	0,279	0,276	0,271	0,266	0,261	0,258	0,260
41 Textilgerwerbe	BOG	0,534	0,544	0,547	0,558	0,571	0,578	0,589
	NOG	0,311	0,308	0,305	0,301	0,295	0,293	0,296
42 Bekleidg.gewerbe	BOG	0,534	0,544	0,547	0,558	0,571	0,578	0,589
	NOG	0,243	0,242	0,241	0,236	0,232	0,230	0,231
43 Ernährg.gewerbe	BOG	0,224	0,225	0,223	0,222	0,223	0,221	0,215
	NOG	0,216	0,214	0,209	0,207	0,206	0,201	0,203
44 Getränkeherstellg.	BOG	0,224	0,225	0,223	0,222	0,223	0,221	0,215
	NOG	0,286	0,282	0,278	0,274	0,270	0,267	0,270
45 Tabakverarbeitung	BOG	0,224	0,225	0,223	0,222	0,223	0,221	0,215
	NOG	0,337	0,326	0,324	0,318	0,311	0,316	0,322
46 Baugewerbe	BOG	0,262	0,272	0,263	0,262	0,259	0,252	0,243
	NOG	0,182	0,178	0,175	0,172	0,167	0,164	0,166
50 Handel	BOG	0,047	0,047	0,046	0,045	0,045	0,047	0,050
	NOG	0,158	0,157	0,152	0,151	0,149	0,147	0,149
54 Eisenbahnen	BOG	1,178	1,196	1,226	1,220	1,231	1,247	1,264
	NOG	0,856	0,855	0,851	0,850	0,851	0,847	0,843
55 Schifffahrt, Häfen	BOG	0,265	0,263	0,261	0,257	0,258	0,259	0,261
	NOG	0,190	0,185	0,183	0,193	0,194	0,190	0,193
56 Dt. Bundespost	BOG	0,907	0,910	0,909	0,903	0,915	0,915	0,962
	NOG	0,799	0,781	0,775	0,771	0,773	0,758	0,769



Fortsetzung Tabelle 7:

Sektor	Organisationsgrad	Jahr						
		1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990
57 Übriger Verkehr	BOG	0,265	0,263	0,261	0,257	0,258	0,259	0,261
	NOG	0,168	0,166	0,166	0,163	0,160	0,157	0,159
60 Kreditinstitute	BOG	0,093	0,090	0,086	0,091	0,089	0,088	0,091
	NOG	0,160	0,158	0,157	0,155	0,152	0,149	0,149
61 Versicherungsuntern.	BOG	0,093	0,090	0,086	0,091	0,089	0,088	0,091
	NOG	0,160	0,158	0,157	0,155	0,152	0,149	0,149
64 Gastgew., Heime	BOG	0,209	0,210	0,209	0,209	0,211	0,209	0,203
	NOG	0,133	0,133	0,133	0,133	0,133	0,131	0,134
65 Bildung, Wissenschaft	BOG	0,217	0,208	0,213	0,211	0,214	0,087	0,082
	NOG	0,146	0,144	0,139	0,136	0,133	0,131	0,135
66 Gesundh., Veter.wesen	BOG	0,109	0,108	0,107	0,106	0,106	0,106	0,105
	NOG	0,109	0,109	0,105	0,104	0,101	0,099	0,100
67 Übrige Dienstl.	BOG	0,017	0,015	0,015	0,015	0,015	0,087	0,082
	NOG	0,139	0,139	0,136	0,134	0,130	0,129	0,130

Sektor = Sektoren gemäß Klassifikation (Nummern) des Statistischen Bundesamtes, Fachserie 18, Reihe 1.3

BOG = Bruttoorganisationsgrad

NOG = Hochrechnung des Nettoorganisationsgrades auf Basis der Schätzung für das Unbalanced Panel

### Literaturverzeichnis

Armingeon, K. (1988), Die Entwicklung der westdeutschen Gewerkschaften 1950-1985. Campus, Frankfurt/Main.

Avery, R. B./Hansen, L. P./Hotz, V. J. (1983), Multiperiod Probit Models and Orthogonality Condition Estimation. *International Economic Review*, 24, 21 – 35.

Bain, G. S./Elias, P. (1985), Trade Union Membership in Great Britain: An Individual Level Analysis. *British Journal of Industrial Relations*, 23, 71 – 92.

Bender, S./Hilzendege, J./Rohwer, G./Rudolph, H. (1996), Die IAB-Beschäftigtenstichprobe 1975-1990. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 197, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit (IAB), Nürnberg.

Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung (1995), Statistisches Taschenbuch 1995. Bonn.

Carruth, A./Schnabel, C. (1990), Empirical Modelling of Trade Union Growth in Germany, 1956-1986: Traditional versus Cointegration and Error Correction Methods. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 126, 326 – 346.

Corneo, G. (1995), Social Custom, Management Opposition, and Trade Union Membership. *European Economic Review*, 39, 275 – 292.

- Fiorito, J./Gallagher, D./Greer C. (1986), Determinants of Unionism: A Review of the Literature. In: Rowland, K. und G. Ferris (Hrsg.), *Research in Personnel and Human Resources Management* (S. 269–306). Greenwich/London: Jai Press.
- Fitzenberger, B. Haggene, I./Ernst, M. (1998), Wer ist noch Mitglied in Gewerkschaften? Eine Panelanalyse für Westdeutschland. *Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW), Mannheim, Diskussionsbeitrag*, 98–11.
- Franz, W. (1996), *Arbeitsmarktökonomik*. 3. Auflage, Springer-Verlag, Berlin, Heidelberg.
- Goerke, L./Pannenberg, M. (1998), Social Custom, Free-Riders, and Trade Union Membership. *Diskussionsbeitrag, Universität Konstanz und Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin*.
- Haisken-DeNew, J. P./Zimmermann, K. F. (1995), Wage and Mobility Effects of Trade and Migration. *Münchener Wirtschaftswissenschaftliche Beiträge*, 95–24.
- Hall, B. H./Cummins, C. (1997), *Time Series Processor, Version 4.4, User's Guide*. Palo Alto.
- Hanefeld, U. (1987), *Das Sozio-ökonomische Panel: Grundlagen und Konzeption*. Campus, Frankfurt/Main.
- Hirsch, B./Addison, J. (1986), *The Economic Analysis of Unions*. Allen & Unwin, Winchester.
- Jnkmann, J. (1997), Circumventing Multiple Integration: A Comparison of GMM and SML Estimators for the Panel Probit Model. *Sonderforschungsbereich 178, Diskussionsbeitrag, Universität Konstanz, Serie II-339*.
- Institut der deutschen Wirtschaft (1994), Neue Mitglieder-Verluste. *Informationsdienst des Instituts der deutschen Wirtschaft*, 11, 8.
- (1996a), Talfahrt leicht gebremst. *Informationsdienst des Instituts der deutschen Wirtschaft*, 4, 6.
  - (1996b), Sorgenkind Nummer Eins. *Informationsdienst des Instituts der deutschen Wirtschaft*, 27, 8.
  - (1996c), Zahlen zur wirtschaftlichen Entwicklung der Bundesrepublik Deutschland. Deutscher Instituts-Verlag, Köln.
- Kühne, P. (1991), Interessenvertretung von ausländischen Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmern: Eine bleibende Herausforderung an die deutschen Gewerkschaften. *WSI-Mitteilungen*, 1, 1–9.
- Lechner, M. (1995), Ökonometrische Modelle für qualitative Paneldaten – Das Beispiel der selbständigen Erwerbstätigkeit in den neuen Bundesländern. *Studien zur Arbeitsmarktforschung, Band 5*. Campus Verlag, Frankfurt/Main.
- Lorenz, W./Wagner, J. (1991), Bestimmungsgründe von Gewerkschaftsmitgliedschaft und Organisationsgrad. *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*, 111, 65–82.
- Müller-Jentsch, W. (1987), Eine neue Topographie der Arbeit. In: Abromeit, H. und B. Blanke (Hrsg.), *Arbeitsmarkt, Arbeitsbeziehungen und Politik in den 80er Jahren* (S. 159–178).
- Olson, M. (1968), *Die Logik des kollektiven Handelns*. Mohr, Tübingen.

- Schmidt, C. M.* (1994), Relative Wage Effects of German Unions. *Center for Economic Policy Research, London, Discussion Paper*, 918.
- Schmidt, C. M./Zimmermann, K. F.* (1993), Unemployment, Real Wages and Union Membership. *Münchener Wirtschaftswissenschaftliche Beiträge*, 93–107.
- Schnabel, C.* (1989), Zur ökonomischen Analyse der Gewerkschaften in der Bundesrepublik Deutschland. Lang, Frankfurt am Main.
- (1993), Bestimmungsgründe der gewerkschaftlichen Mitgliedschaft. *Hamburger Jahrbuch für Wirtschafts- und Gesellschaftspolitik*, 38, 205–224.
  - (1997), Arbeitsmarktinstitutionen im Wandel: Perspektiven der kollektiven Lösungsarbeitsmarktpolitischer Probleme. *List Forum für Wirtschafts- und Finanzpolitik*, 23, 107–128.
- Schnabel, C./Pege W.* (1992), Gewerkschaftsmitglieder. Deutscher-Instituts-Verlag, Köln.
- Statistisches Bundesamt* (1994), Fachserie 18, Reihe 1.3. Metzler-Poeschel, Stuttgart.
- (1995), Statistisches Jahrbuch. Kohlhammer, Stuttgart/Mainz.
- Steiner, V./Wagner K.* (1998), Has Earnings Inequality in Germany Changed in the 1980's? *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*, 118(1), 29–59.
- Wagner, J.* (1991), Gewerkschaftsmitgliedschaft und Arbeitseinkommen in der Bundesrepublik Deutschland. *ifo Studien – Zeitschrift für empirische Wirtschaftsforschung*, 37, 109–140.
- Windolf, P./Haas, J.* (1989), Who Joins the Union? Determinants of Trade Union Membership in West Germany 1976–1984. *European Sociological Review*, 5, 147–166.

## Zusammenfassung

Auf Basis des Sozio-ökonomischen Panels unternimmt diese Arbeit erstmalig für Westdeutschland eine Panelanalyse der Mitgliedschaft in Gewerkschaften. Ziel ist es, die zeitliche Stabilität der Mitgliedschaftsfunktion zu untersuchen und den Nettoorganisationsgrad der Beschäftigten in einzelnen Sektoren als Maß für die Verhandlungsstärke der Gewerkschaften zu schätzen. Als wichtigstes Ergebnis ergibt sich die zeitliche Stabilität der Mitgliedschaftsfunktion, d. h. Veränderungen in der Mitgliedschaft lassen sich nicht durch eine Veränderung in der Mitgliedschaftsneigung für gegebene sozio-ökonomische Charakteristika erklären, sondern müssen auf einer Veränderung in der Zusammensetzung der Arbeitnehmer beruhen. Die Schätzergebnisse werden dazu verwendet, den Organisationsgrad auf Sektorebene auf Basis der IAB-Beschäftigtenstichprobe hochzurechnen.

## Abstract

Based on the Socioeconomic Panel, this paper pursues for the first time a panel analysis of trade union membership in West Germany. Its goals are to analyze the intertemporal stability of the membership function and to predict net union density among employees in various sectors as a proxy for union bargaining power. The estimated membership function proves stable over time, i.e. changes in aggregate mem-



bership cannot be attributed to changes in the propensity for membership given socioeconomic characteristics; instead, they must be the result of compositional changes. The estimates are used to predict union density at the sectoral level based on the IAB-Beschäftigtenstichprobe.

*Keywords: Union Membership, Gross Union Density, Net Union Density, GMM Panel Probit Estimation.*

*JEL-Klassifikation: J5, C23*