

Wer ist noch Mitglied in Gewerkschaften?

Eine Panelanalyse für Westdeutschland

Bernd Fitzenberger¹, Isabelle Haggene² und Michaela Ernst³

Februar 1998

Zusammenfassung

War mit der Vereinigung Deutschlands ein starker Anstieg in der Mitgliederzahl der Gewerkschaften in Deutschland einhergegangen, erleben sie seit 1992 einen umso stärkeren Einbruch. Die von den Verbänden veröffentlichten Statistiken erlauben nur einen unzureichenden Rückschluß auf den Organisationsgrad der tatsächlich beschäftigten Arbeitnehmer. Diese Arbeit unternimmt erstmalig eine Panelanalyse der Mitgliedschaft in Gewerkschaften auf Basis des Sozio-ökonomischen Panels. Ziel ist es, zum einen die zeitliche Stabilität der Mitgliedschaftsfunktion zu untersuchen und zum anderen den Nettoorganisationsgrad der Beschäftigten in einzelnen Sektoren als Maß für die Verhandlungsstärke der Gewerkschaften zu schätzen. Wichtigstes Ergebnis der Untersuchung ist, 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 einer Veränderung in der Zusammensetzung der Arbeitnehmer beruhen. Die Schätzergebnisse werden dazu verwendet, den Organisationsgrad auf Sektorebene auf Basis der erst seit kurzem verfügbaren IAB-Beschäftigtenstichprobe hochzurechnen.

Schlüsselwörter: Mitgliedschaft in Gewerkschaften, Bruttoorganisationsgrad, Nettoorganisationsgrad, GMM-Panelprobit-Schätzer

JEL-Klassifikation : J5, C23

Wir danken Wolfgang Franz und Joachim Wagner für Kommentare zum Inhalt dieser Arbeit. Ebenso gilt Herbert S. Buscher und Inge Mattern unser Dank für redaktionelle Hinweise. Alle Unzulänglichkeiten gehen jedoch alleine zu unseren Lasten.

¹ Universität Konstanz und Universität Mannheim

² Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW), Mannheim

³ Mitchell Madison Group, Frankfurt am Main

Adresse: Bernd Fitzenberger, Lehrstuhl für VWL, Prof. Dr. W. Franz, Universität Mannheim, D-68131 Mannheim, Tel.: ++49-621-2925420, FAX: ++49-621-2923393

E-Mail: Bernd.Fitzenberger@vwl.uni-mannheim.de und haggene@sonne.vwl.uni-mannheim.de

Das Wichtigste in Kürze:

War mit der Vereinigung Deutschlands ein starker Anstieg in der Mitgliederzahl der Gewerkschaften in Deutschland einhergegangen, erleben sie seit 1992 einen umso stärkeren Einbruch. Die von den Verbänden veröffentlichten Statistiken über die Mitgliederzahl erlauben jedoch nur einen unzureichenden Rückschluß auf die Bedeutung von Gewerkschaften am Arbeitsmarkt, da sie üblicherweise nicht nach beschäftigten und nichtbeschäftigten Mitgliedern unterscheiden. Für die Zeit bis 1985 gibt es in der Literatur mehrere Arbeiten, die die Anzahl der beschäftigten Gewerkschaftsmitglieder für einige Sektoren schätzen, um so ein zuverlässiges Maß des Organisationsgrades unter den Beschäftigten zu erzielen. Diese Studie verfolgt das gleiche Ziel, jedoch für einen aktuelleren Zeitraum sowie für fast alle privaten Sektoren der Volkswirtschaft.

Mit dieser Arbeit wird nach unserem Kenntnisstand zum ersten Mal eine Panelanalyse der Mitgliedschaft in Gewerkschaften unter den beschäftigten Arbeitnehmern in Westdeutschland auf Basis des Sozio-ökonomischen Panels für die Jahre 1985, 1989 und 1993 unternommen. Als Schätzverfahren findet der GMM-Schätzer nach Avery, Hansen und Hotz (1983) Anwendung. Dabei steht zum einen die Frage nach der zeitlichen Stabilität der geschätzten Mitgliedschaftsfunktionen im Zentrum der Untersuchung. Zum anderen wird das Ziel verfolgt, ein Maß des Organisationsgrades unter den beschäftigten Arbeitnehmern auf Sektorebene abzuleiten. Zur Bestimmung dieses Maßes wird auf Basis der präferierten Spezifikation die Mitgliedschaft in Gewerkschaften unter den tatsächlich Beschäftigten für 46 Sektoren mit Hilfe der IAB-Beschäftigtenstichprobe hochgerechnet.

Im Rahmen einer Kosten-Nutzen-Analyse lassen sich trotz des Öffentlichen-Gut-Charakters von tarifvertraglichen Regelungen selektive Anreize einer Mitgliedschaft identifizieren. In der empirischen Analyse erweisen sich ein Hochschulabschluß, der Angestelltenstatus, die politische Nähe zur SPD, die Betriebsgröße sowie die Sektorzugehörigkeit als wichtigste Einflußfaktoren der Mitgliedschaft. Weniger deutlich ausgeprägt sind der zunächst ansteigende und dann fallende Einfluß des Alters und des Verdienstes. Schließlich haben im Gegensatz zu früheren Studien weder die Frauen- noch die Ausländer-Dummy einen signifikanten Einfluß. Wichtigstes Ergebnis der Untersuchung ist jedoch, daß sich die Mitgliedschaftsfunktion als zeitlich stabil erweist, d.h. Veränderungen in den aggregierten Mitgliedschaftszahlen 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.

Entsprechend den Ergebnissen der Hochrechnung für die Jahre 1984 bis 1990 schwankt der Nettoorganisationsgrad im Verarbeitenden Gewerbe zwischen 20% und 55%, liegt jedoch meist im Bereich zwischen 30% und 45%. Dagegen beträgt er im Nichtverarbeitenden Gewerbe bei staatlichen Unternehmen (Bahn und Post) 80% bis 90% und fällt in den übrigen Sektoren erwartungsgemäß geringer als im Verarbeitenden Gewerbe aus.

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	1
2	Mitgliederentwicklung in Westdeutschland und Organisationsgrad	2
3	Determinanten der Mitgliedschaft in Gewerkschaften	3
3.1	Das Trittbrettfahrerproblem: Ökonomische und soziologische Aspekte der Mitgliedschaft in deutschen Gewerkschaften	4
3.2	Empirisch zu untersuchende Einflußfaktoren	5
4	GMM-Schätzung eines Panel-Probit Modells	8
4.1	GMM-Schätzer nach Avery, Hansen und Hotz	8
4.2	Erweiterung für das Unbalanced Panel	10
4.3	Implementation in TSP	11
5	Daten	11
5.1	Aufbereitung der SOEP-Daten für die ökonometrische Schätzung	11
5.2	Hochrechnung des Nettoorganisationsgrades auf Sektorebene auf Basis der IAB-Beschäftigtenstichprobe	13
6	Ökonometrische Analyse der Mitgliedschaft in Gewerkschaften	13
6.1	Spezifikation der Schätzgleichungen	13
6.2	Ergebnisse	14
7	Vergleich mit früheren Studien	16
8	Verwendung der Schätzergebnisse zur Hochrechnung des Nettoorganisationsgrades	17
8.1	Durchführung der Hochrechnung	17
8.2	Ergebnisse der Hochrechnung	18
9	Zusammenfassung	19
Anhang		21
A.1	Daten	21
A.2	Ergebnisse der ökonometrischen Schätzungen	30
A.3	Die IAB-Beschäftigtenstichprobe als Datenbasis für die Hochrechnung und deren Ergebnisse	36

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 ökonometrische 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 ökonometrischen 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 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.¹ 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 sowohl für das Balanced Panel als auch das Unbalanced Panel

¹Wir haben erst nach Fertigstellung dieser Arbeit von der aktuellen Studie Goerke und Pannenberg (1998) Kenntnis erhalten. Die Autoren schätzen u.a. Mitgliedschaftsfunktionen separat für die genannten drei Jahre, ohne jedoch den Panelcharakter der Daten zu nutzen, und aufgrund einer anderen Zielsetzung untersuchen sie auch nicht die zeitliche Stabilität im Mitgliedschaftsverhalten.

durchgeführt, um die Robustheit der Ergebnisse gegenüber der Panelmortalität zu untersuchen. 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-Beschäftigtenstichprobe verwandt, die erst seit kurzem verfügbar sind. 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 Gewerkschaftsmitgliedschaft ein. Abschnitt 4 beschreibt das in der ökonometrischen Analyse verwendete Schätzverfahren und Abschnitt 5 die in dieser Arbeit verwendeten Daten. In Abschnitt 6 finden sich die Ergebnisse der ökonometrischen Analyse der Gewerkschaftsmitgliedschaft auf Basis von Individualdaten, die in Abschnitt 7 den Ergebnissen vergleichbarer Studien für Westdeutschland gegenübergestellt werden. Abschnitt 8 präsentiert die Ergebnisse der Hochrechnung der Gewerkschaftsmitgliedschaft auf Sektorebene. Abschnitt 9 beschließt die Arbeit. Detaillierte Informationen zu den verwendeten Daten und eine Darstellung der Schätzergebnisse finden sich im Anhang.

2 Mitgliederentwicklung in Westdeutschland 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 Bruttoorganisations-

grad (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.² 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 oft nicht die Sektorzugehörigkeit von beschäftigten Mitgliedern bekannt.

In Westdeutschland sank der BOG von 39,7% im Jahre 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 14 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.

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 6 die Mitgliedschaftsneigung für die Jahre 1985, 1989 und 1993 schätzen und in Abschnitt 8 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 in Gewerkschaften

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. Fiorito et al. (1986), Franz

²Alternativ können im Nenner des BOG auch die abhängig Beschäftigten einschließlich der Arbeitslosen auftreten. Diese Definition findet sich z.B. in Franz (1996, S. 242).

(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 deutschen 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 machen³: Erstens gelten tarifvertragliche Regelungen für alle Arbeitnehmer eines Arbeitgebers, der Mitglied des Arbeitgeberverbandes ist. Zweitens können die tarifvertraglichen Regelungen für nicht tarifgebundene Arbeitgeber in einem Sektor unter bestimmten Umständen für allgemein verbindlich 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 überwiegen⁴, 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 Mitgliedschaft⁵, 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

³Siehe hierzu Schnabel (1989, 1993) und Lorenz und Wagner (1991, Abschnitt 2).

⁴Vgl. Corneo (1995) und Goerke und Pannenberg (1998) für eine spieltheoretische Fundierung der Mitgliedschaftsentscheidung unter Berücksichtigung sozialer Normen.

⁵Vgl. u.a. Armingeon (1988), Lorenz und Wagner (1991) und Schnabel (1989, 1993).

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 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 6 eingehen.⁶ 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 wie 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. 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 Schutz-

⁶Aus 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).

bedürfnis 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 unverändert bleiben, 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. eine 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 Arbeitsbedingungen 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 Möglichkeiten eines "Rent-Sharing's" zwischen Unternehmen und Gewerkschaften. Der zweite Effekt läßt die gewerkschaftliche Vertretung in Großbetrieben als besonders erfolgsversprechend 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 erscheinen 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 Mitgliedschaft in Abschnitt 6 ein. Dort zeigt sich, daß nicht alle Variablen tatsächlich einen Einfluß aufweisen.

4 GMM–Schätzung eines Panel–Probit Modells

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. 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 β_0 und einem Fehlerterm ε_{it} abhängt.

4.1 GMM–Schätzer nach Avery, Hansen und Hotz

Um der Kovarianzmatrix von ε_{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 ε_{it} einer multivariaten Normalverteilung mit $E\varepsilon_{it} = 0$ folgt. Dann ergibt sich für ein Individuum i in Periode t folgendes wahre Regressionsmodell

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

wobei Φ die Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung, β_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 $E[y_{it}|x_{it}] = Pr\{y_{it} = 1|x_{it}\} = Pr\{\varepsilon_{it} > x'_{it}\beta_0|x_{it}\} = \Phi(x'_{it}\beta_0)$.

Zur Schätzung des unbekanntes Koeffizientenvektors β_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 für irgendein β das Residuum 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^1_{it} ist der Teilvektor von x_{it} , der die zeitvariablen Regressoren umfaßt. Der gesamte Momentenvektor für ein Individuum i ist gegeben durch

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

Aufgrund der oben eingeführten Annahmen gilt $E M(y_i, x_i, \beta) = 0$. AHH diskutieren Momentenschätzer für β , die sich durch die Minimierung einer quadratischen Form in den über die Individuen gemittelten Momentenbedingungen⁷ ergeben

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

wobei $O_N(\beta) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N M(y_i, x_i, \beta)$ 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 β , 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 $S_N = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N M(y_i, x_i, \beta) M(y_i, x_i, \beta)'$.

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

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

⁷Man 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.

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 β_0 und entspricht sogar dem gepoolten Maximum-Likelihood-Schätzer für im Zeitablauf unkorrelierte Fehlerterme ε_{it} (allerdings unterscheidet sich die Schätzung der Kovarianzmatrix). Analog zum Kleinsten-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 wie auch 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 $E M_l(y_i, x_i, \beta_0) = 0$ 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 χ^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.

4.2 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

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

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

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

Auf Basis dieser Momentenfunktionen erlauben die oben beschriebenen Momentenschätzer $\hat{\beta}_{AHH1}$ und $\hat{\beta}_{AHH2}$ eine konsistente Schätzung von β_0 , und die asymptotische Verteilung ergibt sich analog.

4.3 Implementation in TSP

Zum Abschluß dieses Abschnitts soll erwähnt werden, daß die skizzierten Momentenschätzer als nichtlineare Instrumentvariablenschätzer interpretiert werden können, wobei x_i den Instrumentvariablenvektor darstellt, und die Residuen h_{it} zusätzlich gewichtet werden. Die Exogenität der gleichlaufenden Instrumente $E[h_{it}|x_{it}] = 0$ 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” mit der Option “MASK”, welcher eine nichtlineare Instrumentvariablenschätzung unter flexibler Zuordnung der Instrumente zu den Residuen Gleichungen ermöglicht. Die Kovarianzmatrix läßt sich für den allgemeinen Fall und den Fall mit optimaler Gewichtung schätzen. Die Daten sind hierfür so anzuordnen, daß die Beobachtungen für alle Individuen und Zeitpunkte übereinander zu stellen sind (“stacking”). Die Gewichtungsmatrix für die zweite Stufe des GMM-Verfahrens ist entsprechend des Ausdrucks 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.

5 Daten

Die ökonomische Schätzung in Abschnitt 6 beruht auf Daten des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP), einer repräsentativen Stichprobe auf Haushaltsbasis der bundesdeutschen Bevölkerung, die erstmals 1984 erhoben wurde. Die Hochrechnung der Nettoorganisationsgrade auf Sektorebene beruht auf den mit dem SOEP erzielten Schätzergebnissen. Als Datenbasis geht die IAB-Beschäftigtenstichprobe (I_ABS) in die Hochrechnung ein. Die folgenden Unterabschnitte gehen auf die verwendeten Daten ein. Eine ausführliche Beschreibung des SOEP findet sich in Hanefeld (1987) und der I_ABS in Bender et al. (1996).

5.1 Aufbereitung der SOEP-Daten für die ökonomische Schätzung

Da einige Personen aus unterschiedlichen Gründen aus der Befragung ausscheiden (“Panelmortalität”) reduziert sich die Anzahl der im SOEP vorhandenen Personen kontinuierlich. Wir arbeiten parallel mit zwei Datensätzen, dem Balanced Panel und dem Unbalanced Panel, um abschätzen zu können, inwieweit die mit der Panelmortalität verbundene Selektionsverzerrung unsere Ergebnisse beeinflusst. Falls die Panelmortalität rein zufällig in Bezug auf die Zugehörigkeit zu Gewerkschaften erfolgt, dann sollten sich die geschätzten Koeffizienten für die beiden Datensätze nicht unterscheiden.

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 ökonomische 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 4 bis 9 werden die in den Schätzungen verwendeten Variablen beschrieben. Während im Balanced Panel nur solche Personen enthalten sind, die in allen drei Jahren an der Befragung teilgenommen haben und für die alle Untersuchungsvariablen zur Verfügung stehen, umfaßt das Unbalanced Panel alle diejenigen Personen, für die dies in mindestens in einem der drei Jahre der Fall ist. Somit liegen für das Balanced Panel 1.163 Beobachtungen vor. Das Unbalanced Panel umfaßt insgesamt 2403 Beobachtungen und für die drei Zeitpunkte differiert diese Zahl zwischen 1.815 und 2.327 Beobachtungen.

Betrachtet man die Nicht-Dummyvariablen (außer Alter), so weisen diese sowohl für das Balanced Panel als auch des Unbalanced Panels eine recht starke Konstanz über die Jahre aus. Gleiches gilt für die dichotomen Variablen (außer die Variable *Verheiratet*) des Balanced Panels, deren Mittelwerte sich kaum verändert haben. Eine Ausnahme ist die Präferenz für eine der beiden Parteien CDU und SPD, die deutlich abnimmt.⁸ Dagegen sind bei den dichotomen Variablen des Unbalanced Panels deutlichere Schwankungen zu verzeichnen, die damit in 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.

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 35 Einzelbranchen aufgeteilt sind, werden in dieser Arbeit in 17 Gruppen, wie in Tabelle 4 ausgewiesen, zusammengefaßt. Das durchschnittliche Alter im Balanced Panel steigt, da es sich immer um die gleichen Personen handelt, um jeweils 4 Jahre an, dagegen fällt dieser Anstieg im Unbalanced Panel mit knapp einem bzw. zwei Jahren geringer aus. Im Mittel liegt das Alter jedoch auf etwa dem gleichen Niveau.

⁸Unterstellt 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 7 und 9.

5.2 Hochrechnung des Nettoorganisationsgrades auf Sektorebene auf Basis der IAB–Beschäftigtenstichprobe

Die Hochrechnung des Nettoorganisationsgrades (\equiv Beschäftigte Gewerkschaftsmitglieder/Gesamtzahl der Beschäftigten) erfolgt für 46 der 49 Wirtschaftsbereiche in der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR) des Statistischen Bundesamtes, vgl. Tabelle 3 und Fachserie 18, Reihe 1.3 des Statistischen Bundesamtes. Nicht berücksichtigt werden die Sektoren Staat, Landwirtschaft und Private Organisationen ohne Erwerbscharakter (die I_ABS umfasst keine Beamten und keine Selbständigen).

Die personenspezifischen Charakteristika, die in die Hochrechnung eingehen, werden der IAB–Beschäftigtenstichprobe (I_ABS) entnommen. 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_ABS keine Angaben zur Mitgliedschaft in Gewerkschaften). Die Sektorklassifikationen der I_ABS und der VGR werden gemäß Tabelle 3 verknüpft. Tabelle 2 beschreibt die Zusammenfassung der Sektoren des SOEP für die Schätzung. Zudem stellt die Tabelle die Zuordnung der 49 Sektoren aus der VGR zu den in der Schätzung verwendeten 17 Sektoren her. Die in den Schätzungen verwendete Unterteilung in 17 Sektoren stellt eine gröbere Gliederung als die ursprünglich verfügbaren 36 Sektoren im SOEP dar.

Da 1985 das erste Jahr unserer Schätzung auf Basis des SOEP ist, und die I_ABS zwischen 1983 und 1984 einen Strukturbruch in der Verdienstvariable aufweist, führen wir die Hochrechnung nur für den Zeitraum von 1984 bis 1990 durch. In naher Zukunft wird die I_ABS bis 1995 verfügbar sein, so daß dann die Hochrechnung verlängert werden kann. Im Anhang werden die zur Hochrechnung verwendeten Daten genauer beschrieben.

6 Ökonometrische Analyse der Mitgliedschaft in Gewerkschaften

In diesem Abschnitt beschreiben wir die ökonometrische Analyse der Mitgliedschaft in Gewerkschaften 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 6.1 beschreibt die geschätzten Spezifikationen. Die Ergebnisse der ökonometrischen Schätzungen und der Tests auf zeitliche Stabilität der Koeffizienten finden sich in Abschnitt 6.2.

6.1 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 5 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, ALTER², ABI, UNI, LEHRE, VERHEIRATET, AUSLÄNDER
2. (Personenbezogene Variablen ohne betriebsspezifische Variablen) alle Variablen unter 1. zuzüglich VERD, VERD², VOLLZEIT, FACHARBEITER, MEISTER, ANGEST, SPD, CDU, ZUFRIEDEN
3. (Personenbezogene Variablen und betriebsspezifische Variablen) alle Variablen unter 2. zuzüglich DAUER, Betriebsgröße und Sektorinformation
4. (Personenbezogene Variablen und betriebsspezifische 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 Zufriedenheit und politische Präferenz. Wir sehen das Endogenitätsproblem jedoch als nicht allzu gravierend an, denn für unsere Zwecke reicht eine Beschreibung der partiellen Korrelation der Regressorvariablen mit der Mitgliedschaft in Gewerkschaften.⁹ Zudem besteht ein wesentlicher Teil der Arbeit in der Prognose des Nettoorganisationsgrades auf Sektorebene. Für diesen Zweck ist Spezifikation 4 gerade so gewählt, daß sie die Hochrechnung des Nettoorganisationsgrades auf Sektorebene mit Hilfe der IAB-Beschäftigtenstichprobe (siehe Abschnitt 8) ermöglicht.

Die Schätzung der Spezifikationen 1 bis 4 werden sowohl für das Balanced Panel wie auch für das Unbalanced Panel unter Annahme zufälliger Panelmortalität durchgeführt. Die Unterschiede in den Ergebnissen zwischen beiden Schätzungen erlauben eine Abschätzung, inwieweit die Schätzergebnisse durch Panelmortalität verzerrt sind. Im Hinblick auf die Hochrechnung der Schätzergebnisse erscheint eine Beschränkung auf das Balanced Panel als unzureichend.

6.2 Ergebnisse

Die Ergebnisse der präferierten ökonometrischen Schätzungen der Mitgliedschaftsneigung in Gewerkschaften für das Balanced Panel finden sich in der Tabelle 10 und für das Unbalanced Panel in der Tabelle 12. Diesen schließen sich jeweils die Testergebnisse in Tabelle 11 bzw. 13 an. Beginnen wir mit dem Test auf überidentifizierende Restriktionen als Spezifikationstest für unsere präferierten Schätzungen, dann zeigen die Testergebnisse in Tabelle 11 und 13, daß die den Daten auferlegten Momentenbedingungen nicht verworfen werden können.

⁹Beispielsweise 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.

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 präferierten Endversionen in Tabelle 10 und 12 sind das Ergebnis sukzessiver Tests auf Parameterstabilität im Zeitablauf. Um die Robustheit unserer Endversionen zu verdeutlichen, schätzen wir Spezifikationen 1 bis 4 auf Basis ihrer Endversion sukzessive mit wellenspezifischen Koeffizienten für inhaltlich zusammengehörende Koeffizientengruppen und weisen die marginalen Waldteststatistiken in den Tabellen 11 und 13 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 Balanced und Unbalanced Panels wird die Nullhypothese der zeitlichen Konstanz aller Koeffizienten problemlos akzeptiert.¹⁰ 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 hat. 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. Das Alterspolynom im Balanced Panel ist in allen Spezifikationen insignifikant, während im Unbalanced Panel ein signifikanter, konkaver Alterseinfluß vorliegt, der sein Maximum bei etwa 50 Jahren erreicht. Es ist natürlich nicht überraschend, daß sich das Alterspolynom (wie auch die Effekte einiger anderer zeitinvarianter Regressoren) im Unbalanced Panel wesentlich präziser schätzen läßt, da im Balanced Panel dieselben Personen in den Folgewellen jeweils um vier Jahre gealtert auftreten. 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.

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 für das Unbalanced Panel signifikant. Der Verdienst zeigt einen konkaven Verlauf mit einem Maximum zwischen 4000 und 5000 DM im Monat, allerdings ist der Effekt nur für Spezifikation 2 im Balanced und Unbalanced Panel 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 verbun-

¹⁰Eine Ausnahme betrifft das Verdienstpynom in Spezifikation 4 für das Unbalanced Panel. 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 Wald-Teststatistik 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.

den 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 die deskriptiven Auswertungen der Variablen in Tabelle 7 und 9 zeigen, daß SPD-Anhänger 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. Demgegenüber erweist sich die zusätzliche Dummy STAAT nur im Unbalanced Panel als signifikant positiv. 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 8 stark verzerrt.

Zusammenfassend lassen sich die folgenden Punkte festhalten: Erstens, es findet sich im Zeitablauf keine Veränderung in der Mitgliedschaft für Beschäftigte mit gleichen Charakteristika. Zweitens, die Schätzungen unterscheiden sich nur marginal zwischen dem Unbalanced und dem Balanced Panel, d.h. die Panelmortalität erscheint als vernachlässigbar. Drittens 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.

7 Vergleich mit früheren Studien

Windolf und Haas (1989) haben eine Studie über die Neigung zum Gewerkschaftsbeitritt für die Zeit zwischen 1976 bis 1984 durchgeführt. Einbezogen 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 (dieser erstreckt sich bei uns im Balanced Panel nur auf Bahn und Post) 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 sie 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, während wir im Unbalanced Panel im Gegensatz zum Balanced Panel einen signifikanten Alterseffekt finden. Auch erscheint im Lichte unserer 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. Dies steht im Kontrast zu den bei Windolf und Haas (1989) gefundenen Veränderungen für einen früheren Zeitraum.

8 Verwendung der Schätzergebnisse zur Hochrechnung des Nettoorganisationsgrades

In diesem Abschnitt werden Schätzergebnisse aus Abschnitt 6 zur Hochrechnung des Nettoorganisationsgrades auf Sektorebene verwendet. Die Berechnung erfolgt für 46 Sektoren des Verarbeitenden und des Nichtverarbeitenden Gewerbes im Zeitraum 1984 bis 1990. Die Ergebnisse ermöglichen es, die Bedeutung der Gewerkschaften über die Sektoren und ihre Entwicklung im Zeitablauf abzuschätzen.

8.1 Durchführung der Hochrechnung

Spezifikation 4 in Abschnitt 6 wurde so gewählt, daß alle Regressoren in der IAB-Beschäftigtenstichprobe ($I_{A}BS$) verfügbar sind. Auf Basis der geschätzten Koeffizienten für Spezifikation 4 in Tabelle 10 für das Balanced Panel und Tabelle 12 für das Unbalanced Panel werden in diesem Abschnitt Nettoorganisationsgrade (NOG) auf Sektorebene für den Zeitraum 1984 bis 1990 hochgerechnet. Die Hochrechnung erfolgt auf Basis der IAB-Beschäftigtenstichprobe ($I_{A}BS$), vgl. auch die Beschreibung der $I_{A}BS$ im Anhang. Auch Lorenz und Wagner (1991) unternehmen für ein 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 einem

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

Die Daten der I_ABS 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. 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.

8.2 Ergebnisse der Hochrechnung

Tabelle 14 weist die Ergebnisse der Hochrechnung des NOG für 46 Sektoren auf. Die Hochrechnung erfolgt sowohl auf Basis der Koeffizienten für das Balanced (NOG-BAL) als auch für das Unbalanced Panel (NOG-UNB). Die Ergebnisse lassen sich wie folgt zusammenfassen und interpretieren.

1. Der geschätzte NOG unterscheidet sich meist nur wenig danach, ob die Hochrechnung auf Basis der Koeffizienten für das Balanced oder das Unbalanced Panel erfolgt. Für fast alle Sektoren liegt der Unterschied in einer Größenordnung von wenigen Prozentpunkten.¹¹ Daraus schließen wir, daß die Verzerrung der Schätzungen aufgrund der Panelmortalität bzw. aufgrund von Nichtbeschäftigung nicht allzu gravierend ist.
2. Der NOG unterscheidet sich oft gravierend vom geschätzten BOG, wobei erwartungsgemäß meist der BOG aufgrund der nichtbeschäftigten Mitglieder größer als der NOG ist.
3. Der NOG im Verarbeitenden Gewerbe (Sektoren 14 bis 45) schwankt zwischen 20% (Sektor Ernährung, 43) und 55% (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 80% bis 90%, während er erwartungsgemäß in den sonstigen Sektoren des Nichtverarbeitenden Gewerbes deutlich unter den Werten des Verarbeitenden Gewerbes liegt.
4. 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

¹¹Die stärksten Abweichungen von diesem Muster finden sich für die Sektoren 54 (Eisenbahnen) und 56 (Bundespost). In beiden Sektoren liegt NOG-BAL um 8 bis 10 Prozentpunkte über NOG-UNB. Neben zu vermutender Selektionsverzerrung läßt sich daraus schließen, daß die nicht dauerhaft Beschäftigten in diesen beiden Sektoren einen deutlich geringeren Organisationsgrad aufweisen.

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).

5. 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.

6. 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 7). Zum anderen erlaubt die Verwendung der erst seit kurzem verfügbaren umfangreichen Individualdaten der I_ABS 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 NOG 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 NOG im Nichtverarbeitenden Gewerbe zu einem langfristigen Abwärtstrend im aggregierten NOG (BOG).

9 Zusammenfassung

Mit dieser Arbeit wird nach unserem Kenntnisstand erstmalig eine Panelanalyse 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 und die Schätzung wird sowohl für das Balanced Panel als auch das Unbalanced Panel durchgeführt, wobei die Ergebnisse im wesentlichen robust sind. 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 verwandt, 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 Betriebsgröße und die Sektorzu-

gehörigkeit. 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.

A Anhang

A.1 Daten

Tabelle 1: Mitglieder der Dachverbände 1960–1996^a

Jahr	DGB	DBB	DAG	CGB	Insg. ^b
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: Sektorklassifikation des SOEP

Nr. ^a SOEP	Wirtschaftszweig	Stabu-Nr.
01 01	Land- und Forstwirtschaft	01
01 02	Fischerei	01
01 03	Energie und Wasser	06
01 04	Bergbau	10
02 05	Chemische Industrie	14/15
03 06	Kunststoffverarbeitung	16/17
04 07	Ton, Steine, Erden	18–20
05 08	Eisen- und Stahlverarbeitung	21/24/25/33
05 09	Maschinen- und Fahrzeugbau	26/28–30
06 10	Elektro-Feinmechanik	27/31/32/34
07 11	Holz-Papier-Druck	35-39
08 12	Textil, Bekleidung	40–42
09 13	Nahrung-Genußmittel	43–45
10 14	Bauhauptgewerbe	46
10 15	Ausbau, Bauhilfsgewerbe	46
11 16	Großhandel	50
11 17	Handelsvermittlung	50
11 18	Einzelhandel	50
12 19	Bahn	54
12 20	Post	56
13 21	Sonst. Verkehr-Nachrichten	55/57
14 22	Bank, Sparkassen	60
14 23	Versicherungsgewerbe	61
15 24	Gaststätten, Beherbergung	64
15 25	Persönliche Dienste	67
15 26	Gebäudereinigung, Abfall	67
16 27	Bildung, Wissenschaft	65/70
17 28	Gesundheitswesen	66
15 29	Rechtsberatung, Immobilien	67
15 30	Sonstige Dienstleistungen	67
15 31	Organisationen ohne Erwerbscharakter	73
15 32	Private Haushalte	73
15 33	Gebietskörperschaften	70
15 34	Sozialversicherung	70
15 35	Sonstige Branche	67
– ^b 36	falsche Angabe Branche	– ^c

a: In dieser Arbeit verwendete Klassifikation der Wirtschaftsbereiche. Die Schätzergebnisse für ausgewählte Sektoren in den Tabellen 10 und 12 beziehen sich auf diese Klassifikation.

b: Personen, die eine falsche Angabe zur Branche gemacht haben, wurden aus dem Datensatz entfernt.

c: In der Sektorklassifikation des Statistischen Bundesamtes nicht vorhandene Klasse.

Tabelle 3: Klassifikation der Wirtschaftsbereiche gemäß Statistischem Bundesamt (FS 18, R 1.3)

WZW-Nr. ^a	StaBu-Nr. ^b	Sektor
00-03	01	Land- u. Forstwirtschaft, Fischerei
04	06	Elektrizität-, Gas-, Fernwärme-, Wasserversorgung
05-08	10	Bergbau
09/10	14	Chemische Industrie, Herstellung u. Verarbeitung von Spalt- u. Brutstoffen
11	15	Mineralölverarbeitung
12	16	Herstellung v. Kunststoffwaren
13	17	Gummiverarbeitung
14	18	Gewinnung u. Verarbeitung v. Steinen u. Erden
15	19	Feinkeramik
16	20	Herstellung u. Verarbeitung v. Glas
17	21	Eisenschaffende Industrie
18	22	NE-Metallerzeugung, NE-Metallhalbzeugwerke
19	23	Gießerei
20-22	24	Ziehereien, Kaltwalzwerke, Stahlverformung usw.
23-25	25	Stahl- u. Leichtmetall, Schienenfahrzeuge
26/27	26	Maschinenbau
33	27	Herstellung von Büromaschinen, EDV-Geräten und -Einrichtungen
28-30	28	Straßenfahrzeugbau, Reparatur v. KFZ usw.
31	29	Schiffbau
32	30	Luft- u. Raumfahrzeugbau
34	31	Elektrotechnik, Reparatur v. Haushaltsgeräten
35/36	32	Feinmechanik, Optik, Herstellung v. Uhren
37	33	Herstellung v. Eisen-, Blech- u. Metallwaren
38/39	34	Herstellung von Musikinstrumenten, Spielwaren, Füllhaltern usw.
40-42	35	Holzbearbeitung
40-42	36	Holzverarbeitung
43	37	Zellstoff-, Holzschliff-, Papier- u. Papperzeugung
43	38	Papier- u. Papperverarbeitung
44	39	Druckerei, Vervielfältigung
45/46	40	Ledergewerbe
47-51/53	41	Textilgewerbe
52	42	Bekleidungsgewerbe
54-56	43	Ernährungsgewerbe (ohne Getränkeherstellung)
57	44	Getränkeherstellung
58	45	Tabakverarbeitung
59-61	46	Baugewerbe
62	50	Handel

WZW-Nr.^a StaBu-Nr.^b Sektor < Fortsetzung >

63	54	Eisenbahnen
66	55	Schifffahrt, Wasserstraßen, Häfen
64	56	Deutsche Bundespost
65/67/68	57	Übriger Verkehr
69	60	Kreditinstitute
69	61	Versicherungsunternehmen
70/71	64	Gastgewerbe, Heime
75-77	65	Bildung, Wissenschaft, Kultur usw., Verlagswesen
78	66	Gesundheits- u. Veterinärwesen
72/73/79-86	67	Übrige Dienstleistungsunternehmen
74/91-94	70	Staat
87-90	73	Private Haushalte, Private Organisationen ohne Erwerbscharakter

a: Entsprechende Numerierung der Wirtschaftsbereiche gemäß der Bundesanstalt für Arbeit.

b: Numerierung der Wirtschaftsbereiche durch das Statistische Bundesamt.

Tabelle 4: Beschreibung der 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 unter 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 Erwerbscharakter, private Haushalte, Gebietskörperschaften, Sozialversicherungen, sonst. Branchen
SEKTOR 16	bei Bildung und Wissenschaft
SEKTOR 17	wenn die Branche das Gesundheitswesen ist

Tabelle 5: Beschreibung der Regressoren

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

Tabelle 6: Beschreibung der sonstigen Variablen, Balanced Panel

Variable	Mittelwert	Standardabweichung	Minimum	Maximum
1985				
Alter	37,46	8,95	19	57
Verdienst in TDM	2,87	1,24	0,14	12,0
Zufriedenheit	7,63	1,97	0	10
Dauer	9,88	7,34	0	41,90
1989				
Alter	41,46	8,94	23	61
Verdienst in TDM	3,29	1,40	0,34	13,72
Zufriedenheit	7,20	1,89	0	10
Dauer	12,93	8,06	0	45,90
1993				
Alter	45,46	8,94	27	65
Verdienst in TDM	3,55	1,60	0,18	15,10
Zufriedenheit	7,03	1,92	0	10
Dauer	15,95	8,94	0	49,90

Ausgewählte Daten des SOEP.

Tabelle 7: Beschreibung der dichotomen Variablen, Balanced Panel

Variable	1985		1989		1993	
	Anzahl	Anteil in %	Anzahl	Anteil in %	Anzahl	Anteil in %
Gew-Mitglied	391	33,62	408	35,08	410	35,25
Frau	370	31,81	370	31,81	370	31,81
Ausländer	331	28,46	328	28,20	324	27,86
Verheiratet	846	74,29	915	78,68	946	81,34
Kein Schulabschluß	103	8,86	103	8,86	103	8,86
Haupt-/Realschule	942	81,00	940	80,83	940	80,83
Abitur	42	3,61	43	3,70	43	3,70
Hochschule	91	7,82	92	7,91	92	7,91
Lehre	740	63,63	740	63,63	741	63,72
An-/Ungelernt	338	29,06	355	30,53	343	29,49
Facharbeiter	302	25,97	253	21,75	246	21,15
Meister	11	0,95	12	1,03	24	2,06
Angest	512	44,02	543	46,69	550	47,29
Vollzeit	1.047	90,03	1.050	90,28	1.046	89,94
SPD	407	35,00	422	36,29	317	27,26
CDU	209	17,97	179	15,39	170	14,62
Betr.Größe < 20	201	17,28	170	14,62	165	14,19
Betr.Größe 20-200	323	27,77	307	26,40	286	24,60
Betr.Größe 200-2.000	292	25,11	330	28,38	358	30,78
Betr.Größe > 2.000	347	29,84	355	30,53	353	30,35
Staat	220	18,92	219	18,83	241	20,72
SEKTOR 01	31	2,67	29	2,49	35	3,01
SEKTOR 02	58	4,99	49	4,21	66	5,68
SEKTOR 03	19	1,63	25	2,15	20	1,72
SEKTOR 04	24	2,06	14	1,20	15	1,29
SEKTOR 05	250	21,50	282	24,25	260	22,36
SEKTOR 06	74	6,36	79	6,79	80	6,88
SEKTOR 07	42	3,61	42	3,61	46	3,96
SEKTOR 08	42	3,61	44	3,78	37	3,18
SEKTOR 09	52	4,47	49	4,21	39	3,35
SEKTOR 10	113	9,72	103	8,86	105	9,03
SEKTOR 11	113	9,72	103	8,86	117	10,06
SEKTOR 12	21	1,81	22	1,89	23	1,98
SEKTOR 13	27	2,32	25	2,15	31	2,67
SEKTOR 14	53	4,56	60	5,16	60	5,16
SEKTOR 15	155	13,33	151	12,98	123	10,58
SEKTOR 16	35	3,01	26	2,24	37	3,18
SEKTOR 17	54	4,64	60	5,16	69	5,93
Anzahl Beobachtungen	1.163					

Ausgewählte Daten des SOEP.

Tabelle 8: Beschreibung der sonstigen Variablen, Unbalanced Panel

Variable	Mittelwert	Standardabweichung	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

Ausgewählte Daten des SOEP.

Tabelle 9: Beschreibung der dichotomen Variablen, 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.

A.2 Ergebnisse der ökonometrischen Schätzungen

Tabelle 10: Schätzergebnisse der vier Spezifikationen (Balanced Panel)

Regressor	Spezifikation			
	1	2	3	4
C 85	-0,685 (-1,107)	-1,658 (-2,268)	-2,180 (-2,734)	-2,205 (-2,859)
C 89	-0,695 (-1,102)	-1,706 (-2,319)	-2,232 (-2,772)	-2,227 (-2,852)
C 93	-0,668 (-1,054)	-1,710 (-2,338)	-2,235 (-2,798)	-2,235 (-2,886)
FRAU	-0,509 (-3,801)	-0,113 (-0,732)	-0,113 (-0,679)	-0,118 (-0,714)
ALTER	0,259 (0,888)	0,286 (0,862)	0,367 (1,031)	0,381 (1,095)
ALTER ²	-0,028 (-0,818)	-0,028 (-0,713)	-0,042 (-0,989)	-0,042 (-1,016)
ABI	-0,351 (-0,993)	-0,262 (-0,717)	-0,392 (-0,971)	-0,386 (-0,951)
UNI	-0,642 (-2,390)	-0,507 (-1,804)	-0,519 (-1,792)	-0,555 (-1,912)
LEHRE	-0,146 (-0,965)	-0,095 (-0,613)	-0,064 (-0,412)	-0,050 (-0,323)
VERHEIRATET	-0,030 (-0,274)	-0,025 (-0,211)	-0,087 (-0,699)	-0,053 (-0,424)
AUSLÄNDER	0,095 (0,645)	-0,081 (-0,525)	-0,111 (-0,723)	-0,064 (-0,423)
VERD	-	0,356 (2,569)	0,187 (1,048)	0,172 (1,294)
VERD ²	-	-0,030 (-2,069)	-0,017 (-1,431)	-0,016 (-1,276)
VOLLZEIT	-	0,237 (1,036)	0,322 (1,317)	0,327 (1,377)
FACHARBEITER	-	-0,006 (-0,049)	0,029 (0,226)	0,055 (0,432)
MEISTER	-	-0,168 (-0,523)	-0,112 (-0,323)	-0,120 (-0,352)
ANGEST	-	-0,526 (-3,527)	-0,509 (-3,157)	-0,471 (-2,935)
SPD	-	0,211 (2,605)	0,293 (3,357)	-
CDU	-	-0,153 (-1,274)	-0,185 (-1,508)	-
ZUFRIEDEN	-	-0,008 (-0,480)	-0,006 (-0,303)	-
DAUER	-	-	0,006 (0,809)	-

Tabelle 10: Schätzergebnisse (Balanced Panel) < Fortsetzung >

Regressor	Spezifikation			
	1	2	3	4
BETR.GRÖSSE 20–200	–	–	0,605 (3,813)	0,552 (3,514)
BETR.GRÖSSE 200–2.000	–	–	0,845 (4,900)	0,794 (4,695)
BETR.GRÖSSE > 2.000	–	–	1,023 (6,089)	0,975 (5,941)
STAAT	–	–	0,106 (0,684)	0,134 (0,832)
SEKTOR 02	–	–	–0,022 (-0,068)	0,063 (0,194)
SEKTOR 03	–	–	–0,327 (-0,859)	–0,234 (-0,622)
SEKTOR 04	–	–	–0,266 (-0,647)	–0,205 (-0,501)
SEKTOR 05	–	–	0,137 (0,515)	0,196 (0,731)
SEKTOR 06	–	–	–0,297 (-0,987)	–0,177 (-0,586)
SEKTOR 07	–	–	0,143 (0,452)	0,191 (0,603)
SEKTOR 08	–	–	–0,246 (-0,681)	–0,194 (-0,546)
SEKTOR 09	–	–	–0,189 (-0,527)	–0,101 (-0,276)
SEKTOR 10	–	–	–0,445 (-1,407)	–0,348 (-1,105)
SEKTOR 11	–	–	–0,305 (-1,038)	–0,238 (-0,803)
SEKTOR 12	–	–	1,420 (2,569)	1,535 (2,827)
SEKTOR 13	–	–	–0,626 (-1,694)	–0,438 (-1,194)
SEKTOR 14	–	–	–0,177 (-0,486)	–0,153 (-0,419)
SEKTOR 15	–	–	–0,219 (-0,736)	–0,175 (-0,591)
SEKTOR 16	–	–	–0,218 (-0,576)	–0,092 (-0,241)
SEKTOR 17	–	–	–0,601 (-1,575)	–0,573 (-1,475)

Koeffizienten der Schätzungen mit t-Statistiken in Klammern.

Tabelle 11: Ergebnisse der Tests auf überidentifizierende Restriktionen und der Waldtests auf Zeitvariabilität der Koeffizienten für verschiedene Regressoren (Balanced Panel)

Regressor(en)	Spezifikation (siehe Tabelle 10)			
	1	2	3	4
C	0,5821 (0,748)	0,7284 (0,695)	0,6058 (0,739)	0,1344 (0,935)
FRAU	0,4757 (0,788)	0,9605 (0,618)	2,2080 (0,332)	1,3013 (0,522)
ALTER, ALTER ²	1,8141 (0,770)	1,9865 (0,738)	0,6977 (0,952)	1,5520 (0,817)
ABI, UNI, LEHRE	4,7621 (0,575)	2,0720 (0,913)	4,2132 (0,648)	4,8187 (0,567)
VERHEIRATET	0,5514 (0,759)	0,2995 (0,861)	0,2995 (0,861)	0,3205 (0,852)
AUSLÄNDER	1,0267 (0,598)	0,3077 (0,985)	1,2139 (0,545)	0,9145 (0,633)
VERD, VERD ²	–	3,0251 (0,554)	4,6450 (0,326)	3,8417 (0,428)
VOLLZEIT	–	0,3781 (0,828)	0,5101 (0,775)	0,3781 (0,828)
ARBEITER/ANGEST	–	3,7029 (0,717)	6,0016 (0,423)	3,8996 (0,690)
PARTEI	–	0,5346 (0,970)	0,5841 (0,965)	–
ZUFRIEDEN	–	2,8714 (0,238)	2,7416 (0,254)	–
DAUER	–	–	0,8100 (0,349)	–
BETR.GRÖSSE	–	–	4,1936 (0,651)	2,7609 (0,838)
STAAT	–	–	0,9455 (0,623)	0,5284 (0,768)
SEKTOREN	–	–	24,098 (0,841)	24,2464 (0,835)
Test auf überidentifizierende Restriktionen	6,58 (0,950)	22,44 (0,895)	53,11 (0,968)	50,49 (0,921)

χ^2 -Teststatistiken mit P-Werten in Klammern.

Tabelle 12: 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 ²	-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 ²	-	-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)	-

Tabelle 12: Schätzergebnisse (Unbalanced Panel) < Fortsetzung >

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

Regressor(en)	Spezifikation (siehe Tabelle 12)			
	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 ²	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 ²	–	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)

χ^2 -Teststatistiken mit P-Werten in Klammern.

A.3 Die IAB–Beschäftigtenstichprobe als Datenbasis für die Hochrechnung und deren Ergebnisse

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

Die Sektorklassifikation der $I_{\text{A}}\text{BS}$ folgt dem Verzeichnis der Wirtschaftszweige der Bundesanstalt für Arbeit und weicht von der Klassifikation des Statistischen Bundesamtes ab. Die Klassifikation der $I_{\text{A}}\text{BS}$ 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 Wirtschaftsbereiche¹² 35/36 (Holz), 37/38 (Papier) und 60/61 (Banken, Versicherungen), ist nur die Information für die beiden jeweiligen Sektoren zusammen in der $I_{\text{A}}\text{BS}$ verfügbar. In diesen Fällen wird die Beschäftigungsinformation proportional zu der Beschäftigung in der VGR auf die Sektoren aufgeteilt.

Die Daten der $I_{\text{A}}\text{BS}$ werden gemäß der in Spezifikation 4, vgl. Abschnitt 6, verwendeten Regressoren (außer Verdienst und Betriebsgröße) gruppiert und für jede dieser Gruppen die Beschäftigung in Personen, der Median der Entlohnung sowie der Mittelwert der Betriebsgrößendummies jeweils für das ganze Jahr bestimmt.¹³ Die grundlegende Beobachtungseinheit in der $I_{\text{A}}\text{BS}$ ist das sozialversicherungspflichtige Beschäftigungsverhältnis (innerhalb eines Jahres) mit Anfangszeitpunkt, Endzeitpunkt und durchschnittlichem Bruttolohn. 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 unbereinigten Sektorbeschäftigung als Gewicht ein. Die Gesamtbeschäftigung in einem Sektor aus der VGR wird dann gemäß der unbereinigten Sektorbeschäftigung in der $I_{\text{A}}\text{BS}$ 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

¹²Die Numerierung bezieht sich auf die Klassifikation des Statistischen Bundesamtes, vgl. Tabelle 3.

¹³Die Gruppierung erfolgt nach den 46 verwendeten Sektoren der VGR. Die Betriebsgrößeklassen der $I_{\text{A}}\text{BS}$ und des SOEP stimmen nicht überein, vgl. Tabelle 4 für das SOEP. Für zwei der acht Klassen in der $I_{\text{A}}\text{BS}$, 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 $I_{\text{A}}\text{BS}$ eine Überlappung besteht.

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_ABS ab dem Jahr 1984, d.h. für die Hochrechnung des Organisationsgrades steht nur der Zeitraum 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 (1996).

Tabelle 14: Bruttoorganisationsgrad und Ergebnisse der Hochrechnungen des Nettoorganisationsgrads für 46 Sektoren

Sektor-Nr.	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-BAL	0,391	0,390	0,388	0,386	0,382	0,380	0,378
	NOG-UNB	0,375	0,370	0,365	0,359	0,353	0,350	0,348
10 Berg- bau	BOG	0,728	0,726	0,723	0,711	0,706	0,703	0,694
	NOG-BAL	0,483	0,483	0,480	0,478	0,474	0,471	0,474
	NOG-UNB	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-BAL	0,422	0,422	0,418	0,417	0,412	0,407	0,406
	NOG-UNB	0,415	0,411	0,403	0,399	0,392	0,386	0,385
15 Mineral- ölverarb.	BOG	0,362	0,368	0,370	0,366	0,365	0,362	0,359
	NOG-BAL	0,436	0,436	0,442	0,438	0,433	0,430	0,433
	NOG-UNB	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-BAL	0,267	0,268	0,274	0,273	0,273	0,275	0,279
	NOG-UNB	0,252	0,251	0,255	0,251	0,249	0,249	0,252
17 Gummi- verarb.	BOG	0,362	0,368	0,370	0,366	0,365	0,362	0,359
	NOG-BAL	0,337	0,342	0,344	0,344	0,344	0,336	0,334
	NOG-UNB	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-BAL	0,267	0,262	0,260	0,261	0,260	0,258	0,258
	NOG-UNB	0,327	0,319	0,314	0,311	0,308	0,304	0,303
19 Fein- keramik	BOG	0,362	0,368	0,370	0,366	0,365	0,362	0,359
	NOG-BAL	0,331	0,325	0,324	0,324	0,314	0,316	0,316
	NOG-UNB	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-BAL	0,340	0,339	0,339	0,342	0,342	0,341	0,342
	NOG-UNB	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-BAL	0,551	0,553	0,549	0,546	0,542	0,534	0,536
	NOG-UNB	0,569	0,566	0,559	0,554	0,546	0,536	0,538
22 NE-Metall- Erzeugg.	BOG	0,561	0,557	0,548	0,548	0,551	0,551	0,543
	NOG-BAL	0,522	0,525	0,522	0,516	0,514	0,512	0,513
	NOG-UNB	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-BAL	0,506	0,500	0,501	0,496	0,492	0,492	0,498
	NOG-UNB	0,515	0,505	0,500	0,493	0,486	0,484	0,488

Fortsetzung Tabelle 14

Sektor-Nr.	Organisations- grad	Jahr						
		1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990
24 Zieherei, Stahlverf.	BOG	0,561	0,557	0,548	0,549	0,551	0,551	0,543
	NOG-BAL	0,419	0,417	0,416	0,412	0,412	0,410	0,413
	NOG-UNB	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-BAL	0,421	0,419	0,417	0,415	0,408	0,404	0,408
	NOG-UNB	0,425	0,421	0,415	0,410	0,399	0,393	0,397
26 Maschinen- bau	BOG	0,561	0,557	0,548	0,548	0,551	0,551	0,543
	NOG-BAL	0,467	0,466	0,465	0,464	0,460	0,458	0,459
	NOG-UNB	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-BAL	0,277	0,274	0,272	0,266	0,260	0,263	0,250
	NOG-UNB	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-BAL	0,496	0,501	0,498	0,495	0,490	0,489	0,491
	NOG-UNB	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-BAL	0,532	0,524	0,507	0,512	0,490	0,489	0,508
	NOG-UNB	0,546	0,533	0,515	0,517	0,492	0,487	0,505
30 Luft-, Raum- fahrzeugbau	BOG	0,561	0,557	0,548	0,548	0,551	0,551	0,543
	NOG-BAL	0,462	0,457	0,453	0,451	0,442	0,431	0,425
	NOG-UNB	0,491	0,483	0,475	0,470	0,459	0,446	0,438
31 E.-technik, Rep. v. Geräten	BOG	0,561	0,557	0,548	0,548	0,551	0,551	0,543
	NOG-BAL	0,310	0,306	0,304	0,303	0,300	0,296	0,299
	NOG-UNB	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-BAL	0,272	0,273	0,274	0,270	0,265	0,261	0,260
	NOG-UNB	0,267	0,265	0,264	0,258	0,252	0,246	0,246
33 Herst. v. ABM-Waren	BOG	0,561	0,557	0,548	0,548	0,551	0,551	0,543
	NOG-BAL	0,450	0,450	0,451	0,453	0,451	0,450	0,451
	NOG-UNB	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-BAL	0,249	0,252	0,244	0,243	0,241	0,243	0,239
	NOG-UNB	0,244	0,246	0,237	0,234	0,231	0,231	0,228
35 Holz- bearbeitung	BOG	0,556	0,559	0,557	0,551	0,547	0,544	0,535
	NOG-BAL	0,385	0,382	0,380	0,379	0,377	0,377	0,379
	NOG-UNB	0,354	0,350	0,345	0,341	0,336	0,334	0,336
36 Holz- verarbeitung	BOG	0,556	0,559	0,557	0,551	0,547	0,544	0,535
	NOG-BAL	0,385	0,382	0,380	0,379	0,377	0,377	0,379
	NOG-UNB	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-BAL	0,453	0,453	0,454	0,455	0,454	0,453	0,453
	NOG-UNB	0,426	0,423	0,421	0,416	0,415	0,411	0,412

Fortsetzung Tabelle 14

Sektor-Nr.	Organisations- grad	Jahr						
		1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990
38 Papier-, Pappeverarb.	BOG	0,757	0,751	0,754	0,747	0,747	0,544	0,535
	NOG-BAL	0,453	0,453	0,454	0,455	0,454	0,453	0,453
	NOG-UNB	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-BAL	0,396	0,396	0,397	0,395	0,389	0,387	0,386
	NOG-UNB	0,367	0,363	0,363	0,359	0,351	0,347	0,344
40 Leder- gewerbe	BOG	0,637	0,673	0,704	0,724	0,752	0,755	0,787
	NOG-BAL	0,258	0,258	0,254	0,251	0,247	0,246	0,248
	NOG-UNB	0,279	0,276	0,271	0,266	0,261	0,258	0,260
41 Textil- gewerbe	BOG	0,534	0,544	0,547	0,558	0,571	0,578	0,589
	NOG-BAL	0,286	0,286	0,285	0,283	0,279	0,279	0,282
	NOG-UNB	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-BAL	0,224	0,224	0,225	0,222	0,220	0,219	0,222
	NOG-UNB	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-BAL	0,246	0,246	0,241	0,242	0,242	0,239	0,241
	NOG-UNB	0,216	0,214	0,209	0,207	0,206	0,201	0,203
44 Getränke- herstellg.	BOG	0,224	0,225	0,223	0,222	0,223	0,221	0,215
	NOG-BAL	0,315	0,314	0,312	0,312	0,309	0,308	0,313
	NOG-UNB	0,286	0,282	0,278	0,274	0,270	0,267	0,270
45 Tabak- verarb.	BOG	0,224	0,225	0,223	0,222	0,223	0,221	0,215
	NOG-BAL	0,370	0,360	0,360	0,359	0,354	0,360	0,368
	NOG-UNB	0,337	0,326	0,324	0,318	0,311	0,316	0,322
46 Bau- gewerbe	BOG	0,262	0,272	0,263	0,262	0,259	0,252	0,243
	NOG-BAL	0,198	0,195	0,194	0,193	0,191	0,188	0,192
	NOG-UNB	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-BAL	0,141	0,140	0,137	0,138	0,137	0,136	0,138
	NOG-UNB	0,158	0,157	0,152	0,151	0,149	0,147	0,149
54 Eisen- bahnen	BOG	1,178	1,196	1,226	1,220	1,231	1,247	1,264
	NOG-BAL	0,930	0,930	0,928	0,929	0,930	0,928	0,927
	NOG-UNB	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-BAL	0,174	0,172	0,173	0,189	0,193	0,192	0,195
	NOG-UNB	0,190	0,185	0,183	0,193	0,194	0,190	0,193
56 Dt. Bundes- post	BOG	0,907	0,910	0,909	0,903	0,915	0,915	0,962
	NOG-BAL	0,894	0,883	0,880	0,879	0,880	0,873	0,879
	NOG-UNB	0,799	0,781	0,775	0,771	0,773	0,758	0,769
57 übrig. Verkehr	BOG	0,265	0,263	0,261	0,257	0,258	0,259	0,261
	NOG-BAL	0,160	0,159	0,161	0,160	0,158	0,157	0,159
	NOG-UNB	0,168	0,166	0,166	0,163	0,160	0,157	0,159

Fortsetzung Tabelle 14

Sektor-Nr.	Organisations- grad	Jahr						
		1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990
60 Kredit- institute	BOG	0,093	0,090	0,086	0,091	0,089	0,088	0,091
	NOG-BAL	0,183	0,182	0,183	0,183	0,180	0,178	0,178
	NOG-UNB	0,160	0,158	0,157	0,155	0,152	0,149	0,149
61 Versicherungs- unt.ern.	BOG	0,093	0,090	0,086	0,091	0,089	0,088	0,091
	NOG-BAL	0,183	0,182	0,183	0,183	0,180	0,178	0,179
	NOG-UNB	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-BAL	0,150	0,152	0,153	0,154	0,155	0,154	0,157
	NOG-UNB	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-BAL	0,157	0,155	0,151	0,150	0,148	0,147	0,151
	NOG-UNB	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-BAL	0,095	0,095	0,093	0,092	0,090	0,089	0,089
	NOG-UNB	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-BAL	0,151	0,153	0,152	0,150	0,147	0,147	0,148
	NOG-UNB	0,139	0,139	0,136	0,134	0,130	0,129	0,130

Erläuterungen:

- Sektor-Nr. = Sektornummerierung gemäß Klassifikation des Statistischen Bundesamtes
- BOG = Bruttoorganisationsgrad
- NOG-BAL = Hochrechnung des Nettoorganisationsgrades auf Basis der Schätzung für das Balanced Panel
- NOG-UNB = Hochrechnung des Nettoorganisationsgrades auf Basis der Schätzung für das Unbalanced Panel

Literatur

- [1] **Armingeon, K.** (1988). Die Entwicklung der westdeutschen Gewerkschaften 1950–1985. Campus, Frankfurt/Main.
- [2] **Avery, R.B, Hansen, L.P. und V.J. Hotz** (1983). Multiperiod Probit Models and Orthogonality Condition Estimation. *International Economic Review*, 24:21–35.
- [3] **Bain, G.S. und P. Elias** (1985). Trade Union Membership in Great Britain: An Individual Level Analysis. *British Journal of Industrial Relations*, 23:71–92.
- [4] **Bender, S., Hilzendegen, J., Rohwer, G. und H. Rudolph** (1996). Die IAB-Beschäftigtenstichprobe 1975–1990. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 197, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit (IAB), Nürnberg.

- [5] **Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung** (1995). Statistisches Taschenbuch 1995. Bonn.
- [6] **Carruth, A. und C. Schnabel** (1990). Empirical Modelling of Trade Union Growth in Germany, 1956–1986: Traditional versus Cointegration and Error Correction Methods. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 126:326–346.
- [7] **Corneo, G.** (1995). Social Custom, Management Opposition, and Trade Union Membership. *European Economic Review*, 39:275–292.
- [8] **Fiorito, J., Gallagher, D. und C. Greer** (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. Jai Press, Greenwich/London.
- [9] **Franz, W.** (1996). Arbeitsmarktökonomik. 3. Auflage, Springer-Verlag, Berlin, Heidelberg.
- [10] **Goerke, L. und M. Pannenberg** (1998). Social Custom, Free-Riders, and Trade Union Membership. *Diskussionspapier, Universität Konstanz und Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin*.
- [11] **Haisken-DeNew, J.P. und K.F. Zimmermann** (1995). Wage and Mobility Effects of Trade and Migration. *Münchener Wirtschaftswissenschaftliche Beiträge*, 95-24.
- [12] **Hall, B.H. und C. Cummins** (1997). Time Series Processor Version 4.4 User's Guide. Palo Alto.
- [13] **Hanefeld, U.** (1987). Das Sozio-ökonomische Panel: Grundlagen und Konzeption. Campus, Frankfurt/Main.
- [14] **Hirsch, B. und J. Addison** (1986). The Economic Analysis of Unions. Allen & Unwin, Winchester.
- [15] **Inkmann, J.** (1997). Circumventing Multiple Integration: A Comparison of GMM and SML Estimators for the Panel Probit Model. *Sonderforschungsbereich 178, Diskussionspapier, Universität Konstanz, Serie II-339*.
- [16] **Institut der deutschen Wirtschaft e.V.** (1994). Neue Mitglieder-Verluste. *Informationsdienst des Instituts der deutschen Wirtschaft*, 11:8.
- [17] **Institut der deutschen Wirtschaft e.V.** (1996a). Talfahrt leicht gebremst. *Informationsdienst des Instituts der deutschen Wirtschaft*, 4:6.
- [18] **Institut der deutschen Wirtschaft e.V.** (1996b). Sorgenkind Nummer Eins. *Informationsdienst des Instituts der deutschen Wirtschaft*, 27:8.
- [19] **Institut der deutschen Wirtschaft** (1996c). Zahlen zur wirtschaftlichen Entwicklung der Bundesrepublik Deutschland. Deutscher Instituts-Verlag, Köln.
- [20] **Kühne, P.** (1991). Interessenvertretung von ausländischen Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmern: eine bleibende Herausforderung an die deutschen Gewerkschaften. *WSI-Mitteilungen*, 1:1–9.

- [21] **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.
- [22] **Lorenz, W. und J. Wagner** (1991). Bestimmungsgründe von Gewerkschaftsmitgliedschaft und Organisationsgrad. *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*, 111:65–82.
- [23] **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.
- [24] **Olson, M.** (1968). Die Logik des kollektiven Handelns. Mohr, Tübingen.
- [25] **Schmidt, C.M.** (1994). Relative Wage Effects of German Unions. *Center for Economic Policy Research, Diskussionspapier*, 918.
- [26] **Schmidt, C.M. und K.F. Zimmermann** (1993). Unemployment, Real Wages and Union Membership. *Münchner Wirtschaftswissenschaftliche Beiträge*, 93-07.
- [27] **Schnabel, C.** (1989). Zur ökonomischen Analyse der Gewerkschaften in der Bundesrepublik Deutschland. Lang, Frankfurt am Main.
- [28] **Schnabel, C.** (1993). Bestimmungsgründe der gewerkschaftlichen Mitgliedschaft. *Hamburger Jahrbuch für Wirtschafts- und Gesellschaftspolitik*, 38:205–224.
- [29] **Schnabel, C.** (1997). Arbeitsmarktinstitutionen im Wandel: Perspektiven der kollektiven Lösung arbeitsmarktpolitischer Probleme. *List Forum für Wirtschafts- und Finanzpolitik*, 23:107–128.
- [30] **Schnabel, C. und W. Pege** (1992). Gewerkschaftsmitglieder. Deutscher-Instituts-Verlag, Köln.
- [31] **Statistisches Bundesamt** (1994). Fachserie 18, Reihe 1.3. Metzler-Poeschel, Stuttgart.
- [32] **Statistisches Bundesamt** (1995). Statistisches Jahrbuch. Kohlhammer, Stuttgart/Mainz.
- [33] **Steiner, V. und K. Wagner** (1996). Has Earnings Inequality in Germany Changed in the 1980's? *Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW), Mannheim, Diskussionspapier*, 96–32.
- [34] **Wagner, J.** (1991). Gewerkschaftsmitgliedschaft und Arbeitseinkommen in der Bundesrepublik Deutschland. *ifo Studien – Zeitschrift für empirische Wirtschaftsforschung*, 37:109–140.
- [35] **Windolf, P. und J. Haas** (1989). Who Joins the Union? Determinants of Trade Union Membership in West Germany 1976–1984. *European Sociological Review*, 5:147–166.