

Sonderdruck aus:

Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Olaf Hübler

Was unterscheidet Freiberufler, Gewerbetreibende
und abhängig Beschäftigte?

24. Jg./1991

1

Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (MittAB)

Die MittAB verstehen sich als Forum der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. Es werden Arbeiten aus all den Wissenschaftsdisziplinen veröffentlicht, die sich mit den Themen Arbeit, Arbeitsmarkt, Beruf und Qualifikation befassen. Die Veröffentlichungen in dieser Zeitschrift sollen methodisch, theoretisch und insbesondere auch empirisch zum Erkenntnisgewinn sowie zur Beratung von Öffentlichkeit und Politik beitragen. Etwa einmal jährlich erscheint ein „Schwerpunktheft“, bei dem Herausgeber und Redaktion zu einem ausgewählten Themenbereich gezielt Beiträge akquirieren.

Hinweise für Autorinnen und Autoren

Das Manuskript ist in dreifacher Ausfertigung an die federführende Herausgeberin
Frau Prof. Jutta Allmendinger, Ph. D.
Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung
90478 Nürnberg, Regensburger Straße 104
zu senden.

Die Manuskripte können in deutscher oder englischer Sprache eingereicht werden, sie werden durch mindestens zwei Referees begutachtet und dürfen nicht bereits an anderer Stelle veröffentlicht oder zur Veröffentlichung vorgesehen sein.

Autorenhinweise und Angaben zur formalen Gestaltung der Manuskripte können im Internet abgerufen werden unter http://doku.iab.de/mittab/hinweise_mittab.pdf. Im IAB kann ein entsprechendes Merkblatt angefordert werden (Tel.: 09 11/1 79 30 23, Fax: 09 11/1 79 59 99; E-Mail: ursula.wagner@iab.de).

Herausgeber

Jutta Allmendinger, Ph. D., Direktorin des IAB, Professorin für Soziologie, München (federführende Herausgeberin)
Dr. Friedrich Buttler, Professor, International Labour Office, Regionaldirektor für Europa und Zentralasien, Genf, ehem. Direktor des IAB
Dr. Wolfgang Franz, Professor für Volkswirtschaftslehre, Mannheim
Dr. Knut Gerlach, Professor für Politische Wirtschaftslehre und Arbeitsökonomie, Hannover
Florian Gerster, Vorstandsvorsitzender der Bundesanstalt für Arbeit
Dr. Christof Helberger, Professor für Volkswirtschaftslehre, TU Berlin
Dr. Reinhard Hujer, Professor für Statistik und Ökonometrie (Empirische Wirtschaftsforschung), Frankfurt/M.
Dr. Gerhard Kleinhenz, Professor für Volkswirtschaftslehre, Passau
Bernhard Jagoda, Präsident a.D. der Bundesanstalt für Arbeit
Dr. Dieter Sadowski, Professor für Betriebswirtschaftslehre, Trier

Begründer und frühere Mitherausgeber

Prof. Dr. Dieter Mertens, Prof. Dr. Dr. h.c. mult. Karl Martin Bolte, Dr. Hans Büttner, Prof. Dr. Dr. Theodor Ellinger, Heinrich Franke, Prof. Dr. Harald Gerfin,
Prof. Dr. Hans Kettner, Prof. Dr. Karl-August Schäffer, Dr. h.c. Josef Stingl

Redaktion

Ulrike Kress, Gerd Peters, Ursula Wagner, in: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit (IAB), 90478 Nürnberg, Regensburger Str. 104, Telefon (09 11) 1 79 30 19, E-Mail: ulrike.kress@iab.de; (09 11) 1 79 30 16, E-Mail: gerd.peters@iab.de; (09 11) 1 79 30 23, E-Mail: ursula.wagner@iab.de; Telefax (09 11) 1 79 59 99.

Rechte

Nachdruck, auch auszugsweise, nur mit Genehmigung der Redaktion und unter genauer Quellenangabe gestattet. Es ist ohne ausdrückliche Genehmigung des Verlages nicht gestattet, fotografische Vervielfältigungen, Mikrofilme, Mikrofotos u.ä. von den Zeitschriftenheften, von einzelnen Beiträgen oder von Teilen daraus herzustellen.

Herstellung

Satz und Druck: Tümmels Buchdruckerei und Verlag GmbH, Gundelfinger Straße 20, 90451 Nürnberg

Verlag

W. Kohlhammer GmbH, Postanschrift: 70549 Stuttgart; Lieferanschrift: Heßbrühlstraße 69, 70565 Stuttgart; Telefon 07 11/78 63-0; Telefax 07 11/78 63-84 30; E-Mail: waltraud.metzger@kohlhammer.de, Postscheckkonto Stuttgart 163 30. Girokonto Städtische Girokasse Stuttgart 2 022 309. ISSN 0340-3254

Bezugsbedingungen

Die „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ erscheinen viermal jährlich. Bezugspreis: Jahresabonnement 52,- € inklusive Versandkosten: Einzelheft 14,- € zuzüglich Versandkosten. Für Studenten, Wehr- und Ersatzdienstleistende wird der Preis um 20 % ermäßigt. Bestellungen durch den Buchhandel oder direkt beim Verlag. Abbestellungen sind nur bis 3 Monate vor Jahresende möglich.

Zitierweise:

MittAB = „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ (ab 1970)
Mitt(IAB) = „Mitteilungen“ (1968 und 1969)
In den Jahren 1968 und 1969 erschienen die „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ unter dem Titel „Mitteilungen“, herausgegeben vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit.

Internet: <http://www.iab.de>

Was unterscheidet Freiberufler, Gewerbetreibende und abhängig Beschäftigte?

Eine ökonometrische Untersuchung über Gruppenheterogenität, Einkommensdeterminanten und Statuswechsler

Olaf Hübler, Hannover*

Untersucht wird in diesem Beitrag, welche systematischen Bestimmungsgründe bei der Entscheidung für den Selbständigenstatus ausschlaggebend sind bzw. durch welche Charakteristika sich Selbständige und abhängig Beschäftigte unterscheiden, in welchen Bereichen (Sektoren, Berufen) die Wahrscheinlichkeit, sich selbständig zu machen, größer ist als in anderen Bereichen, inwiefern sich Unternehmer und Freiberufler unterscheiden. Weiterhin wird analysiert, ob und in welchem Umfang Einkommensdeterminanten variieren für die drei Berufsstatusgruppen: abhängig Beschäftigte, Gewerbetreibende und Freiberufler. Schließlich werden Besonderheiten von Statuswechslern herausgearbeitet.

Die ökonometrischen Untersuchungen unter Verwendung von Daten des Sozio-ökonomischen Panels zeigen, daß Freiberufler und Unternehmer sich weniger unterscheiden als Freiberufler und abhängig Beschäftigte oder gar Unternehmer und abhängig Beschäftigte. Aber auch zwischen ersteren bestehen wesentliche Unterschiede. Dies läßt sich vor allem durch die Einkommen, die Schulbildung, die Altersstruktur, die Arbeitszeit, die Vorteile von Agglomerationseffekten sowie geschlechtsspezifische Differenzen verdeutlichen.

Gliederung

- 1 Einführung
 - 2 Bisherige empirische Untersuchungen
 - 3 Gruppenheterogenität und Statusentscheidung
 - 3.1 Theoretische Überlegungen und Hypothesen
 - 3.2 Methodische Vorgehensweise
 - 3.3 Ergebnisse
 - 4 Einkommensfunktionen
 - 4.1 Determinanten
 - 4.2 Methodische Aspekte
 - 4.3 Ergebnisse
 - 5 Zusammenfassung
- Literaturverzeichnis

1 Einführung

Es ist zwar verständlich, daß der Gruppe der Selbständigen weniger Aufmerksamkeit in theoretischen und empirischen Untersuchungen gewidmet wird als den abhängig Beschäftigten, liegt der Anteil ersterer an der Gesamtzahl der Beschäftigten doch unter 10% und hat sich gegenüber 1950 nahezu halbiert (Breimaier 1989, S. 504). Die weitgehende Vernachlässigung von Analysen über Selbständige bleibt jedoch unverständlich. Ihre Zahl weist im gewerblichen Bereich nicht nur seit 1983 durchgängig einen Anstieg auf (Bundesministerium für Wirtschaft 1990, S. 63), sondern es ist generell zu beachten, daß mit der Neugründung von selbständigen Existenzen häufig die Schaffung weiterer Arbeitsplätze verbunden ist. Außerdem erfahren in der

öffentlichen Diskussion Unternehmer und Freiberufler in der letzten Zeit sehr viel mehr Aufmerksamkeit als früher, sei es beim Vergleich der Entwicklung von Arbeitnehmer-einkommen und Gewinnen, sei es im Rahmen der Verwirklichung des Europäischen Binnenmarktes und der damit verbundenen Liberalisierung und Deregulierung oder im Zusammenhang mit dem Beitritt der DDR. Der Informationsstand über die Selbständigen ist aber in jedem Fall gering. Entweder wird nur mit globalen Zahlen argumentiert, oder Einzelfallanalysen liefern den empirischen Hintergrund. Notwendig sind dagegen umfangreiche Angaben über eine Vielzahl von Selbständigen, um auf dieser Basis Beziehungen analysieren und Unterschiede gegenüber Unselbständigen herausarbeiten zu können. Anliegen dieses Beitrages ist, unter Verwendung von ökonometrischen Methoden auf Basis der Daten des Sozio-ökonomischen Panels (Hanefeld 1987) zu untersuchen, welche Unterschiede in den persönlichen Merkmalen und in der Tätigkeitsstruktur zwischen Freiberuflern und Gewerbetreibenden, zusammengefaßt zu Selbständigen, sowie unselbständig Beschäftigten bestehen, wovon es abhängt, welcher Berufsstatus gewählt wird, inwieweit die Bedeutung der Einkommensdeterminanten zwischen diesen Gruppen variiert und welche Erkenntnisse sich über Statuswechsel gewinnen lassen. Bisher fehlen für die Bundesrepublik Studien dieser Art. Selbst in anderen Ländern ist die Zahl solcher Untersuchungen auffallend gering.

2 Bisherige empirische Untersuchungen

Für die Bundesrepublik haben Kaiser/Stoß (1980) unter Verwendung ausgewählter Befunde aus der amtlichen Statistik und aus neueren Erhebungen bei erwerbstätigen Fachhochschul- und Hochschulabsolventen Angaben über Selbständige unter den Hochschulabsolventen präsentiert. Anhand von Häufigkeits- und Kreuztabellen zeigen die Autoren, wie unterschiedlich sich die Selbständigenanteile in den verschiedenen Fachrichtungen, Berufen und Sektoren

* Prof. Dr. Olaf Hübler lehrt an der Universität Hannover im Fachbereich Wirtschaftswissenschaften Volkswirtschaftslehre, insbesondere Ökonometrie und Statistik. Der Beitrag liegt in der alleinigen Verantwortung des Autors. Dem Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (Berlin) und dem Sonderforschungsbereich 3 (Frankfurt/Mannheim) danke ich für die Überlassung der Daten aus dem Sozio-ökonomischen Panel sowie Jörg Breitung und Knut Gerlach für hilfreiche Kommentare.

ren von 1925-1970 entwickelt haben, welche Veränderungen zwischen beruflichem Einstieg und späterer beruflicher Position festzustellen waren, wie aufgrund von Selbsteinschätzung die Tätigkeiten von selbständig und unselbständig Beschäftigten beurteilt werden. Dabei zeigt sich, daß der Übergang in die Selbständigkeit meist erst nach einer Phase des Sammeins von Berufserfahrung vollzogen wird, daß der Übernahme von elterlichen Betrieben eine vergleichsweise geringe Bedeutung beizumessen ist, daß sich selbständige Hochschulabsolventen besser selbst entfalten können als ihre Kollegen in abhängigen Positionen. Die Entwicklung der Selbständigen in der Bundesrepublik, die Zu- und Abgänge werden von Bögenhold (1985, 1987) insbesondere aus soziologischer Sicht analysiert. Er widmet sich vor allem den „Neuen Selbständigen“ sowie dem Kleingewerbe und untersucht in diesem Zusammenhang die Bedeutung der High Technology.

Speziell über Freiberufler in der Bundesrepublik existieren einige empirische Befunde hinsichtlich der Strukturmerkmale, des Einkommens, der gesamtwirtschaftlichen Rahmenbedingungen und der freiberuflichen Produktionsbedingungen. Zu nennen sind die Untersuchungen von Koch (1976), Weiler (1979), Goetzke (1988), Legier (1988), Rönnau (1989) und dem Bundesministerium für Wirtschaft (1990), die meist auf amtliche Statistiken bzw. Verbandsstatistiken zurückgreifen. Zum Teil wurden jedoch auch originäre Erhebungen durchgeführt. Keine dieser Studien verwendet multivariate Verfahren, so daß Aussagen über Bestimmungsgründe von Einkommensunterschieden und Entscheidungen über den Status kaum möglich sind.

Für einige andere Länder wie Großbritannien, Niederlande, USA oder Malaysia liegen dagegen Regressions-schätzungen über Einkommensfunktionen von Selbständigen sowie Probit- bzw. Logitschätzungen über Entscheidungsfunktionen, ob der Selbständigen- oder Unselbständigenstatus gewählt wird, vor (Fuchs 1982, Vijverberg 1986, Rees/Shah 1986, Macpherson 1988, Evans/Jovanovic 1989, Evans/Leighton 1989, Blanchflower/Oswald 1990, de Wit/van Winden 1990). Als wesentliche Bestimmungsgründe der Einkommen sowie der Statusentscheidungen werden herangezogen: Schulbildung, Familienstand, Nationalität, Region, Alter, Gesundheitszustand, Berufserfahrung und Vermögen. Ein einheitliches Bild der Ergebnisse läßt sich nicht präsentieren. Aufgrund der geringen Fallzahlen sind die Schätzungen für die Selbständigen jedoch weniger statistisch gesichert als die der Unselbständigen. Der Grundlinie dieser Studien wird bei der nachstehenden Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland gefolgt. Neu ist, daß nicht nur zwischen zwei Statusgruppen unterschieden wird, sondern auch eine Trennung zwischen Freiberuflern, Gewerbetreibenden und abhängig Beschäftigten vorgenommen wird, und daß überprüft wird, ob eine simultane Schätzung des Probitansatzes für die Statusentscheidung unter Berücksichtigung der individuellen Einkommen notwendig ist. Hieraus folgen methodische Konsequenzen.

3 Gruppenheterogenität und Statusentscheidung

3.1 Theoretische Überlegungen und Hypothesen

Soll untersucht werden, worin die Besonderheiten eines typischen Selbständigen im Vergleich zu einem typisch abhängigen Beschäftigten bestehen, so ist zu beachten, daß die Heterogenität einerseits durch die spezielle Tätigkeit,

die mit einem Berufsstatus verbunden ist, entstehen kann, daß andererseits die Unterschiede aber auch schon vor der Entscheidung für den einen oder anderen Status angelegt sein können, daß sich eine Person aufgrund persönlicher Charakteristika für den Selbständigenstatus entscheidet oder nicht.

Wichtig bei der Entscheidung für den einen oder anderen Status sind zweifellos die Besonderheiten der Tätigkeit. Hierbei ist die Trennung zwischen selbständig und unselbständig grundsätzlicher Natur. Für eine erfolgreiche Selbständigkeit werden besondere Fähigkeiten verlangt, die sich unter dem Begriff Managementfähigkeiten bzw. Unternehmerfähigkeiten zusammenfassen lassen. Hierzu gehören Entscheidungs- und Risikofreudigkeit, Übernahme von Verantwortung, Koordinations- und Delegationsbereitschaft von Arbeiten, systematisches Planen, Verhandlungsgeschick und Flexibilität. Derartige Fähigkeiten werden zwar auch in höheren unselbständigen Positionen verlangt, letztere werden aber erst nach Durchlaufen einer Berufskarriere erreicht, während der Selbständigenstatus im allgemeinen durch einen individuellen Entscheidungsakt zustande kommt. Weitere wesentliche Unterschiede zwischen Selbständigen und Unselbständigen sind üblicherweise eine größere Flexibilität der Arbeitszeit und eine längere Arbeitszeit, mehr Möglichkeiten der Steuervermeidung, höhere (erwartete) Einkommen und der Einsatz von Kapital bei ersteren. Selbständige sind, wie es schon der Name sagt, nicht weisungsgebunden. Ihre Einkommen variieren sehr viel stärker als Löhne, sie sind nicht fixiert, sondern ergeben sich als Restgröße. Die Motivation, mit hoher Leistungsintensität zu arbeiten, die bei Unselbständigen durch Effizienzlöhne, Senioritätsentlohnung, Gewinnbeteiligung und Beförderungen versucht wird zu steigern, wird bei den Selbständigen durch die Aussicht, den nichtverteilten Rest zu erhalten, angeregt. Auf fünf Hauptdeterminanten läßt sich die Entscheidung, selbständig oder unselbständig tätig zu sein, reduzieren:

- Stärke des Wunsches, nicht weisungsgebunden zu arbeiten,
- Höhe des (erwarteten) Einkommens,
- Umfang an Managementfähigkeiten,
- vorhandenes Kapital,
- (gewünschte) Arbeitszeit.

Modelltheoretisch können diese Bestimmungsgründe in einem Ansatz individueller Maximierung des Nutzens beschrieben werden. Blanchflower/Oswald (1990) verbinden die ersten beiden Determinanten miteinander. Im folgenden wird ein Ansatz gewählt, der die letzten vier Komponenten erfaßt. Zu berücksichtigen sind dabei eine allgemeine Einkommensfunktion für einen typischen Selbständigen sowie die Zeit- und Budgetrestriktionen. Ausgegangen sei von einer Nutzenfunktion

$$(1) \quad U = U(B, F)$$

mit U – Nutzen, B – verfügbare Mittel (Budget), F – Freizeit, einer Produktions- und Einkommensfunktion

$$(2) \quad Y^S = Y^S(M, K, A^S)$$

mit Y^S – Selbständigeneinkommen, M – Managementfähigkeiten, K – Kapital, A^S – Selbständigenarbeitszeit, der Zeitbeschränkung

$$(3) \quad T = A^U + A^S + F$$

mit T – total verfügbare Zeit, A^U – Unselbständigenarbeitszeit, sowie der Budgetrestriktion

$$(4) \quad B = wA^U + Y^S - K$$

mit w – Stundenlohnsatz, wobei der Einfachheit halber von einer nur einperiodischen Nutzung des Kapitals ausgegangen wird. Besteht die Entscheidung nicht darin, entweder nur selbständig oder nur unselbständig tätig zu sein, sondern ist eine beliebige Aufteilung von T zugelassen, so können die möglichen Lösungen mit Hilfe der Kuhn-Tucker-Bedingungen (Chiang 1974, S. 707) beschrieben werden:

$$(5) \quad \partial U / \partial A^U = (\partial U / \partial B)w - (\partial U / \partial F) \leq 0; A^U \geq 0; \\ A^U ((\partial U / \partial B)w - (\partial U / \partial F)) = 0$$

$$(6) \quad \partial U / \partial A^S = (\partial U / \partial B)(\partial Y^S / \partial A^S) - \\ (\partial U / \partial F) \leq 0; A^S \geq 0 \\ A^S ((\partial U / \partial B)(\partial Y^S / \partial A^S) - (\partial U / \partial F)) = 0$$

$$(7) \quad \partial U / \partial K = (\partial U / \partial F) [(\partial Y^S / \partial K) - 1] \leq 0; K \geq 0; \\ K (\partial U / \partial F) [(\partial Y^S / \partial K) - 1] = 0 .$$

Um Ecklösungen zu erhalten, muß bei reiner Selbständigkeitätigkeit ($A^U = 0$)

$$(8) \quad w < \partial Y^S / \partial A^S = (\partial U / \partial F) / (\partial U / \partial B)$$

und bei reiner Unselbständigkeitätigkeit ($A^S = 0$)

$$(9) \quad \partial Y^S / \partial A^S < w = (\partial U / \partial F) / (\partial U / \partial B)$$

gelten, während

$$(10) \quad \partial Y^S / \partial A^S = w = (\partial U / \partial F) / (\partial U / \partial B) \\ \text{und } \partial Y^S / \partial K = 1$$

Implikationen einer internen Lösung sind. Aufgrund komparativer Statik erhält man bei Annahme einer konkaven Nutzen- und Einkommensfunktion von (1) bzw. (2)

$$(11) \quad \partial A^U / \partial M < 0, \partial A^S / \partial M > 0 \text{ und } \partial K / \partial M > 0 .$$

Wird z. B. der Spezialfall einer Einkommens- und Produktionsfunktion vom Typ Cobb-Douglas in (2) betrachtet, d. h.

$$(2a) \quad Y^S = M \cdot K^\alpha (A^S)^\beta ,$$

so lassen sich die Bedingungen in (11) konkreter angeben durch

$$(11a) \quad \partial A^U / \partial M = -\beta Y^S / w, \partial A^S / \partial M = \\ \beta Y^S / w, \partial K / \partial M = \alpha Y^S .$$

Je mehr Managementfähigkeiten jemand besitzt, um so größer ist die Wahrscheinlichkeit, daß er sich für eine selbständige Tätigkeit entscheidet, da der Einkommenseffekt von A^S über M positiv beeinflußt wird. Analog ist das Argument bei der Begründung, daß der Kapitaleinsatz c.p. mit M zunimmt. A^S fällt nur dann eindeutig bei steigendem M , wenn F konstant gehalten wird.

Für empirische Untersuchungen besteht das Problem, die Hauptdeterminanten für die Statusentscheidung zu erfassen. Dies gilt insbesondere für die Managementfähigkeiten. Auch wenn der einzelne bei seinen Entscheidungen Vorstellungen über die eigenen Fähigkeiten haben kann und nicht, wie Blanchflower/Oswald (1990) annehmen, diese erst bei einer konkreten Selbständigkeitätigkeit deutlich werden, so müssen sie doch üblicherweise als unbeobachtbar für den Analytiker aufgefaßt werden. Eine indirekte Berücksichtigung ist einerseits durch eine Störgröße und andererseits in Form von Instrumentalvariablen möglich. Zunächst sollen einige Hypothesen formuliert werden für den Zusammenhang zwischen den oben beschriebenen

Hauptdeterminanten der Selbständigenentscheidung und möglichen Instrumentalvariablen, die aufgrund des Datensatzes verfügbar sind, um dann zu überprüfen, inwieweit über unbeobachtete Variablen sich weitere Interdependenzen ergeben. Bedingt durch die Verfügbarkeit der Daten werden nachfolgende Variablen zur Beschreibung der Heterogenität von Selbständigen und abhängig Beschäftigten herangezogen:

(i) Geschlecht (*SEX*)

Aufgrund der unterschiedlichen Sozialisation von Frauen und Männern ist zu erwarten, daß das Durchsetzungsvermögen in Verhandlungen bei Männern stärker ausgeprägt ist als bei Frauen, daß am eigenen Erfolg gemessene Arbeit für Männer eine größere Bedeutung besitzt als für Frauen. Prinzipiell können diese Unterschiede auch zu Einkommensvorteilen bei Männern unter den abhängig Beschäftigten führen. Die Hypothese lautet jedoch, daß die Auswirkungen in der Gruppe der Selbständigen größer sind.

(ii) Alter (*ALT*)

Managementfähigkeiten dürften zumindest z. T. erworben und nicht nur angeboren sein. Verhandlungen erfolgreich zu führen muß gelernt werden. Aber auch Risiken richtig einzuschätzen ist eine Frage der Erfahrung. Der Grad der Risikoaversion nimmt daher mit zunehmender Berufserfahrung ab. Ob hier die Unterstellung eines linearen Zusammenhangs angemessen ist, erscheint fraglich, muß letztlich jedoch empirisch beantwortet werden.

(iii) Familienstand (*LED*)

Sind Doppelverdiener in einer Familie, so nimmt die Risikoaversion ab. Verluste sind leichter zu ertragen. Ist bei Ehepartnern nur einer berufstätig, so steht der andere als mithelfendes Familienmitglied bei Bedarf in einem Selbständigenhaushalt zu Verfügung, es besteht eine größere Flexibilität als bei Ledigen, sich Schwankungen im Nachfragebedarf anzupassen. In beiden Fällen ist zu erwarten, daß verheiratete Selbständige c.p. Vorteile gegenüber ledigen Selbständigen haben.

(iv) gewünschte Arbeitszeit (*GAZ*)

Je mehr Arbeitszeit gegenüber Freizeit präferiert wird, um so größer ist die Wahrscheinlichkeit, daß sich ein Erwerbstätiger selbständig macht. Für Unselbständige ist die Arbeitszeit aufgrund gesetzlicher und tarifvertraglicher Bestimmungen stärker reglementiert.

(v) Je höher die Durchschnittsverdienste in einem Beruf (*DEBER*) bzw. in einem Sektor (*DESEK*) für die abhängig Beschäftigten sind, um so weniger besteht die Neigung, sich selbständig zu machen. Die Gewinnspannen in diesen Bereichen sind gering, wenn Effizienzlöhne gezahlt werden, die über den markträumenden Löhnen liegen. Handelt es sich jedoch um eine Wachstumsbranche bzw. um einen Beruf mit Zukunft, deren bzw. dessen Leistungen besonders gefragt sind, dann kann der Zusammenhang genau umgekehrt sein. Die Gegenhypothese läßt sich auch so formulieren, daß ein hohes Einkommen als abhängig Beschäftigter als Indiz für besondere individuelle Fähigkeiten gewertet wird und zu einer Selbständigenexistenz führt. Empirisch müßte zur Überprüfung dieser These jedoch das (erwartete) Individualeinkommen und nicht ein Durchschnittseinkommen herangezogen werden. Hierauf wird unter 4. eingegangen.

(vi) Je höher das Vermögen (*VERM*) ist, um so bessere Voraussetzungen bestehen für eine Selbständigenexistenz. Nicht nur an das notwendige einzusetzende Eigenkapital ist hierbei zu denken, sondern auch daran, daß die Möglich-

keiten, Bankkredite zu erhalten, von den zu bietenden Sicherheiten abhängen. Möglicherweise sind Erbschaften (*ERB*), die durchaus nicht in einem engen Zusammenhang mit dem Vermögen stehen müssen – der einfache Korrelationskoeffizient zwischen *VERM* und *ERB* beträgt auf Basis der Daten des Sozioökonomischen Panels für 1988 nur 0,26 -, für die Selbständigenentscheidungen noch wichtiger. Dies ist insbesondere zu erwarten, wenn es sich um betriebsspezifisches Kapital bei der Erbschaft handelt. Die Selbständigenexistenz von Kindern wird dann durch die Eltern schon lange vor Eintritt des Erbfalls vorbereitet. Managementfähigkeiten werden, soweit dies möglich ist, anerzogen.

Die bisherigen Überlegungen haben global auf die Unterschiede zwischen Selbständigen und Unselbständigen abgestellt. Abgesehen von der bereits erwähnten Heterogenität aufgrund von Berufen und Sektoren bestehen aber zwischen Arbeitern, Angestellten und Beamten auf der einen Seite sowie Freiberuflern und Gewerbetreibenden auf der anderen Seite noch weitere beachtenswerte Unterschiede. Zum Teil sind diese historisch und gesetzlich bedingt. Dies gilt insbesondere zwischen den genannten Gruppen von unselbständig Beschäftigten, auf die im folgenden nicht weiter eingegangen wird.

Freiberufler und Gewerbetreibende werden in Statistiken im allgemeinen zu den Selbständigen zusammengefaßt. Gemeinsamkeiten bestehen darin, daß sie nicht weisungsgebunden sind, üblicherweise Kapital benötigen, zumindest z. T. dispositive Tätigkeiten ausüben und ihr Einkommen sich als Restgröße zwischen Aufwendungen und Erträgen ergibt. Trotz allem muß dies nicht heißen, daß die Entscheidung, ob jemand einen freien Beruf ausüben oder ein Gewerbe betreiben will, nur von zufälligen Einflüssen abhängt. Es ist sogar denkbar, daß Freiberufler eine größere Nähe zu unselbständig Beschäftigten aufweisen als zu Gewerbetreibenden. Ausschlaggebend könnte hierfür sein, daß Freiberufler nur im geringen Umfang weitere Arbeitskräfte beschäftigen, daß ähnlich wie bei den Beamten Zutrittsbeschränkungen, insbesondere in Abhängigkeit von der Ausbildung, existieren, daß es verschiedene freie Berufe gibt, die in nahezu identischer Form im Bereich der Unselbständigen vorzufinden sind, daß zum freien Beruf persönliche Leistungen gehören, daß zumindest bisher Steuerfreibeträge gewährt wurden, die auch entsprechend unselbständig Beschäftigte erhalten haben. Von Interesse ist, empirisch zu ermitteln, ob die Entscheidung für den Status „Unselbständiger, Gewerbetreibender, Freiberufler“ gleichrangig nebeneinander vorgenommen wird oder hierarchisch erfolgt, d.h. zunächst zwischen unselbständig/selbständig und dann im letzteren Fall zwischen Freiberufler und Gewerbetreibender entschieden wird, oder ob zwischen zwei Gruppen statistische Homogenität besteht.

3.2 Methodische Vorgehensweise

Ziel der empirischen Analyse in diesem Kapitel ist aufzuzeigen, von welchen Determinanten die Entscheidung für einen Berufsstatus abhängt. Da für die Mehrzahl der befragten Personen im Sozio-ökonomischen Panel nur beschränkt Informationen über den Zeitpunkt vorliegen, zu dem die Entscheidung über den Berufsstatus getroffen wurde, wird die Zugehörigkeit zu einem Berufsstatus zum Interviewzeitpunkt als Basisinformation verwendet. Dabei ist zu beachten, daß bei Variablen, die nicht zeitinvariant

sind, nicht nur der Einfluß auf die Berufsstatusentscheidung, sondern auch auf die Wahrscheinlichkeit, in diesem Status zu verbleiben, mit erfaßt wird.

Methodisch wird die Wahrscheinlichkeit einer Berufszugehörigkeit in Abhängigkeit von den unter 3.1 angesprochenen Determinanten dargestellt. Da Wahrscheinlichkeiten nur im Bereich zwischen 0 und 1 liegen, ist die Verwendung eines linearen Regressionsmodells nicht geeignet. Vielmehr wird eine Linearkombination η von beobachteten exogenen Variablen z_i für alle Beobachtungen ($i = 1, \dots, N$),

$$(12) \quad \eta_i = z_i'\beta$$

einer Transformation unterworfen, d. h., es werden Verteilungsfunktionen von η gebildet, so daß die Restriktion für den zulässigen Wertebereich von Wahrscheinlichkeiten erfüllt ist. In der Praxis haben sich zwei Transformationen durchgesetzt, das Probitmodell

$$(13) \quad P(D = 1) = F(\eta) = \int_{-\infty}^{\eta} (2\pi)^{-1/2} \exp(-t^2/2) dt,$$

wobei D die Zuordnungsvariable

$$(14) \quad D_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{wenn } i\text{-te Person den } j\text{-ten Berufsstatus hat} \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

ist, und das Logitmodell

$$(15) \quad P(D = 1) = \exp(\eta)/(1 + \exp(\eta)),$$

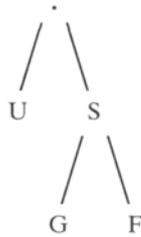
obwohl weitere Transformationen existieren (Gaudry 1980, Linder/Berchtold 1976). Als Begründung für das Probitmodell wird der zentrale Grenzwertsatz angeführt (Amemiya 1985, S. 269). Das Logitmodell führt, falls nur zwei Ausprägungen (selbständig/unselbständig) vorliegen, zu einem sehr ähnlichen Funktionsverlauf wie das Probitmodell, soweit die standardisierte logistische Verteilung zugrunde gelegt wird, bei der die Linearkombination η aus dem Probitmodell mit $\pi/\sqrt{3}$ zu multiplizieren ist (Amemiya 1985, S. 269). Ein Vorteil der logistischen Funktion liegt darin, daß sie sich aus dem Zufallsnutzenmaximierungsprinzip mit extremwertverteilten Fehlern herleiten läßt (McFadden 1973), und es ergeben sich für den polytomen Fall mit mehr als zwei Ausprägungen deutliche rechentechnische Erleichterungen im Vergleich zum multinomialen Probitmodell. Die Nutzenmaximierung knüpft direkt an die modelltheoretischen Überlegungen unter 3.1 zur Berufsstatusentscheidung an.

Wenn nicht nur von einer binären Zuordnung (selbständig(S)/unselbständig(U)) ausgegangen wird, sondern zwischen Unselbständigen (U), Gewerbetreibenden (G) und Freiberuflern (F) unterschieden wird, ist mindestens zwischen zwei Zuordnungs- bzw. Entscheidungsmechanismen zu trennen:

- (i) gleichrangige, unabhängige Entscheidung



(ii) hierarchische Entscheidung



Auf Untersuchungen über alternative hierarchische Entscheidungen wird im folgenden verzichtet. Im Fall (i) wird davon ausgegangen, daß a priori keine besondere Nähe zwischen den drei Alternativen besteht, daß bei der Wahl zwischen zwei Alternativen die dritte Möglichkeit völlig unberücksichtigt bleibt (independence of irrelevant alternatives – McFadden 1973). Unter dieser Annahme kann ein multinomiales Logitmodell, das im Fall (i) zugrunde gelegt ist, über binäre konditionale Logitmodelle geschätzt werden. Man erhält z. B.

$$\begin{aligned}
 (16) \quad & P(y^* = F | y^* = F \cup y^* = U) = \\
 & \frac{P(y^* = F)}{P(y^* = F) + P(y^* = U)} = \\
 & \frac{\exp(\eta_F) / [\exp(\eta_U) + \exp(\eta_G) + \exp(\eta_F)]}{[\exp(\eta_U) + \exp(\eta_F)] / [\exp(\eta_U) + \exp(\eta_G) + \exp(\eta_F)]} \\
 & = \exp(\eta_F) / [\exp(\eta_U) + \exp(\eta_F)].
 \end{aligned}$$

Damit sind die binären konditionalen Logitmodelle durch gewöhnliche binäre Logitmodelle dargestellt.

Für Fall (ii) ist ein hierarchisches multinomiales Logitmodell angemessen. Der Entscheidungsprozeß verläuft zweistufig. Zunächst wird nur bestimmt, ob eine selbständige oder unselbständige Tätigkeit aufgenommen werden soll. Bei Präferenzen für den Selbständigenstatus erfolgt erst im zweiten Schritt die Entscheidung für oder gegen eine freiberufliche Tätigkeit. Die Wahrscheinlichkeit, F zu wählen, entspricht dann

$$(17) \quad P(y_2^* = F) = P(y_1^* = S) \cdot P(y_2^* = F | y_1^* = S),$$

wobei y_1^* (y_2^*) die Zuordnungsvariable im ersten (zweiten) Schritt bedeutet. (17) kann aus dem Produkt von zwei binären Logitmodellen in sequentieller Schätzung ermittelt werden. Ob Fall (i), eine gleichrangige unabhängige Entscheidung, oder Fall (ii), ein hierarchischer, zweistufiger Entscheidungsprozeß, das individuelle Verhalten besser abbildet, kann anhand eines Likelihood-Ratio-Tests entschieden werden

$$(18) \quad -2[\ln L_{(i)} - \ln L_{(ii)}] \sim \chi_1^2,$$

wobei

$$\begin{aligned}
 \ln L_{(i)} &= \sum_{i=1}^N D_{iU} \ln C^{-1} + \sum_{i=1}^N D_{iG} \ln [\exp(\eta_G) / C] \\
 &+ \sum_{i=1}^N D_{iF} \ln [\exp(\eta_F) / C] \\
 C &= 1 + \exp(\eta_G) + \exp(\eta_F) \\
 \ln L_{(ii)} &= \sum_{i=1}^N D_{iU} \ln [1 - P(y_2^* = G) - P(y_2^* = F)] \\
 &+ \sum_{i=1}^N D_{iG} \ln P(y_2^* = G) + \sum_{i=1}^N D_{iF} \ln P(y_2^* = F).
 \end{aligned}$$

Sobald der unbeobachtbare Nutzen, der aus dem Status G gezogen wird, unkorreliert ist mit dem entsprechenden Nutzen bei F, geht das hierarchische Modell in das multinomiale Logitmodell über, so daß letzteres ein Spezialfall ersteren Typs ist und somit nicht nur (18) als Teststatistik geeignet ist, sondern auch ein entsprechender Lagrange-multiplikator – oder Wald-Test bzw. einer der drei von Hausman/McFadden (1984) entwickelten Tests.

3.3 Ergebnisse

In Tabelle 1, Spalte (1)-(3), sind ML-Schätzungen von Probitmodellen für die Zuordnungsfunktion selbständig vs. unselbständig aufgrund von Daten für die 5. Welle (1988) des Sozio-ökonomischen Panels wiedergegeben. Hervorzuheben ist zunächst, daß das vorhandene Vermögen sich zwischen Selbständigen und abhängig Beschäftigten deutlich unterscheidet und insofern als wesentliches Charakteristikum für die Statuszuordnung herangezogen werden kann. Ob dieser Unterschied auf die höheren Selbständigeneinkommen zurückzuführen ist oder das Vermögen schon vorher vorhanden und für die Selbständigenentscheidung ausschlaggebend war, kann aufgrund der Ergebnisse in Spalte (1) bzw. (2) noch nicht zweifelsfrei entschieden werden. Die Begründung hierfür ist: Der Erhebungszeitpunkt der verwendeten Daten liegt nicht notwendigerweise kurz vor oder kurz nach der Statusentscheidung.

Die zusätzliche Erfassung von Erbschaften neben dem Vermögen (Tabelle 1, Spalte 1) oder die alternative Berücksichtigung von Erbschaften statt der Vermögensdeterminante wie bei Blanchflower/Oswald (1990) – diese Schätzung ist nicht in den Tabellen ausgewiesen – liefert keinen statistisch gesicherten Erklärungsbeitrag. Dieses Ergebnis steht erstens im Gegensatz zu den Resultaten von Blanchflower und Oswald. Zweitens könnte es ein Hinweis sein, daß ererbtes Vermögen für die Selbständigenentscheidung nicht so wichtig ist, wenn man realistischerweise davon ausgeht, daß die Wahrscheinlichkeit zu erben bei Selbständigen nicht kleiner als bei abhängig Beschäftigten ist. In diesem Fall läßt der insignifikante Koeffizient der Variablen Erbschaft nicht die Interpretation zu, daß ererbtes Vermögen die Selbständigenentscheidung statistisch gesichert positiv beeinflusst. Drittens entspricht die vernachlässigbare Bedeutung von Erbschaften einer Charakterisierung von Vonderach (1980) für den Typus „Neue Selbständige“, die er beschreibt als Personen, die jung ohne Familienverpflichtung sind, einen kleinen Betrieb mit geringer Technisierung haben und die sich nicht aufgrund von Erbschaften, sondern eines krisenhaften ökonomischen Strukturwandels für den Selbständigenstatus entschieden haben.

Der Typus „Neue Selbständige“ mit allen angegebenen Charakteristika ist jedoch nicht dominant, wie ein Blick auf weitere Ergebnisse zeigt: Selbständige sind eher verheiratet und älter als abhängig Beschäftigte. Da die verwerteten Informationen jedoch nicht den Zeitpunkt der Selbständigenentscheidung betreffen, sondern zu einem bestimmten Stichtag erhoben wurden, ist zu beachten, daß insbesondere bei dem Einfluß der Altersvariablen (ALT) sich noch weitere Effekte bemerkbar machen. Das bei Unselbständigen weitgehend durch Gesetz festgelegte Eintrittsalter in den Ruhestand besteht bei Selbständigen nicht. Letztere können entsprechend ihren Präferenzen aus dem Berufsleben ausscheiden. Hier ist zu vermuten, daß sie im Durchschnitt länger arbeiten wollen und zum Teil vielleicht auch aufgrund unzureichender Alterssicherung müssen als Unselbständige. Einen Hinweis auf den Wunsch einer län-

Tabelle 1: Maximum-Likelihood-Probitschätzungen für die Wahrscheinlichkeit, selbständig zu sein – DSU – bzw. vom Unselbständigen in den Selbständigenstatus zu wechseln – DWUS (asymptotische absolute t-Werte in Klammern)

Datenbasis: Sozio-ökonomisches Panel, 1. und 5. Welle

Dummy-Variablen für die Zuordnung → Jahr bzw. Zeitraum →	DSU 1988 (1)	DSU 1988 (2)	DSU 1988 (3)	DSU 1984 (4)	DWUS 1984/88 (5)	DWUS 1987/88 (6)
CONST	-2,3172 (13,64)	-2,2902 (13,55)	-2,0831 (12,75)	-1,5276 (8,14)	-1,6834 (7,95)	-2,2072 (2,65)
SEX	0,1491 (2,17)	0,1506 (2,19)	0,1557 (2,32)	0,1932 (2,73)	0,0259 (0,31)	0,2374 (1,27)
ALT	0,0149 (5,10)	0,0145 (4,96)	0,0196 (7,00)	0,0082 (3,58)	-0,0038 (0,97)	-0,0277 (3,03)
LED	-0,2745 (2,95)	-0,2794 (3,01)	-0,2104 (2,34)	-0,5125 (5,50)	-0,2134 (1,96)	-0,4352 (2,15)
GAZ	0,0041 (1,45)	0,0044 (1,56)	0,0031 (1,14)	0,0235 (11,93)	0,0020 (0,55)	0,0160 (1,74)
DEBER	-0,0118 (0,89)	-0,0135 (1,02)	-0,0034 (0,26)	-0,0333 (2,05)	-0,0034 (0,20)	0,0155 (0,43)
DESEK	-0,1119 (9,31)	-0,1116 (9,30)	-0,1083 (9,24)	-0,1683 (10,43)	-0,0901 (5,84)	-0,0439 (1,51)
VERM	0,1440 (7,52)	0,1250 (9,49)			0,0583 (3,29)	0,0016 (0,04)
ERB	-0,0135 (0,87)				-0,0807 (0,69)	-0,0527 (0,20)
N	5320 (322)	5320 (322)	5320 (322)	6237 (341)	5320 (134)	5320 (23)
LRT	300,36	294,95	203,70	397,76	55,88	19,97
McFadden-R ²	0,124	0,121	0,084	0,150	0,044	0,067

Beschreibung der Variablen und Abkürzungen:

DSU (Dummy-Variablen (DV): 1, wenn selbständig), DWUS (DV: 1, wenn Wechsel vom Unselbständigen in den Selbständigenstatus), SEX (DV: 1, wenn Mann), ALT (Alter in Jahren), LED (DV: 1, wenn ledig), GAZ (gewünschte Wochenarbeitszeit in Stunden), DEBER (skalierte Variable für die Berufshauptgruppen – vgl. Sonderforschungsbereich 3, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung 1989, G. 2-13-16 – nach dem Durchschnittseinkommen in den Berufsgruppen: 1 – Berufsgruppe mit dem niedrigsten Durchschnittseinkommen; 10 – Berufsgruppe mit dem höchsten Durchschnittseinkommen), DESEK (skalierte Variable für die Sektoren – Land- und Forstwirtschaft, Energiewirtschaft/Bergbau, Verarbeitendes Gewerbe, Baugewerbe, Handel, Verkehr/Nachrichten, Kredit-TVersicherungswesen, sonst. Dienstleistungen, Staat, priv. Haushalte – nach dem Durchschnittseinkommen der Sektoren: 1 – Sektor mit dem niedrigsten Durchschnittseinkommen; 10 – Sektor mit dem höchsten Durchschnittseinkommen), VERM (Gesamtvermögen in DM), ERB (DV: 1, wenn Erbschaft nach 1960), N (Gesamtfallzahl, in Klammern Fallzahl für DV = 1), LRT (Likelihood-Ratio-Teststatistik), McFadden-R² (McFadden 1973).

geren Arbeitszeit ergibt die positive Korrelation zwischen gewünschter Wochenarbeitszeit und Selbständigenstatus. Es ist zu vermuten, daß dieser Zusammenhang auch in bezug auf die gesamte Erwerbsdauer gilt, wobei sicher nicht immer ganz eindeutig ist, inwieweit die effektive Arbeitszeit bzw. Erwerbsdauer auch den Wunsch beeinflusst.

Bei der Gesamterwerbsdauer spielt die Bedeutung der Erfahrung noch eine wesentliche Rolle. Während Selbständige, falls sie nicht einen existierenden Betrieb übernehmen und zunächst klein anfangen, in der ersten Zeit im größeren Umfang die gleichen produktiven Tätigkeiten wie ein entsprechend unselbständig Beschäftigter ausführen, gewinnen im Laufe der Zeit zunehmend dispositive Tätigkeiten an Bedeutung (Marshall 1920, S. 600), die verstärkt Erfahrung verlangen und weniger von der physischen Kon-

stitution beeinflusst werden. Insofern ist auch aus dieser Sicht eine längere Erwerbsdauer der Selbständigen zu erwarten.

Die Variablen *DEBER* (Durchschnittseinkommen einer Berufsgruppe) und *DESEK* (Durchschnittseinkommen in einem Sektor) geben Aufschluß darüber, inwieweit monetäre Aspekte bei der Selbständigenentscheidung relevant sind. Die negativen Vorzeichen der geschätzten Koeffizienten zeigen an, daß bei einem hohen Berufs- bzw. Sektordurchschnittseinkommen, das vor allem durch die Einkommen der weitaus größeren Zahl von Unselbständigen gegenüber den Selbständigen bestimmt wird, die Wahrscheinlichkeit, sich selbständig zu machen, gering ist. Auch wenn hohe Durchschnittseinkommen nicht gleichbedeutend sein müssen, daß die Selbständigeneinkommen in diesem Bereich gering sind, da c.p. ein großer Teil der

Erträge in die Unselbständigeneinkommen geht und somit weniger für die Resteinkommen bleibt, spricht doch einiges dafür, daß die relativen Einkommensunterschiede geringer als bei einem niedrigen Durchschnittseinkommen sind. Andere Untersuchungen (de Witt/van Winden 1990), die direkt mit der durchschnittlichen Einkommensdifferenz arbeiten, bestätigen diese Hypothese. Interessant ist, daß nur der Einfluß von *DESEK*, nicht jedoch der von *DEBER* statistisch abgesichert ist. Möglicherweise ist hierfür eine größere Entscheidungsfreiheit für oder gegen den Selbständigenstatus im Sektorbereich als bei den Berufen verantwortlich, oder gegenläufige Effekte bei Gewerbetreibenden und Freiberuflern in bezug auf *DEBER* führen zu diesem Ergebnis.

Ein Vergleich der Schätzungen für 1988 mit denen für 1984 (Spalte (3) und (4), Tabelle 1; für 1984 sind keine Angaben über Erbschaft bzw. Vermögen verfügbar) zeigt eine relative Robustheit der Ergebnisse. Die Vorzeichen sind durchgängig die gleichen und die statistische Absicherung stimmt auch weitgehend überein. Die Koeffizientenwerte für 1984 liegen im allgemeinen höher und die Modellspezifikation scheint etwas besser abgesichert zu sein als die für 1988.

Tabelle 2: Maximum-Likelihood-Logitschätzungen für die Berufszuordnung (asymptotische absolute t-Werte in Klammern)

Datenbasis: Sozio-ökonomisches Panel, 5. Welle (1988)

	dichotome Zuordnung			
	DSU (1)	DFG (2)	DFU (3)	DGU (4)
CONST	- 4,4910 (12,53)	0,2237 (0,30)	- 4,1198 (6,22)	- 5,4930 (13,00)
SEX	0,2747 (1,92)	0,1869 (0,57)	0,8173 (2,88)	0,1012 (0,62)
ALT	0,0308 (5,14)	- 0,0279 (1,96)	0,0107 (0,90)	0,0372 (5,42)
LED	- 0,5989 (2,93)	0,3048 (0,70)	- 0,3390 (0,90)	- 0,6982 (2,89)
GAZ	0,0122 (1,97)	- 0,0319 (3,37)	- 0,0423 (3,99)	0,0304 (4,14)
DEBER	- 0,0306 (1,16)	0,1884 (3,18)	0,1414 (2,71)	- 0,0839 (2,75)
DESEK	- 0,2286 (9,24)	- 0,0445 (0,76)	- 0,2588 (5,35)	- 0,2135 (7,57)
VERM	0,2679 (9,90)	- 0,0199 (0,34)	0,1929 (3,54)	0,2952 (9,58)
N	5320 (322)	322 (72)	5070 (72)	5248 (250)
LRT	305,39	28,55	66,38	294,72
McFadden-R ²	0,126	0,083	0,088	0,147

Variablen und Symbole:

vgl. Tabelle 1, DSU (Dummy-Variable (DV): 1, wenn selbständig; 0, wenn unselbständig), DFG (DV: 1, wenn Freiberufler; 0, wenn Gewerbetreibender), DFU (DV: 1, wenn Freiberufler; 0, wenn unselbständig Beschäftigter), DGU (DV: 1, wenn Gewerbetreibender; 0, wenn unselbständig Beschäftigter)

In Tabelle 2 sind ML-Logit-Schätzungen für 1988 präsentiert. Aus Vergleichsgründen ist in Spalte (1) zunächst die gleiche Spezifikation wie bei dem Probitmodell in Spalte (2), Tabelle 1 gewählt worden. In der Struktur und den Vorzeichen ergeben sich keine Unterschiede. Die geschätzten Koeffizienten des Logitmodells liegen zwar durchgängig über denen des Probitmodells. Zu einer weitgehenden Übereinstimmung kommt man jedoch, wenn letztere mit $\pi/\sqrt{3}$ multipliziert werden – vgl. Kap. 3.2. Wichtiger sind die Ergebnisse der Spalten (2)–(4) in Tabelle 2. Hier wird eine Aufspaltung der Selbständigenkategorie in Gewerbetreibende, einschließlich Landwirte, und Freiberufler vorgenommen. Die Spalten (1) und (2) bilden die Grundlage für die Berechnung der Wahrscheinlichkeiten bei einem hierarchischen Entscheidungsmodell (vgl. Beziehung (17)). Demgegenüber zielen die Logitschätzungen in Spalte (3) und (4) auf ein multinomiales Logitmodell ab, bei dem die Gleichrangigkeit und Unabhängigkeit der Entscheidung unterstellt ist.

Aufgrund der geringen Fallzahl (N = 322) sind verschiedene Einflüsse der Schätzungen in Spalte (2) statistisch nicht abgesichert. Insgesamt ist jedoch der Unterschied zwischen einer Entscheidung, ein Gewerbe zu betreiben oder freiberuflich tätig zu sein, aufgrund des Likelihood-Ratio-Tests (LRT = 28,55) signifikant, so daß die Trennung, die bei anderen Untersuchungen nicht vorgenommen wird, gerechtfertigt ist. Eine Präferenz für das hierarchische Modell gegenüber dem multinomialen Logitmodell ist damit jedoch noch nicht angezeigt. Im einzelnen läßt sich zu dem Ergebnis in Spalte (2) sagen, daß Freiberufler im Durchschnitt jünger als Gewerbetreibende sind. Dies kann zum einen auf ein unterschiedliches Eintrittsalter und zum anderen auf Unterschiede bei der Gesamterwerbsdauer zurückzuführen sein, wobei mehr für letztere Vermutung spricht. Verstärkt wird der Eindruck, daß Freiberufler weniger lange arbeiten wollen, durch den geschätzten Koeffizienten der Variablen *GAZ* (gewünschte Arbeitszeit). Zu vermuten ist, daß im Durchschnitt höhere erzielte Einkommen pro Arbeitsstunde einerseits hierfür ausschlaggebend sind, daß andererseits Freiberufler mit ihrer im allgemeinen höheren Bildung auch größere Präferenzen für Freizeit haben, daß materielle Gesichtspunkte eine geringere Rolle als bei den Selbständigen im engeren Sinne spielen. Auch wenn der Einfluß statistisch nicht signifikant ist, so macht das negative Vorzeichen der Variablen *VERM* doch die geringere Bedeutung des benötigten Startkapitals aus Eigenmitteln bei den Freiberuflern deutlich.

Bemerkenswert in Spalte (2) ist weiterhin die Wirkungsrichtung von *DEBER*. Bei hohem Berufsgruppeneinkommen, Indikator für hohe Einkommen der Unselbständigen in diesem Beruf, ist die Wahrscheinlichkeit, freiberuflich tätig zu sein bzw. zu werden, größer, als ein Gewerbe zu eröffnen, während bei *DESEK* der Einfluß in die andere Richtung geht, aber statistisch nicht abgesichert ist. Bezogen auf die Berufe legt dies die folgende Interpretation nahe. Der Schritt vom Unselbständigen zum selbständigen Freiberufler ist vergleichsweise gering, verbunden mit nicht allzu großen Risiken. Wenn in einem Beruf als abhängig Beschäftigter allgemein viel verdient wird, so werden die Chancen, in der gleichen Funktion selbständig erfolgreich tätig zu sein, als besonders gut beurteilt. Unternehmen zahlen viel, weil die Nachfrage nach solchen Leistungen besonders hoch ist und weil die Gefahr der Abwerbung bzw. des Ausscheidens aus dem Unternehmen besteht. Dies gilt im Vergleich zwischen Gewerbetreibenden und

Unselbständigen weniger. Nicht zuletzt die andersartigen Tätigkeiten, gemessen an dem ursprünglich erlernten Beruf, sind hierfür bedeutsam.

Die Ergebnisse in Spalte (3) und (4) sollen nicht weiter kommentiert werden, da der Likelihood-Ratio-Test in (18) das multinomiale Logitmodell mit gleichrangiger, unabhängiger Entscheidung zugunsten des hierarchischen Logitmodells verwirft ($\chi^2 = 21,83$). Obwohl, wie bereits vermutet und durch die Likelihood-Ratio-Tests in Spalte (3) und (4) Tabelle 2 deutlich bestätigt, der Unterschied zwischen Freiberuflern und Unselbständigen geringer ist als der zwischen Gewerbetreibenden und Unselbständigen, sprechen die statistischen Ergebnisse dafür, daß die Entscheidung selbständig vs. unselbständig grundsätzlich ist als die Überlegung, ein Gewerbe zu betreiben oder nicht. Also weniger die Ähnlichkeit der Tätigkeit als vielmehr die Frage der Unabhängigkeit, der Risikobereitschaft, des verfügbaren Kapitals ist dominant. Zu den Einzelergebnissen in Spalte (3) und (4) sei nur gesagt, daß sie eine Ergänzung der Interpretation von Spalte (1) und (2) in Tabelle 2 liefern.

Die in Tabelle 1, Spalte (1)-(4) und in Tabelle 2 vorgelegten Ergebnisse lassen keine Trennung zwischen Faktoren, die die Entscheidung zugunsten eines Berufsstatus beeinflussen haben, und solchen, die die Gruppenheterogenität während der Statuszugehörigkeit geprägt haben, zu. Um eine gewisse Trennung vornehmen zu können, um besser die Entscheidungsfaktoren für den Selbständigenstatus herausarbeiten zu können, wurde auf Statuswechsler innerhalb des Zeitraums abgestellt, für den Daten aus dem Sozio-ökonomischen Panel vorliegen, d. h. auf die Jahre 1984-1988. Zunächst ist ganz deutlich, daß im Gegensatz zu der amerikanischen Untersuchung von Evans/Leighton (1989) das Durchschnittsalter derjenigen, die von U nach S gewechselt haben (38,2 Jahre bzw. 31,5 Jahre, soweit nur Wechsel zwischen 1987 und 1988 berücksichtigt werden), unter dem der Wechsler in die umgekehrte Richtung (42,1 Jahre) liegt. Die übliche Karriere im Wechselspiel des Berufsstatus lautet danach: Zunächst eine gewisse Zeit als Unselbständiger arbeiten, um Erfahrung zu gewinnen, Beziehungen aufzubauen und Vermögen anzusammeln, um dann in den Selbständigenstatus zu wechseln, da Beförderungen im Unselbständigenbereich aufgrund blockierter Karriereleitern ausbleiben bzw. zu spät erfolgen. Für einen Teil erweist sich jedoch diese Entscheidung als nachteilig, so daß es zu einem Reswitching kommt. In dem betrachteten Zeitraum war die absolute Zahl an Wechslern von U nach S zwei- bis dreimal so hoch wie die in umgekehrter Richtung.

Als Besonderheiten der Probitschätzung für Wechsler von U nach S und Nichtwechsler (Spalte (5), Tabelle 1) gegenüber Spalte (1), Tabelle 1, wo getrennt wird nach der Zuordnung selbständig und unselbständig, sind folgende hervorzuheben:

- Bei den Koeffizienten für das Alter ergeben sich unterschiedliche Vorzeichen. Die Wechselwahrscheinlichkeit fällt mit zunehmendem Alter, während das durchschnittliche Zugehörigkeitsalter bei Selbständigen über dem bei Unselbständigen liegt.
- Während das Geschlecht auf die Wechselentscheidung keinen Einfluß hat, sind Männer sehr viel häufiger selbständig als Frauen. Vor allem dürften für letzteres Ergebnis Entscheidungen in früheren Jahren ausschlaggebend sein. Ein häufigeres Reswitching bei Frauen könnte jedoch auch einen Effekt haben.

- Die gewünschte Arbeitszeit ist nicht nur bei Selbständigen länger als bei Unselbständigen, sondern auch bei denen, die von U nach S wechseln im Vergleich zu denen, die im gleichen Status bleiben.
- Auch bei den Wechslern scheint die Höhe des vorhandenen Vermögens für die Entscheidung relevant zu sein, während eine Erbschaft einen Wechsel nicht begünstigt. Dieses Ergebnis stimmt mit dem bei Evans/Leighton (1989) und Evans/Jovanovic (1989) überein. Nach deren Untersuchung steigt in den USA die Wahrscheinlichkeit bei Männern zugunsten von Selbständigkeit mit dem Vermögen.

Auch bei der in Spalte (5), Tabelle 1 vorgelegten Schätzung können noch Anpassungseffekte während der Statuszugehörigkeit von maximal 4 Jahren zum Tragen kommen. Um diese Effekte noch mehr zu eliminieren, sind in Spalte (6), Tabelle 1 nur die Wechsler zwischen 1987 und 1988 erfaßt. Wegen der sehr geringen Fallzahl ist die Schätzung jedoch mit größerer Unsicherheit behaftet. Es zeigt sich jedoch ein von der Wirkungsrichtung nahezu übereinstimmendes Bild, auch wenn deutliche Unterschiede im Niveau der Effekte und bei der Signifikanz festzustellen sind. Gewisse Zweifel, ob vorhandenes Vermögen die Selbständigenentscheidung tatsächlich positiv beeinflusst, sind jedoch nach dieser Schätzung angebracht.

4 Einkommensfunktionen

Die personelle Einkommensverteilung von unselbständig Beschäftigten und deren Determinanten sind sowohl theoretisch als auch empirisch in einer Vielzahl von Studien untersucht worden. Eine einfache Übertragung auf Selbständige, für die kaum Ergebnisse vorliegen und für die bis auf Ad-hoc-Hypothesen keine gesonderten theoretischen Ansätze existieren, ist kaum möglich. Will man jedoch Vergleiche zwischen Unselbständigen, Gewerbetreibenden und Freiberuflern anstellen, so muß die Spezifikation auf einem einheitlichen Fundament beruhen. Konzentriert man sich auf Bestimmungsgründe, die für alle drei Kategorien einkommensrelevant sind, so besteht die Gefahr von Fehlspezifikation. Ist man bestrebt, alle Variablen, die zumindest für eine Gruppe bedeutsam sind, heranzuziehen, so werden fehlende Informationen einer empirischen Untersuchung entgegenstehen. Ein praktischer Kompromiß kann so aussehen, dem ersten Weg bei der Wahl der explizit verwendeten Bestimmungsgründe weitgehend zu folgen, um dann ergänzend zu analysieren, welche Konsequenzen aufgrund von unterdrückten Variablen zu erwarten sind. Durch Modifikationen in der Methodik gegenüber üblichen OLS-Schätzungen kann einem Teil der Probleme Rechnung getragen werden. Außerdem läßt sich aufgrund diagnostischer Tests feststellen, ob die Spezifikation angemessen ist und die für die Schätzung unterstellten Annahmen zu akzeptieren sind.

4.1 Determinanten

Der humankapitaltheoretische Grundansatz mit den Determinanten Schulbildung (S) und Berufserfahrung (EX, EXSQ) wird mit einigen Modifikationen für die Erklärung der Selbständigeneinkommen übernommen. Die Grundthese für die Schulbildung lautet: Formale Bildungsabschlüsse sind für Gewerbetreibende weniger bedeutsam als für die beiden anderen Gruppen. Ein erfolgreiches Arbeiten als Unternehmer verlangt andere Fähig-

keiten – verkürzt auf einen Nenner gebracht: Managementfähigkeiten -, die in der Schule nicht vermittelt werden. Allerdings erleichtert ein gutes Allgemeinwissen den Umgang mit komplexen Entscheidungssituationen. Für Freiberufler stellt sich die Situation anders dar. Für sie sind formale Abschlüsse notwendig, um Zutrittsbeschränkungen zu überwinden. Zertifikate besitzen in erster Linie Screeningcharakter wie bei den Beamten, wenn es um die verschiedenen Laufbahnen geht. Es ist zu erwarten, daß der Einfluß von S auf das Einkommen bei den Freiberuflern am deutlichsten ausfällt.

Schwieriger ist, die Bedeutung der Berufserfahrung bei den Selbständigen einzuschätzen. Eine These könnte sein: Berufserfahrung ist ein Indikator für Reputation und das Einkommen, die Honorarforderungen steigen mit der Reputation. Die bei Unselbständigen der Erfahrung bzw. dem Alter entgegenstehenden Kräfte, d. h. das Nachlassen physischer Kräfte sowie die zunehmende Diskrepanz zwischen neueren technischen Entwicklungen und dem Einsatz dieser Technologien, machen sich bei Selbständigen weniger bemerkbar, da dispositive Tätigkeiten weniger vom technischen Wandel betroffen sind und weniger vom Gesundheitszustand abhängen. Mit zunehmendem Alter besteht aber auch die Neigung, sich nicht auf neue Technologien umzustellen, und dies sollte ganz wesentlichen Einfluß auf die Gewinne, auf das Unternehmereinkommen, haben. Außerdem ist die Reputation nur zum Teil von der Erfahrung des Inhabers abhängig. Die bisherige Lebensdauer des Unternehmens ist ebenso wichtig.

Bei der Arbeitszeit kann für alle drei Berufsstatusgruppen ein positiver Zusammenhang mit dem Einkommen erwartet werden. Am wenigsten ausgeprägt dürfte diese Beziehung bei den Unternehmern sein. Das Einkommen hängt unabhängig vom persönlichen zeitlichen Arbeitseinsatz von einer Reihe zufälliger Einflüsse ab. Dies bedeutet jedoch nicht, daß die effektive Arbeitszeit bei Unternehmern etwa geringer als bei Freiberuflern ist.

Mit der Variablen *GEM*, die als skalierte Variable gemessen wird (1 – Großstadt, . . . 9 – Kleingemeinde; Boustedt-Gemeindetypisierung, vgl. Sonderforschungsbereich 3, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung 1989, G.3-84), soll erfaßt werden, welche der drei Berufsstatusgruppen am stärksten von Agglomerationen profitiert. Agglomerationen locken aufgrund ihrer Attraktivität viele Erwerbstätige an, sowohl bei den Selbständigen als auch bei den Unselbständigen. Über den Konkurrenzmechanismus führt das einerseits zu einer Konzentration von fähigen Personen, andererseits aber auch zu einer vergleichsweise günstigen Kapitalausstattung. Die Konkurrenz zwingt zur ständigen Modernisierung der technischen Anlagen. Diejenigen Unternehmen, die sich diesem Verhalten nicht anschließen, verschwinden langfristig in Agglomerationsgebieten vom Markt. Während von den Unselbständigen bekannt ist, daß in den Agglomerationen höhere Löhne als in den Randregionen gezahlt werden, fehlen für die Selbständigen entsprechende empirische Belege, ob die Konkurrenz die Gewinne drückt oder ob aufgrund des größeren Nachfragepotentials in Agglomerationen höhere Gewinne auftreten. Entsprechende Unsicherheit herrscht auch über die sektorale Verteilung der Selbständigeneinkommen. Aufgrund der Ergebnisse der Selbständigenentscheidung – vgl. Tabelle 1 und 2 – könnte man erwarten, daß die Selbständigeneinkommen in Sektoren mit niedrigen Löhnen hoch sind, da die Wahrscheinlichkeit, daß sich Erwerbstätige in diesem Bereich für eine Selbständigeneinkommenentscheidung

den, groß ist. Grundgedanke ist hierbei, daß für die Wahl des Berufsstatus das erwartete Einkommen von besonderer Bedeutung ist. Durch die besondere Neigung, sich selbständig zu machen, kann jedoch über die größere Konkurrenz auch das Gegenteil eintreten.

Als weiterer Bestimmungsgrund für das Einkommen wird eine Dummy-Variable für das Geschlecht (*SEX*) aufgenommen. Diskriminierung und geschlechtsspezifische Produktivität soll damit erfaßt werden. Bei den Selbständigen sollte der Diskriminierungseffekt entfallen. Möglich ist jedoch, daß Frauen bei den Freiberuflern deshalb weniger als ihre männlichen Kollegen an Honorar erhalten, weil die potentiellen Nachfrager ihrer Leistungen davon überzeugt sind, daß Frauen weniger als Männer leisten, oder weil sich die Honorarstruktur an der Lohnstruktur der entsprechend unselbständig Beschäftigten orientiert und weil es typische männliche und typische weibliche freie Berufe gibt. In jedem Fall kommt eine indirekte Form der Diskriminierung zum Tragen. Eine höhere Produktivität der Männer im Selbständigenbereich gegenüber Frauen könnte aufgrund des unter 3.1 angesprochenen stärkeren Durchsetzungsvermögens in Verhandlungen bestimmt sein.

4.2 Methodische Aspekte

Einfache OLS-Schätzungen der Einkommensfunktion mit den angesprochenen Determinanten setzen voraus, daß verschiedene Annahmen erfüllt sind. Bei den verwendeten mikroökonomischen Querschnittsdatensätzen ist vor allem zu prüfen, ob Homoskedastie vorliegt. Dies geschieht mit Hilfe des Breusch-Pagan-Tests. Weiterhin wird auf korrekte Spezifikation über die RESET-Prozedur (Hübler 1989, S. 124 f., S. 170) getestet, wobei die Quadrate der nach OLS geschätzten Werte der endogenen Variablen als künstlicher Regressor herangezogen werden. Die Normalverteilungsannahme wird durch einen Test von Jarque/Bera (1987) überprüft. Als Ergänzung zur Beurteilung der Spezifikationsgüte dient noch das Informationskriterium nach Akaike (Hübler 1989, S. 118).

Datengrundlage bilden erwerbstätige Personen, während Nichterwerbspersonen, bei denen der Anspruchslohn den erzielbaren Marktlohn übersteigt, ausgeschlossen bleiben. Insofern stellt der deterministische Teil der Einkommensfunktion einen bedingten Erwartungswert des Einkommens dar. Ähnlich wie bei den Arbeitsangebotsfunktionen ist dies bei der Schätzung zu berücksichtigen. Zur Korrektur einer möglichen Selektionsverzerrung aufgrund der Beschränkung auf die Erwerbstätigen bietet sich das Verfahren von Heckman (1979) an. Zu diesem Zweck muß

$$(19) \quad EWT = \begin{cases} 1, & \text{wenn erwerbstätig } (\bar{z}'\gamma > \bar{u}) \\ 0 & \text{sonst } (\bar{z}'\gamma \leq \bar{u}) \end{cases}$$

durchgeführt werden. Als Determinanten \bar{z} für die Erwerbstätigkeitsentscheidung werden folgende herangezogen

$$(20) \quad \bar{z}' = (\text{SEX}, \text{ALT}, \text{DT}, \text{HHGR}, \text{LED}, \text{S}),$$

wobei DT – Dummy-Variable (DV) für Nationalität: 1, wenn deutsch, HHGR – Zahl der Personen, die im Haushalt leben, S – Schulbildung in Jahren, sonstige Symbole vgl. Tabelle 1.

Die Linearkombination $\bar{z}'\gamma$ aus der ML-Probit-Schätzung für die Wahrscheinlichkeit, erwerbstätig zu sein, lautet für

1988 auf Basis der Daten des Sozio-ökonomischen Panels (asymptotische $|t|$ -Werte in Klammern)

(21)

$$\begin{aligned} 2,4164 + & 0,8062 \text{ SEX} - 0,0412 \text{ ALT} + 0,2955 \text{ DT} \\ (14,65) & (25,42) (32,27) (4,45) \\ - 0,0295 \text{ HHGR} & - 0,3948 \text{ LED} - 0,0103 \text{ S} \\ & (2,42) (8,65) (0,85) \end{aligned}$$

McFadden- $R^2 = 0,201$, $LRT = 2211,94$. Aus der ML-Probit-Schätzung läßt sich dann der künstliche Regressor für die Einkommensfunktion, die geschätzte Heckman-Korrekturvariable, ermitteln

$$(22) \quad \text{HEWT} = \frac{f(\hat{z}'\hat{\gamma})}{F(\hat{z}'\hat{\gamma})}$$

wobei $f(\hat{z}'\hat{\gamma})$ und $F(\hat{z}'\hat{\gamma})$ einer standardnormalverteilten Dichte- bzw. Verteilungsfunktion von \tilde{u} für $\hat{z}'\hat{\gamma}$ entspricht.

OLS-Schätzungen, getrennt für die drei Berufsstatusgruppen, mit den unter 4.1 beschriebenen Determinanten und erweitert um (22), sind geeignet, wenn die Störgrößen der einzelnen Einkommensfunktionen (u_U, u_G, u_F)

$$(23) \quad y_j = X_j\beta_j + u_j \quad j = U, G, F$$

nicht mit der Störgröße aus der Zuordnungsfunktion zu einem Berufsstatus korrelieren. Es ist aber ein Zusammenhang zwischen der Störgröße der Selbständigenentscheidungsfunktion und den Störgrößen in (23) zu erwarten. Unbeobachtete Managementfähigkeiten, die sowohl Einfluß auf die Statusentscheidung als auch auf die Höhe der Selbständigeneinkommen haben, legen eine derartige Korrelation nahe, so daß die Einkommensfunktion um einen weiteren künstlichen Regressor $HSU = f(\hat{\eta}_{SU})/F(\hat{\eta}_{SU})$ zu erweitern ist (HSU – Heckman-Korrekturvariable aufgrund der Berufsstatusentscheidung selbständig/unselbständig, η – vgl. (12)). Dies entspricht einem „switching regression model with endogenous switching“ (Maddala 1983, S. 223).

Wird auch noch die Berufsstatusentscheidung zwischen Gewerbetreibenden und Freiberuflern berücksichtigt und ein Zusammenhang zwischen jeder einzelnen Berufsstatusentscheidung und der Störgröße der dazugehörigen Einkommensfunktion vermutet, so ist im Falle der gleichrangigen unabhängigen Entscheidung – vgl. 3.2 – ein auf Lee (1983) zurückgehendes Korrekturverfahren zu verwenden. Da aufgrund von Tests jedoch der hierarchische Ansatz vorzuziehen ist, kann durch einen dritten künstlichen Regressor $HFG = f(\hat{\eta}_{FG})/F(\hat{\eta}_{FG})$, die Heckman-Korrekturvariable aufgrund der Statusentscheidung Freiberufler/Gewerbetreibender, das Problem einer verzerrten OLS-Schätzung vermieden werden, vorausgesetzt, die Störgrößen zwischen den beiden Statusentscheidungen selbständig/unselbständig und Freiberufler/Gewerbetreibender sind unkorreliert (Fishe/Trost/Lurie 1981). Eine Begründung für einen Zusammenhang zwischen den Störgrößen der F/G-Entscheidung und denen der dazugehörigen Einkommensfunktionen könnte lauten: Gewerbetreibende haben im allgemeinen mehr Mitarbeiter beschäftigt als Freiberufler, hängen stärker von diesen ab. Insofern sind für erstere Fähigkeiten, Mitarbeiter zu motivieren, wichtiger als für letztere. Diese Fähigkeiten, die unbeobachtbar im Rahmen des vorliegenden Datensatzes sind, beeinflussen sowohl die F/G-Entscheidung als auch die Gewinne.

Unberücksichtigt blieb bisher der Kapitaleinsatz K , der zwar sicher Einfluß auf das Selbständigeneinkommen hat,

der aber bei Verwendung von Individualdaten üblicherweise als Variable nicht zur Verfügung steht. Dies bedeutet, der Einfluß von K wird über die Störgröße mit erfaßt. Bei Auferlegung zusätzlicher Restriktionen ist es jedoch auch möglich, den Einfluß über das konstante Glied zu erfassen. Angenommen, das Resteinkommen (die Gewinne (G)) wird in fester Relation dem Arbeits- und Kapitaleinsatz zugerechnet. Der Anteil für Kapitaleinkommen sei k , so daß das aufgrund der Produktion erwirtschaftete verteilbare Einkommen Y aufgespalten wird in

$$(24) \quad Y = Y^L + kG,$$

wobei Y^L das Gesamtarbeitseinkommen der Selbständigen und Unselbständigen sei. Wird unterstellt, daß das Arbeitseinkommen von U und S im wesentlichen von den gleichen Determinanten bestimmt wird, und ist der Gewinnanteil eine konstante Größe π , so erhält man als Schätzfunktion für das Einkommen

$$(25) \quad \ln Y = \ln Y^L - \ln[1 - k\pi] = \beta_0 + \sum_{k=1}^K x_k\beta_k - \ln[1 - k\pi] + u,$$

wenn für die Arbeitseinkommensfunktion $\ln Y^L = x'\beta + u$ gilt.

Daraus folgt, daß das absolute Glied in (25), d. h. $\beta_0 - \ln[1 - k\pi]$, bei Selbständigen über dem bei Unselbständigen liegt, da $-\ln[1 - k\pi] > 0$. Je größer der Anteil ist, der den Kapitaleinkommen zugeordnet wird und je größer der Gewinnanteil ist, um so größer ist die Differenz der absoluten Glieder zu erwarten. Bei den Freiberuflern ist der Kapitaleinsatz im allgemeinen geringer als bei den Gewerbetreibenden, so daß bei ersteren mit einem kleineren absoluten Glied als bei letzteren zu rechnen ist.

Die Bedeutung der Managementfähigkeiten bei der Selbständigenentscheidung und für die Höhe des Einkommens wurde bisher einerseits in Form von Instrumentalvariablen wie Geschlecht, Alter, Berufserfahrung erfaßt und andererseits, soweit es die Einkommensfunktionen betrifft, über die Störgrößen. Letzteres bedeutet, aufgrund fehlender Daten ist zu erwarten, daß Managementfähigkeiten sowohl in die Selbständigenentscheidung als auch in die Einkommensfunktion eingehen. Um inkonsistente Schätzungen aufgrund dieser Simultanität zu vermeiden, wurde bei der Einkommensfunktion der künstliche Regressor HSU eingeführt. Bedeutung gewinnt dieser Zusammenhang der Störgrößen aber auch für die Schätzung der Probitfunktion für die Berufsstatuszuordnung. Wäre η in (12) beobachtbar, läge ein übliches System zweier scheinbar unverbundener Regressionsgleichungen vor. Stattdessen handelt es sich hier um einen simultanen Probitansatz. Die hierfür angewandte Schätzung basiert auf einem konditionalen Maximum-Likelihood-Verfahren, das Pohlmeier (1989, S. 43 ff.) in Analogie zu einem entsprechenden Tobitansatz von Smith/Blundell (1986) beschreibt. Die Probitgleichung ist danach um eine künstliche Variable zu erweitern, nämlich die Residuen (\hat{U}), die sich aufgrund der KQ-Schätzung für die reduzierte Form der Einkommensfunktion ergeben. Die Koeffizienten dieser erweiterten Probitgleichung können mit dem üblichen ML-Verfahren geschätzt werden, so daß sich auch hier vorhandene Software heranziehen läßt. Dies gilt bei Simultanität nicht für die Varianzen. Hierfür müssen gesonderte Berechnungen vorgenommen werden (Pohlmeier 1989, S. 47). Ergänzend soll in der Probitschätzung auch das (logarithmierte) Individualeinkommen als Bestimmungsgrund berücksichtigt

werden – vgl. Abschn. 3.1 (v). Ob eine simultane Schätzung notwendig ist, kann durch Testen auf $H_0 : \beta_0 = 0$ überprüft werden. Bei Ablehnung von H_0 – schwache Exogenität – ist der simultane Ansatz zu präferieren.

4.3 Ergebnisse

Die wesentlichen Ergebnisse zu den Einkommensfunktionsschätzungen für 1988 sind in Tabelle 3 wiedergegeben. Bis auf wenige Ausnahmen passieren die bei der Anwendung der OLS-Methode unterstellten Annahmen die durchgeführten Tests zu deren Überprüfung. Es ist aus anderen Untersuchungen bekannt (Wagner/Lorenz 1988), daß bei großen Stichproben die Hypothese normalverteilter Störgrößen üblicherweise verworfen wird. Da das Interesse aber mehr den bisher kaum untersuchten Statusgruppen Gewerbetreibende und Freiberufler gilt, wird auf

robuste Schätzungen für die Unselbständigen verzichtet. Heteroskedastieangepaßte t-Werte nach White (1980) in Spalte (2) ändern an der Interpretation nichts. Die t-Werte liegen im allgemeinen etwas höher als die ausgewiesenen. Die einzige kritische Spezifikation bleibt die in Spalte (7).

Inhaltlich ist zu den Ergebnissen folgendes zu sagen:

(i) Das absolute Glied bei der Unselbständigeneinkommensfunktion liegt unter dem bei der Einkommensfunktion für Selbständige, sowohl aggregiert als auch aufgespalten in Gewerbetreibende und Freiberufler. Interpretieren läßt sich dies, wie unter 4.2 geschehen, über die durch das eingesetzte Kapital erzielten Einkommen bei Selbständigen. Soweit Frauen und Männer zusammengefaßt sind, ergibt sich auch, wie vermutet, ein signifikant höheres absolutes Glied bei G gegenüber F über einen Test auf Differenz zweier Mittelwerte ($t = 2,02$), während der

Tabelle 3: Einkommensfunktionsschätzungen für unselbständig Beschäftigte (U), Gewerbetreibende (G) und Freiberufler (F) – absolute t-Werte in Klammern

Datenbasis: Sozio-ökonomisches Panel (1988)

	Frauen und Männer				Männer		
	U (1)	S (2)	G (3)	F (4)	U (5)	G (6)	F (7)
CONST	5,7440 (88,66)	6,9493 (12,30)	7,1882 (11,70)	6,9157 (5,02)	6,5027 (108,29)	8,8898 (17,26)	8,9536 (8,01)
SEX	0,4829 (16,73)	0,8909 (4,41)	0,6049 (2,64)	1,3197 (3,03)			
S	0,0219 (9,08)	0,0360 (2,40)	0,0105 (0,56)	0,0841 (2,52)	0,0175 (6,55)	0,0174 (0,96)	0,0334 (0,92)
EX	0,0481 (19,38)	0,0101 (0,67)	0,0274 (1,57)	-0,0364 (0,95)	0,0575 (20,58)	0,0180 (1,07)	0,0476 (1,16)
EXSQ	-0,0011 (17,59)	-0,0003 (0,86)	-0,0003 (0,90)	-0,0000 (0,04)	-0,0013 (18,02)	-0,0001 (0,37)	-0,0018 (1,94)
AZEIT	0,0171 (27,23)	0,0059 (3,33)	0,0039 (2,10)	0,0176 (3,35)	0,0071 (9,51)	0,0005 (0,24)	0,0113 (2,27)
GEM	-0,0208 (8,43)	-0,0303 (1,99)	-0,0349 (2,15)	-0,0111 (0,29)	-0,0203 (7,45)	-0,0337 (2,00)	0,0019 (0,05)
DESEK	0,0524 (13,82)	0,0573 (2,39)	0,0414 (1,53)	0,1156 (2,18)	0,0541 (12,63)	0,0691 (2,51)	0,1337 (2,59)
HEWT	0,3324 (5,44)	0,1446 (0,34)	-0,5032 (1,06)	1,1566 (1,14)	0,3293 (3,92)	-1,4155 (2,28)	1,1954 (0,94)
HSU(2)	-1,4558 (12,30)	-0,2903 (1,73)	-0,0833 (0,44)	-0,9668 (2,60)	-2,0218 (16,06)	-0,4560 (2,39)	-1,2586 (3,57)
HFG			-2,1977 (2,26)	0,2264 (0,42)		-2,1476 (2,55)	0,0691 (0,16)
N	4998	322	250	72	3071	168	48
R ²	0,4150	0,2991	0,2998	0,5055	0,3497	0,2467	0,4946
AIC	-1,2452	-0,3074	-0,3985	-0,0907	-1,5368	-0,7306	-0,4819
RESET(2)	0,92	0,04	0,00	1,14	0,03	1,39	15,29*
BP-Test	670,40*	34,65*	22,50	18,28	493,88*	14,26	11,23
JB-Test	1693,64*	0,19	0,43	3,67	1731,42*	7,88	3,54

Beschreibung der Variablen und Abkürzungen: vgl. Tabelle 1, S (Schulbildung in Jahren), EX (Berufserfahrung in Jahren), EXSQ (= EX²), AZEIT (wöchentliche Arbeitszeit einschließlich Überstunden), GEM (skalierte Variable für die Boustedt-Gemeindetypisierung, 1 – größte Agglomeration . . . 9 – geringste Agglomeration – vgl. SifB 3, DIW (1989)), HEWT – Heckman-Korrekturvariable für Erwerbstätigkeit – vgl. (22), HSU(2) – Heckman-Korrekturvariable für die Zuordnung selbständig/unselbständig, Grundlage Probitschätzung Spalte (2), Tabelle 1, HFG – Heckman-Korrekturvariable für die Zuordnung freiberuflich tätig / gewerbetreibend, AIC – Akaike Informationskriterium, RESET(2) – Reset-Verfahren mit \hat{y}^2 als künstliche Variable, BP-Test (Breusch-Pagan-Test auf Homoskedastie), JB-Test (Jarque-Bera-Test auf Normalverteilung), * – Ablehnung von H_0 bei $\alpha = 0,05$.

Unterschied statistisch nicht gesichert ist, wenn nur selbständige Männer einbezogen werden ($t = 0,32$).

(ii) Geschlechtsspezifische Einkommensunterschiede sind am stärksten bei den Freiberuflern ausgeprägt. Folgt man dem Gedanken, daß bei Selbständigen keine Einkommensdiskriminierung möglich ist, so bedeutete dies, falls die geschlechtsspezifischen Produktivitätsunterschiede insgesamt zugunsten von Männern ausfallen und bei allen drei Statusgruppen annähernd gleich sind, daß bei den Unselbständigen dann eher eine Diskriminierung von Männern zu vermuten ist. Zumindest bei Freiberuflern kann es aber auch, wie unter 4.1 angesprochen, eine geschlechtsspezifische Diskriminierung geben. Außerdem läßt sich die Hypothese gleichverteilter geschlechtsspezifischer Produktivitätsunterschiede kaum aufrechterhalten, und von den Koeffizienten der Variablen *SEX* auf Diskriminierung zu schließen ist problematisch (Hübler 1990, S. 318).

(iii) Die Ergebnisse zu den humankapitaltheoretisch begründeten Einflüssen *S*, *EX*, *EXSQ* machen deutlich, daß eine Trennung zwischen Gewerbetreibenden und Freiberuflern notwendig ist. Der Vergleich zwischen den Gruppen *U* und *G* fällt ähnlich wie bei anderen Studien (Vijverberg 1986, Rees/Shah 1986) aus, obwohl es auch Ausnahmen gibt (Evans/Leighton 1989). Die Koeffizienten von *S* und *EX* bei *U* liegen über denen von *G*. Eher im Widerspruch zu ausländischen Resultaten steht, daß das durch Erfahrung (*EX*) induzierte Einkommen sein Maximum bei *G* später als bei *U* erreicht. Bestätigt wird dagegen auch, daß der Einfluß der Berufserfahrung auf das Einkommen statistisch nicht gesichert ist bei Selbständigen. Am stärksten prägend wirkt, wie erwartet, die Schulbildung auf das Einkommen der Freiberufler.

(iv) Für die Arbeitszeit liegen keine vergleichbaren Ergebnisse vor. Bis auf eine Ausnahme (Spalte (6)) ergibt sich jedoch ein signifikanter Einfluß, wobei für die Gewerbetreibenden die Bedeutung für das Einkommen offenbar am geringsten ist.

(v) Freiberufler profitieren von Agglomerationseffekten am wenigsten. Es ist aber bekannt, daß insbesondere bei den Ärzten und Rechtsanwälten die Dichte in Kernregionen deutlich über der in Randregionen liegt, so daß die höhere Nachfrage nach ihren Leistungen durch das Angebot weitgehend kompensiert wird, daß sich letztlich kein gesicherter Agglomerationseffekt bemerkbar macht. Für Unternehmer ergibt sich wie in den USA (Evans/Leighton 1989) numerisch ein etwas größerer Vorteil in Großstädten als bei den abhängig Beschäftigten.

(vi) In Sektoren mit hohen Löhnen erzielen auch Selbständige hohe Einkommen. Wichtig ist hier anzumerken, daß die Selbständigenentscheidung dagegen negativ von hohen Sektorenlöhnen beeinflußt wird – vgl. Tabelle 1 und 2. Die Entscheidung orientiert sich nicht eindeutig an den Einkommenserzielungsmöglichkeiten, obwohl schon zu sehen ist, daß bei den Unternehmern der Gewinnvorteil in Hochlohnssektoren am geringsten ist, zumindest nach dem Ergebnisvergleich, wenn Frauen und Männer zusammengefaßt sind. Hohe Effizienzlöhne bedeuten einen Kostenfaktor auf der Unternehmerseite, reduzieren den Gewinn, obwohl niedrigere Löhne aufgrund geringerer Leistungsintensität die Gewinne noch weiter schmälerten.

(vii) Der Einfluß der künstlichen Regressoren *HEWT*, *HSU(2)*, *HFG*, d. h. der Heckman-Korrekturvariablen, die aufgrund von (21) bzw. Spalte (2), Tabelle 1 sowie einer hier nicht wiedergegebenen, analogen Probitschät-

zung zum Logitansatz in Spalte (2), Tabelle 2 berechnet wurden, ist unterschiedlich zu beurteilen. Ein positives Vorzeichen des *HEWT*-Koeffizienten bedeutet einen Vorteil gegenüber dem Anspruchslohn, gegenüber der Nichterwerbstätigkeit. Überraschend ist hierbei das negative Vorzeichen für die Statusgruppe *G*. Eine Erklärung mag darin liegen, daß in *G* mithelfende Familienangehörige enthalten sind, für die, gemessen an den ihnen direkt zugerechneten Einkommen, Vorzüge in der Nichterwerbstätigkeit bestehen können.

Versucht man auf ähnlicher Basis den Einfluß von *HSU(2)* und *HFG* zu beurteilen, so deuten die Ergebnisse für *HFG* auf einkommensorientierte Rationalität. Dem gegenüber müssen die Entscheidungen zugunsten von Selbständigkeit auf dieser Basis als irrational bezeichnet werden.

Die simultane Schätzung der Einkommen und Gruppenheterogenität zwischen Selbständigen und Unselbständigen in Tabelle 4 zeigt, daß die Hypothese schwacher Exogenität nicht abgelehnt werden kann. Der Koeffizient von \bar{U} ist nicht signifikant von Null verschieden. Dies bedeutet eine Rechtfertigung der getrennten Behandlung der Probleme unter 3. und 4. Aber auch die Höhe des Einkommens ist als Determinante der Berufsstatuszuordnung statistisch nicht gesichert.

Erwähnt seien noch einige weitere Ergebnisse, die hier nicht im einzelnen dokumentiert sind. Auch für 1984 wurden aus Vergleichsgründen Schätzungen durchgeführt, wobei die Heckman-Korrekturvariable auf Basis der Probitschätzung in Spalte (4), Tabelle 1 berechnet wurde. Die Ergebnisse sind, gemessen an den ermittelten Vorzeichen, nahezu identisch. Auf die Korrektur durch die künstliche Variable *HFG* wurde dort verzichtet. Dies hat zur Folge, daß die Koeffizienten der *HSU*-Variable hinsichtlich der Vorzeichen den Erwartungen entsprechen, also Einkommensrationalität widerspiegelt wird.

Eine Gegenüberstellung getrennter Schätzungen für Frauen und Männer macht deutlich, daß bei freiberuflich tätigen Frauen der Einkommenseffekt der Schulbildung deutlich höher ausfällt als bei den männlichen Kollegen, während bei der Gruppe der Unternehmer das Gegenteil festzustellen ist. Erwähnenswert, wenn auch nicht überraschend, erscheint der durchgängig höhere Arbeitzeiteffekt bei Frauen.

Überprüft wurde weiterhin, ob Freiberufler in ihrer Einkommensstruktur bezüglich der Einkommensdeterminanten weitgehend mit Arbeitern, Angestellten und Beamten in den höchsten Positionen übereinstimmen. Das Ergebnis war negativ, so daß dieser Gedanke nicht weiter verfolgt wurde.

Für Statuswechsler im Zeitraum 1984-1988 kann man zunächst feststellen, daß Wechsler gegenüber denjenigen, die schon zuvor in dem Berufsstatus waren, einkommensmäßig schlechter abschneiden. Dies gilt sowohl beim Wechsel vom Selbständigen- in den Unselbständigenstatus als auch umgekehrt. Am deutlichsten ist dieser Effekt bei den Freiberuflern. Das Durchschnittseinkommen derjenigen, die zwischen 1984-1988 in diesen Status gewechselt haben, liegt im Durchschnitt um 600 DM niedriger als bei denjenigen, die schon als Freiberufler tätig waren. Ca. 200 DM pro Monat verdienen Wechsler von *U* nach *S* weniger als diejenigen mit längerer Verweildauer in *S*. Der Nachteil der Wechsler von *S* nach *U*, die üblicherweise nur ein Intermezzo als Selbständige hatten, beträgt gegenüber

Tabelle 4: Simultane Einkommens- und Probitschätzung zur Gruppenheterogenität von Selbständigen und abhängig Beschäftigten
 Methode: konditionale ML-Schätzung
 Datenbasis: Sozio-ökonomisches Panel, 5. Welle (1988)

reduzierte Form der Einkommensfunktion (1)			Probitmodell für die Wahrscheinlichkeit, selbständig zu sein (2)				(3)	
CONST	5,1514	(78,31)	CONST	- 2,2904	(13,55)	- 3,5813	(5,25)	
SEX	0,0942	(1,90)	SEX	0,1519	(2,20)	0,0634	(0,77)	
S	0,0135	(4,12)	ALT	0,0145	(4,96)	0,0130	(4,24)	
EX	0,0124	(5,25)	LED	- 0,2792	(3,00)	- 0,2135	(2,17)	
EXSQ	- 0,0009	(16,33)	GAZ	0,0044	(1,56)	0,0003	(0,07)	
AZEIT	0,0110	(19,87)	DEBER	0,0143	(1,02)	- 0,0291	(1,89)	
GEM	- 0,0114	(4,95)	DESEK	- 0,1116	(9,30)	- 0,1126	(9,37)	
DESEK	0,0091	(3,19)	VERM	0,1250	(9,49)	0,1237	(9,38)	
HEWT	- 0,6052	(5,02)	Û	- 0,0117	(0,22)	- 0,2123	(1,85)	
ALT	0,0479	(19,00)	LNY			0,2078	(1,95)	
LED	0,0532	(1,27)						
GAZ	0,0136	(16,51)						
DEBER	0,0453	(12,14)						
VERM	- 0,0013	(0,39)						
N	5320		N	5320 (N _S = 322, N _U = 4998)				
R ²	0,5053		McFadden-R ²	0,1214		0,1230		
AIC	- 1,3569		LRT	295,00		298,84		

Beschreibung der Variablen: vgl. Tabelle 1 und 2.

den dauerhaft abhängig Beschäftigten dagegen weniger als 100 DM.

Im Vergleich der geschätzten Einkommensfunktionen für Wechsler und Nichtwechsler wird folgendes deutlich:

- (i) Der geschlechtsspezifische Einkommenseffekt ist bei den Wechslern in die Kategorien G und U größer als bei den Nichtwechslern, während für die Gruppe F, bei der insgesamt diese Effekte am größten sind, das umgekehrte gilt.
- (ii) Der Schulbildungseffekt bei Wechslern liegt deutlich über dem der Nichtwechsler.
- (iii) In bezug auf die Berufserfahrung weicht das Ergebnis erneut von dem der vergleichbaren amerikanischen Untersuchung von Evans und Leighton (1989) ab. Die Erträge aus der Berufserfahrung im U-Status sind bei den Wechslern in den S-Status keineswegs auffallend gering, sondern erreichen nahezu den gleichen Wert wie bei den in U verbleibenden Personen.

5 Zusammenfassung

Der Informationsstand über Selbständige in der Bundesrepublik, insbesondere wenn zwischen Gewerbetreibenden und Freiberuflern getrennt wird, ist im Vergleich zu dem der unselbständig Beschäftigten schlecht. Verfügbare aggregierte Daten aus der amtlichen Statistik, bei denen die Zahl der erhobenen Strukturmerkmale gering ist, und

Einzelfalluntersuchungen, bei denen keine verallgemeinernden Aussagen möglich sind, müssen unbefriedigend bleiben. Unter Verwendung der Daten des Sozio-ökonomischen Panels für die erste und fünfte Welle werden in diesem Beitrag erstmalig für die Bundesrepublik Deutschland Berufsstatusfunktionen auf Basis von Probit- und Logitmodellen sowie Einkommensfunktionen für Freiberufler, Gewerbetreibende und abhängig Beschäftigte geschätzt.

Es zeigt sich, daß die Entscheidung, als abhängig Beschäftigter, Gewerbetreibender oder Freiberufler tätig zu sein, nicht gleichrangig ist. Vielmehr ist es sinnvoll, wie in der amtlichen Statistik üblich, Gewerbetreibende und Freiberufler in der Gruppe der Selbständigen zusammenzufassen und gegenüber den Unselbständigen deutlich abzugrenzen. Bei letzteren ist der Wunsch nach kürzerer Arbeitszeit deutlich ausgeprägt. Der Umfang des vorhandenen Vermögens beeinflußt die Entscheidung für den Selbständigen- oder Unselbständigenstatus. Obwohl Freiberufler in ihren Strukturmerkmalen eine größere Nähe zu Gewerbetreibenden als zu abhängig Beschäftigten besitzen, lassen sich auch deutliche Unterschiede zwischen den beiden Selbständigenkategorien ausmachen. Freiberufler sind z. B. jünger, bei ihnen hat die Schulbildung einen wesentlichen Einfluß. Das Vermögen scheint bei der Wahl zum freien Beruf weniger wichtig als bei den Gewerbetreibenden zu sein. Insgesamt deuten die Ergebnisse darauf hin, daß die Berufsstatusentscheidung abgestuft hierarchisch erfolgt. Dominant ist die Trennung zwischen selbständig/unselbständig und nachgeordnet die Entscheidung für eine Selbst-

ständigekategorie. Die Untersuchungen machen weiterhin deutlich, daß häufig zunächst der Unselbständigenstatus gewählt wird, um nach einer gewissen Zeit zu wechseln. Für einen Teil dieser Wechsler erfolgt jedoch später eine Rückkehr zum ursprünglichen Status.

Die Ergebnisse der Einkommensfunktionsschätzungen machen deutlich, daß unter den drei Statusgruppen die geschlechtsspezifischen Einkommensunterschiede bei den Freiberuflern am größten sind, daß bei diesen auch der Einkommenseffekt der Schulbildung am stärksten ist, während die Agglomerationseffekte sich am wenigsten bemerkbar machen. Das höhere absolute Glied in der Einkommensfunktion bei Selbständigen gegenüber abhängig Beschäftigten läßt sich über die durch den Kapitaleinsatz bei ersteren erzielten Einkommen erklären. Statuswechsler erzielen zumindest kurzfristig ein geringeres Einkommen als Angehörige der Statusgruppe, in die gewechselt wird.

Literaturverzeichnis

- Amemiya, T. (1985): *Advanced Econometrics*, Oxford
- Blanchflower, D.; Oswald, A. (1990): *What Makes a Young Entrepreneur?*, Centre for Labour Economics, London School of Economics, Discussion Paper No. 373
- Bögenhold, D. (1985): *Die Selbständigen. Zur Soziologie dezentraler Produktion*. Frankfurt/New York
- Bögenhold, D. (1987): *Der Gründerboom, Realität und Mythos der neuen Selbständigkeit*. Frankfurt/New York
- Breimaier, P. (1989): *Ergebnisse der Volkszählung 1987 zur Erwerbstätigkeit im langfristigen Vergleich*. In: *Wirtschaft und Statistik* 8/1989, S. 499-507
- Bundesministerium für Wirtschaft (1990): *Unternehmensgrößen-Statistik 1989/90 – Daten und Fakten*. Bonn
- Chiang, A. C. (1974): *Fundamental Methods of Mathematical Economics*, 2nd ed. Tokyo
- de Wit, G.; van Winden, A. A. M. (1990): *An Empirical Analysis of Self-Employment in the Netherlands*. In: *Economics Letters* 32, S. 97-100
- Evans, D.; Jovanovic, B. (1989): *An Estimated Model of Entrepreneurial Choice under Liquidity Constraints*. In: *Journal of Political Economy* 97, S. 808-827
- Evans, D. S.; Leighton, L. S. (1989): *Some Empirical Aspects of Entrepreneurship*. In: *American Economic Review* 79, S. 519-535
- Fishe, R. P. H.; Trost, R. P.; Lurie, P. M. (1981): *Labor Force Earnings and College Choice of Young Women: An Examination of Selectivity Bias and Comparative Advantage*. In: *Economics of Education Review* 1, S. 169-191
- Fuchs, V. R. (1982): *Self-Employment and Labor Force Participation of Older Males*. In: *Journal of Human Resources* 17, S. 352-357
- Gaudry, M. J. I. (1980): *Dogit and Logit Models of Travel Mode Choice in Montreal*. In: *Canadian Journal of Economics* 13, S. 268-279
- Goetzke, W. (1988): *Determinanten der Einkommensentwicklung bei Freien Berufen – Simulation betrieblicher Daten dargestellt am Beispiel der Zahnärzte*. In: *Niedersächsisches Institut für Wirtschaftsforschung (Hrsg.): Freie Berufe*. Hannover, S. 53-64
- Hanefeld, U. (1987): *Das Sozio-ökonomische Panel*. Frankfurt
- Hausman, J. A.; McFadden, D. (1984): *Specification Tests for a Multinomial Logit Model*. In: *Econometrica* 52, S. 1219-1240
- Heckman, J. (1979): *Sample Selection Bias as a Specification Error*. In: *Econometrica* 47, S. 152-161
- Hübler, O. (1989): *Ökonometrie*. Stuttgart
- Hübler, O. (1990): *Messung von Diskriminierung durch direkte und inverse Regression*. In: *Allgemeines Statistisches Archiv* 74, S. 315-335
- Jarque, C. M.; Bera, A. K. (1987): *A Test for Normality of Observations and Regression Residuals*. In: *International Statistical Review* 55, S. 163-172
- Kaiser, M.; Stooß, F. (1980): *Zur Entwicklung der Selbständigen unter den Hochschulabsolventen*. In: *MittAB* 2/80, S. 170-183
- Koch, W. A. S. (1979): *Strukturmerkmale ausgewählter Freier Berufe*. Göttingen
- Legier, H. (1988): *Freie Berufe*. Hannover
- Lee, L.-F. (1983): *Generalized Econometric Models with Selectivity*. In: *Econometrica* 51, S. 507-512
- Linder, H.; Berchtold, W. (1976): *Statistische Auswertung von Prozentzahlen*. Basel
- Macpherson, D. A. (1988): *Self-employment and Married Women*. In: *Economics Letters* 28, S. 281-284
- Maddala, G. S. (1983): *Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. London
- Marshall, A. (1920): *Principles of Economics*, 8th ed. London
- McFadden, D. (1973): *Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior*. In: P. Zarembka (ed.): *Frontiers in Econometrics*. New York, S. 105-142
- Pohlmeier, W. (1989): *Simultane Probit- und Tobitmodelle*. Berlin
- Rees, H.; Shah, A. (1986): *An Empirical Analysis of Self-Employment in the U.K.* In: *Journal of Applied Econometrics* 1, S. 95-108
- Rönnau, A. (1989): *Die Freien Berufe in der Statistik*. In: H. Sahner u. a.: *Zur Lage der Freien Berufe 1989*. Lüneburg, S. 23-52
- Smith, R. J.; Blundell, R. W. (1986): *An Exogeneity Test for a Simultaneous Equation Tobit Model with an Application to Labour Supply*. In: *Econometrica* 54, S. 679-685
- Sonderforschungsbereich 3, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (1989): *Das Sozio-ökonomische Panel, Benutzerhandbuch*. Berlin
- Vijverberg, W. P. M. (1986): *Consistent Estimates of the Wage Equation when Individuals Choose among Income-Earning Activities*. In: *Southern Economic Journal* 52, S. 1028-1042
- Vonderach, G. (1980): *Die neuen Selbständigen*. In: *MittAB* 2/80, S. 153-169
- Wagner, J.; Lorenz, W. (1988): *The Earnings Function under Test*. In: *Economics Letters* 27, S. 95-99
- Weiler, H. (1979): *Die freien Berufe in der Statistik*. Göttingen
- White, H. (1980): *A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity*. In: *Econometrica* 48, S. 817-838