

Sonderdruck aus:

# Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Felix Büchel und Markus Pannenberg

„Neue Selbständige“ in Ostdeutschland

25. Jg./1992

**4**

## **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](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](mailto: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](mailto:ulrike.kress@iab.de); (09 11) 1 79 30 16, E-Mail: [gerd.peters@iab.de](mailto:gerd.peters@iab.de); (09 11) 1 79 30 23, E-Mail: [ursula.wagner@iab.de](mailto: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](mailto: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>

# „Neue Selbständige“ in Ostdeutschland

## Statusentscheidung, Realisierungschancen und materielle Zufriedenheit

*Felix Büchel und Markus Pannenberg, Berlin\**

In der Studie werden verschiedene Aspekte der beruflichen Selbständigkeit in Ostdeutschland analysiert. Sie stützt sich auf Daten des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP) der Jahre 1990 und 1991.

Untersucht werden zunächst Determinanten des Übergangs von abhängiger zu selbständiger Beschäftigung. In einem zweiten Schritt wird dieser Übergang nur für diejenigen Personen betrachtet, die zuvor die Absicht geäußert hatten, sich selbständig machen zu wollen. Schließlich werden die Determinanten der Zufriedenheit mit dem Haushaltseinkommen – als Indikator für den materiellen Erfolg – bestimmt.

Unter den „neuen“ ostdeutschen Selbständigen finden sich überdurchschnittlich viele Männer, Beschäftigte mit einem Meisterabschluß, Berufe mit einem hohem Berufsprestige sowie Personen mit Haus- oder Grundbesitz; untervertreten sind dagegen ungenügend qualifizierte Personen, Ingenieure sowie Personen mit vorhergehender längerer Betriebszugehörigkeitsdauer. Bei der tatsächlichen Umsetzung der zuvor geäußerten Absicht, sich selbständig machen zu wollen, haben Männer sowie Personen mit hohem Berufsprestige überdurchschnittlich hohe, von Arbeitslosigkeit bedrohte Beschäftigte jedoch deutlich geringere Erfolgchancen. Während die Einkommenszufriedenheit vor dem Wechsel des Wirtschaftssystems weitgehend nivelliert war, bildet sich schon kurz nach der Wende die in einer freien Marktwirtschaft erwartete Struktur heraus. Insbesondere ist ein positiver Effekt des Status Selbständigkeit auf die Einkommenszufriedenheit zu beobachten.

Die Autoren plädieren dafür, gründungswilligen Personen ohne hinreichende Eigenkapitalausstattung, Frauen sowie Abgängern aus arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen den Übergang in Selbständigkeit durch geeignete Förderprogramme zu erleichtern.

### Gliederung

- 1 Problemstellung
  - 2 Theoretischer Bezugsrahmen
  - 3 Empirische Analyse
    - 3.1 Untersuchungsansatz
    - 3.2 Von der abhängigen Beschäftigung zur Selbständigkeit
    - 3.3 Die Zufriedenheit mit dem Haushalts-Einkommen
  - 4 Zusammenfassung und Schlußfolgerungen
- Statistischer Anhang
- Literatur

### I Problemstellung

Existenzgründungen wird bei der Bewältigung der Probleme des ökonomischen Transformationsprozesses in Ostdeutschland eine Schlüsselrolle zugemessen. Neben der zentralen Bedeutung von innovativen Unternehmensgründungen für den Wachstumsprozeß<sup>1</sup> erscheint vor dem Hintergrund hoher Arbeitslosigkeit auch der unmittelbare beschäftigungspolitische Beitrag von Bedeutung.

\* Dr. rer. pol. Felix Büchel ist wissenschaftlicher Angestellter, Dipl.-Volksw. Markus Pannenberg wissenschaftlicher Mitarbeiter am Institut für Volkswirtschaftslehre der Technischen Universität Berlin. Der Beitrag liegt in der alleinigen Verantwortung der Autoren.

<sup>1</sup> Vgl. z. B. Aghion/Howitt (1990).

<sup>2</sup> Vgl. BMWi (1991).

<sup>3</sup> Vgl. IAB (1992a,b) oder IW 1992.

<sup>4</sup> Ähnliche Zielsetzungen verfolgen Hübler (1992) und Lechner/Pfeiffer (1992).

Konsequenterweise werden ostdeutsche Selbständige durch eine Vielzahl von Maßnahmen gefördert. Den Schwerpunkt bilden dabei traditionelle Instrumente der Wirtschaftsförderung, insbesondere die großzügig ausgestalteten Darlehensprogramme, die von der Deutschen Ausgleichsbank und der Kreditanstalt für Wiederaufbau durchgeführt werden<sup>2</sup>. ERP-Existenzgründungsprogramm, ERP-Kreditprogramme, Eigenkapitalhilfe durch die Deutsche Ausgleichsbank oder KfW-Investitionsprogramm haben das gemeinsame Ziel, durch umfangreiche Finanzierungshilfen die Herausbildung eines breiten Mittelstandes in Ostdeutschland zu initiieren. Gleichzeitig wird das Instrumentarium des AFG flankierend eingesetzt, um Existenzgründungen aus Arbeitslosigkeit zu fördern<sup>3</sup>.

Die Ausgestaltung dieser Fördermaßnahmen orientiert sich bisher notgedrungen an theoretischen Ansätzen und empirischen Erfahrungen westlicher Volkswirtschaften. Von Interesse für die Beurteilung der Effizienz der bereitgestellten Förderinstrumente ist, ob die bisherige Entwicklung in Ostdeutschland die theoretischen Vorstellungen über die Determinanten der Selbständigkeit bestätigt.

Die vorliegende Untersuchung will einen Beitrag zur empirischen Bestimmung dieser Determinanten im ostdeutschen Transformationsprozeß leisten<sup>4</sup>. In einem ersten Schritt werden die Einflußfaktoren der Entscheidung, sich nach der Währungs-, Wirtschafts- und Sozialunion selbständig zu machen, bestimmt. Danach werden potentielle Restriktionen eines Statuswechsels untersucht. Schließlich erfolgt eine Analyse der materiellen Situation der Selbständigen.

### 2 Theoretischer Bezugsrahmen

Theoretische Beiträge zu Determinanten der Entscheidung, sich selbständig zu machen, sehen sich grundsätzlich

mit dem Problem konfrontiert, eine überaus komplexe Entscheidungssituation angemessen nachzubilden. Die Vielfältigkeit der persönlichen und ökonomischen Einflußgrößen verhindert eine umfassende Modellierung. Die geleisteten theoretischen Ansätze beschränken sich daher auf eine partialanalytische Betrachtung einzelner wirtschaftspolitisch relevanter Einflußgrößen. Im vorliegenden Kontext sind Modelle von Interesse, die auf die Einflußgrößen des erwarteten Einkommens in Selbständigkeit und auf potentielle Kapitalmarktbeschränkungen beim Übergang abheben.

Blanchflower/Oswald (1990) entwickeln ein theoretisches Modell, in das das erwartete Einkommen, Drang nach Unabhängigkeit und individuelle Managementfähigkeiten<sup>5</sup> eingehen. Nutzenstiftend sind additiv separabel das erwartete Einkommen in Selbständigkeit und die Arbeitsplatzqualität, die eindimensional durch den Grad an Entscheidungsfreiheit charakterisiert wird. Das erwartete Einkommen ist – ein „ausreichender“ Kapitaleinsatz vorausgesetzt – eine Funktion der individuellen Managementfähigkeiten. Ihre persönlichen Managementfähigkeiten erfahren die Wirtschaftssubjekte erst nach dem Wechsel in Selbständigkeit. Das nutzenmaximierende Individuum wechselt in Selbständigkeit, wenn der erwartete Nutzen größer ist als der Lohn in abhängiger Beschäftigung. Da neben dem Einkommen auch der Grad an Entscheidungsfreiheit Nutzen stiftet, muß das Einkommen in Selbständigkeit nicht zwingend höher sein als das in abhängiger Beschäftigung.

Evans/Jovanovic (1989) heben die Bedeutung von Kapitalmarktrestriktionen und damit verbunden der Anfangsausstattung an Kapital hervor. Das erwartete Einkommen in Selbständigkeit ist abhängig von der individuellen Anfangsausstattung mit Vermögen, dem „optimalen“ Anteil an Fremdkapital und individuellen Managementfähigkeiten<sup>6</sup>. Bei der Wahl des optimalen Anteils an Fremdkapital unterliegen die Wirtschaftssubjekte Kapitalmarktbeschränkun-

gen: Sie können nur in einem beschränkten Umfang relativ zu ihrer Anfangsausstattung Fremdkapital aufnehmen. Die Entscheidungsregel<sup>7</sup> ist analog zu der im Blanchflower/Oswald-Modell. Ein Wechsel in Selbständigkeit erfolgt dann, wenn der erwartete Ertrag in Selbständigkeit das Einkommen in abhängiger Beschäftigung (Lohn und Zins-einkommen) übersteigt. Kapitalmarktrestriktionen führen in diesem Modell entweder zu einem Verbleib in abhängiger Beschäftigung oder aber zu einer suboptimalen Kapitalausstattung in Selbständigkeit. Aus letzterem ziehen Evans/Jovanovic den Schluß, daß Kapitalmarktrestriktionen unterliegende Firmen in stärkerem Maße Profite reinvestieren und daher schneller wachsen<sup>8</sup>.

Die von der Theorie genannten zentralen Determinanten Kapitalmarktrestriktionen, erwartete Differenz der Einkommen und nichtpekuniäre Erträge werden im folgenden auf ihren Erklärungsgehalt hinsichtlich ostdeutscher Existenzgründungen getestet.

### 3 Empirische Analyse 3.1

#### Untersuchungsansatz

##### Datenbasis

Die Untersuchung basiert auf Daten des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP). Diese Datenbasis ist die erste repräsentative Längsschnitterhebung für Haushalte und Personen in der Bundesrepublik Deutschland. Kurz vor der Realisierung der Währungs-, Wirtschafts- und Sozialunion wurde für das Gebiet der ehemaligen DDR eine Zusatz-Stichprobe gezogen. In einer ersten Welle der „Ost-Stichprobe“ wurden im Jahr 1990 rund 2.200 Haushalte mit 4.453 Personen (16 Jahre und älter) befragt<sup>9</sup>. Diese Personen werden in jährlichen Abständen wiederbefragt. Die vorliegende Untersuchung stützt sich auf die Daten der Befragungsjahre 1990 und 1991.

##### Untersuchungsschritte

In einem ersten Schritt wird untersucht, welche Faktoren die Entscheidung, sich selbständig zu machen<sup>10</sup>, beeinflussen. Als Alternativ-Option wird ein Verbleib in abhängiger Beschäftigung betrachtet. Es werden deshalb nur Fälle berücksichtigt, bei denen eine solche „freie“ Entscheidung unterstellt werden kann. Es sind dies Personen, die sich zum ersten Befragungszeitpunkt in abhängiger (Vollzeit)<sup>11</sup>-Beschäftigung, zum zweiten Befragungszeitpunkt in abhängiger oder selbständiger Beschäftigung befanden<sup>12</sup>. Diese Bedingung erfüllen insgesamt 1.690 Personen; bei 53 Personen ist zwischen den beiden Befragungszeitpunkten ein Schritt in die Selbständigkeit zu beobachten.

Neben den theoretisch abgeleiteten Einflußfaktoren der Entscheidung, in Selbständigkeit zu wechseln, werden kontrollierend personenbezogene Variablen aus den Bereichen der weitgehend unveränderlichen persönlichen Merkmale, der früheren Jobsituation sowie des sozialen Hintergrundes auf Haushaltsebene einbezogen. Es wird der Effekt folgender exogener Variablen<sup>13</sup> auf die untersuchte Entscheidung analysiert.

Die Anfangsausstattung mit Kapital wird über die individuelle - Vermögenssituation<sup>14</sup> operationalisiert. Die erwartete Einkommensverbesserung wird durch die Merkmale:

<sup>5</sup> Lucas (1978) analysiert in einem allgemeinen Gleichgewichtsmodell ausschließlich den Einfluß von Managementfähigkeiten.

<sup>6</sup> Die individuellen Managementfähigkeiten sind in diesem Modell den Wirtschaftssubjekten ex ante bekannt. Die Varianz der Einkommen in Selbständigkeit wird über eine stochastische Störvariable generiert, die Produktivitätsschocks nachbilden soll.

<sup>7</sup> In beiden Modellen wird Risikoneutralität unterstellt.

<sup>8</sup> Evans/Jovanovic (1989), S. 820-821.

<sup>4</sup> Zum Konzept des SOEP vgl. Projektgruppe „Das Sozio-ökonomische Panel“ (1991).

<sup>10</sup> Im verfügbaren Datensatz wird der Schritt in die Selbständigkeit wie folgt festgestellt: Berufliche Stellung im Befragungsjahr 1991 im Gegensatz zum Vorjahr = „selbständig“. Aufgrund der geringen Anzahl dieses Personenkreises muß auf eine Differenzierung nach Freiberuflern und Unternehmern (vgl. Börsch-Supan/Pfeiffer 1990, Hübler 1991) verzichtet werden. Mithelfende Familienangehörige werden aufgrund ihrer speziellen Status-Eigenschaften aus der Untersuchung ausgeschlossen. Ebenfalls ausgeschlossen werden aufgrund ihrer besonderen Arbeitsmarktsituation ausländische Befragungspersonen.

<sup>11</sup> Zugunsten einer höheren Homogenität der beiden Kontrastgruppen werden Teilzeit- und geringfügig Beschäftigte sowie Kurzarbeiter aus der Untersuchung ausgeschlossen.

<sup>12</sup> Durch diese Fallselektion wird der Schritt in die Selbständigkeit nach einer Erwerbsunterbrechung (z. B. als Bewältigungsstrategie von Arbeitslosigkeit) oder als erste erwerbsbiographische Tätigkeit ausgeblendet. Dieses Übergangsmuster ist im verfügbaren Datensatz jedoch nur bei drei Personen beobachtbar und damit empirisch zumindest für den ausgewerteten Zeitraum irrelevant.

<sup>13</sup> Es werden für alle Merkmale die Ausprägungen der ersten Befragung (1990) übernommen. Es sind nur sehr wenige fehlende Werte zu beobachten. In diesen Fällen wird der häufigste Wert bzw. der Mittelwert bei metrischer Skalierung generiert.

<sup>14</sup> Dummy: „vermögend“ (j/n); ja: operationalisiert über eigenes Wohneigentum oder Haus- und Grundbesitz anderer Haushaltsmitglieder.

- Unzufriedenheit mit dem Haushaltseinkommen<sup>15</sup> und  
 - berufliche Überqualifikation<sup>16</sup>  
 nachgebildet. Dabei ist auch das Potential an mithelfenden Familienangehörigen zu berücksichtigen. Dies wird mit den Informationen zur  
 - Familiensituation<sup>17</sup> und zur  
 - Haushaltsgröße<sup>18</sup>  
 erfaßt. Die Möglichkeit einer nichtmonetären Verbesserung der Arbeitssituation hin zu weisungsunabhängigerer Tätigkeit wird über  
 - Berufsprestige<sup>19</sup>,  
 - Schulbildung<sup>20</sup>, sowie  
 - Berufsbildung<sup>21</sup>  
 nachgebildet. Die Verringerung der Motivation zu einer Statusveränderung, die durch den Verlust des betriebsspezifischen Humankapital bedingt wird, wird über die  
 - Betriebszugehörigkeitsdauer<sup>22</sup>  
 operationalisiert. Zur Kontrolle möglicher Diskriminierungen<sup>23</sup> auf dem „traditionellen“ Arbeitsmarkt gehen

- drohende Arbeitslosigkeit<sup>24</sup> sowie das  
 - Geschlecht  
 in die Analyse ein. Ebenfalls kontrollierend wird schließlich das  
 - Alter  
 in die Untersuchung einbezogen.

Die Determinanten der Entscheidung, sich selbständig zu machen, werden mit einem Probit-Verfahren<sup>25</sup> bestimmt. Die Ergebnisse dieses Auswertungsschrittes sind in Tab. 1 dargestellt.

In den zweiten Schritt der Untersuchung gehen Personen ein, die im ersten Befragungsjahr 1990 – im Erwerbsstatus der Vollzeitbeschäftigung<sup>26</sup> – die Absicht geäußert hatten, sich selbständig zu machen<sup>27</sup>. Diese Angabe wurde von 235 Personen gemacht. Von Interesse ist, welchen dieser Personen innerhalb eines Jahres eine Realisierung dieser Absicht gelang, und welchen nicht<sup>28</sup>. Als Determinanten der Erfolgchancen werden dieselben exogenen Variablen vermutet wie bei der im ersten Teilschritt der Untersuchung durchgeführten – bezüglich der Absichtserklärung ungefilterten – Strukturanalyse der neu Selbständigen (vgl. oben). Die ebenfalls mit einem univariaten Probit ermittelten Ergebnisse finden sich in Tab. 2.

In einem dritten Schritt wird die materielle Situation der Selbständigen untersucht. Die Höhe des erwarteten Einkommens ist eine zentrale Determinante der Entscheidung, sich selbständig zu machen. Das tatsächliche Arbeitseinkommen ist jedoch bei Selbständigen kaum exakt bestimmbar und damit auch empirisch nicht in hinreichender Datenqualität verfügbar. Als Proxy-Variablen wird deshalb in dieser Untersuchung die subjektiv erfragte Zufriedenheit mit dem (Haushalts-)<sup>29</sup> Einkommen ausgewertet.

Diese Zufriedenheits-Variable ist im ausgewerteten Datensatz auf einer Skala mit den Ausprägungen von 0 bis 10 gegeben. Aufgrund der für diesen Variablentyp charakteristischen Häufigkeitsverteilung<sup>30</sup> verbietet sich eine metrische Interpretation; auch eine undifferenzierte ordinale Interpretation der Antworten erscheint problematisch. Deshalb wird eine Skalentransformation auf nominales Niveau durchgeführt („zufrieden“: ja/nein)<sup>31</sup>. Unter Nutzung der verfügbaren Längsschnittinformationen des ausgewerteten Datensatzes wird die so dichotomisierte Zufriedenheits-Variable für beide Zeitpunkte der Befragung analysiert<sup>32</sup>. Von besonderem Interesse ist bei diesem Untersuchungsansatz die Wirkung der zwischen den beiden Befragungen erfolgten Umstellung des Wirtschaftssystems auf die soziale Situation von Selbständigen. Von untergeordnetem Interesse ist hingegen der Effekt der aggregierten Veränderung der Situations-Zufriedenheit aller Erwerbstätigen<sup>33</sup>. Um diesen Niveaueffekt auszublenden, wird die Grenze zwischen „Zufriedenen“ und „Unzufriedenen“ nicht durch einen für beide Befragungszeitpunkte konstant gehaltenen Absolutwert festgesetzt, sondern nach Zugehörigkeit zu einem – nach Möglichkeit unverändert groß gehaltenen – Perzentil der zum jeweiligen Befragungszeitpunkt „zufriedenen“ Personen<sup>34</sup>.

Es ist zu erwarten, daß sich durch den Wechsel des Wirtschaftssystems nicht allein das Durchschnittsniveau, sondern auch die Einflußfaktoren der Zufriedenheit verändern<sup>35</sup>. Folglich ist für deren Schätzung ein Panelmodell mit zeitvariablen Koeffizienten zu verwenden. Zusätzlich ist zu beachten, daß die zeitlich versetzt erhobenen Zufrie-

<sup>15</sup> Originalfrage: Ordinale Skala von 0 bis 10. Transformation in Dummy: „Unzufrieden“, (j/n); ja: Antwort < 4.

<sup>16</sup> Abgleich der Berufsbildung mit der Frage nach der für die ausgeübte Tätigkeit üblicherweise erforderlichen Qualifikation. Dummy: „Nicht qualifikations-adäquat beschäftigt“ (j/n).

<sup>17</sup> Dummy: „Ungetrennt verheiratet oder mit Partner in Lebensgemeinschaft zusammenlebend“ (j/n).

<sup>18</sup> Anzahl der Personen im Haushalt.

<sup>19</sup> Nach der Operationalisierung von Wegener, div. durch 100.

<sup>20</sup> Abschluß 8. Klasse; Abschluß 10. Klasse; Abitur.

<sup>21</sup> Keine/abgeschlossene Berufsbildung; Meisterabschluß; Ingenieur- oder Fachschulabschluß; Hochschul-, Universitätsabschluß. Bern.: Fehlende Berufsbildung war in der ehemaligen DDR sehr selten beobachtbar; die Codierung dieses Abschlusses als eigene Kategorie würde deshalb zu schätztechnischen Problemen führen.

<sup>22</sup> In Jahren.

<sup>23</sup> Vgl. z. B. Min (1984). Empirische Belege liefern Evans/Leighton (1989).

<sup>24</sup> „Für wie wahrscheinlich halten Sie es, daß Sie innerhalb der nächsten zwei Jahre Ihren Arbeitsplatz verlieren?“; Antwortkategorien „sicher“ oder „wahrscheinlich“.

<sup>25</sup> Zu Einzelheiten vgl. Amemiya (1986), S. 268 ff.

<sup>26</sup> Zur Begründung dieser Einschränkung vgl. oben. Auch für diesen Teilschritt der Untersuchung werden zudem mithelfende Familienangehörige sowie Ausländer ausgeschlossen.

<sup>27</sup> Frage: „Wie sehen Ihre beruflichen Zukunftserwartungen aus? Für wie wahrscheinlich halten Sie es, daß Sie sich in den nächsten zwei Jahren selbständig machen?“ Antwortkategorien „ganz sicher“ oder „wahrscheinlich“.

<sup>28</sup> Die erfolgreiche Umsetzung dieser Absicht wird operationalisiert über einen (neuen) Selbständigen-Status zum Zeitpunkt der zweiten Befragung (1991). Dabei ist zu beachten, daß eine (noch) nicht erfolgte Realisierung der Absicht ein Jahr nach der Absichtserklärung noch nicht als „Scheitern“ gewertet werden kann, da sich die Absichtserklärung auf einen Zeitraum von zwei Jahren bezog. Streng genommen werden daher nicht „Erfolgreiche“, „Gescheiterten“, gegenübergestellt, sondern „schnell Erfolgreiche“ gegen (aufgrund des rechtszensierten Datenmaterials nicht unterscheidbare) „Gescheiterte einschließlich evtl. später Erfolgreiche“ betrachtet.

<sup>29</sup> Die Verwendung des Haushaltseinkommens anstelle des (individuellen) Arbeitseinkommens erfolgt in der Vermutung, daß die Privatbezüge eines Selbständigen die Höhe seines Haushaltseinkommens maßgeblich determinieren dürften.

<sup>30</sup> Die Verteilung von Zufriedenheitsvariablen ist meist linksschief und zweipipflig im oberen Zufriedenheitsbereich.

<sup>31</sup> Der mit diesem Vorgehen verbundene erhebliche Informationsverlust wird dabei bewußt in Kauf genommen.

<sup>32</sup> Dies impliziert insbesondere, daß in diesen Teilschritt der Untersuchung neu auch Personen eingehen, die bereits zum Zeitpunkt der ersten Befragung selbständig waren.

<sup>33</sup> Es ist im Mittel eine beachtliche Verschlechterung der Zufriedenheit zu beobachten.

<sup>34</sup> 1990: Angabe von 8 und höher = „zufrieden“; für 1991: 7 und höher. Mittelwerte der so generierten Variable: 1990 = 0.264, 1991 = 0.301.

<sup>35</sup> Diese Vermutung wurde durch Pre-Tests – pro Jahr getrennt durchgeführte Auswertungen der Zufriedenheitsvariablen – bestätigt (nicht dokumentiert).

denheits-Informationen der jeweils selben Person in beträchtlichem Maße durch individuelle, nicht beobachtbare zeitkonstante Eigenschaften der Befragten geprägt sein dürften. Es ist deshalb bei der Modellierung für unbeobachtete Heterogenität der Befragungspersonen zu kontrollieren.

Bei der Frage, welche Fälle in die Auswertung dieses Teilschrittes eingehen sollen, ist die besondere Qualität subjektiver Indikatoren erneut zu berücksichtigen. Diese werden im Gegensatz zu objektiven Merkmalen durch Zukunftserwartungen maßgeblich beeinflusst. So könnte beispielsweise bei Erwerbstätigen eine drohende Arbeitslosigkeit zum Zeitpunkt der ersten Befragung trotz objektiv unveränderter Einkommenssituation die Zufriedenheit mit dem Haushaltseinkommen bereits antizipativ verringern. Um diese Effekte möglichst gering zu halten, werden die Zufriedenheitsvariablen der beiden Befragungsjahre nur für diejenigen Personen ausgewertet, die zu beiden Zeitpunkten in (Vollzeit-) Erwerbstätigkeit<sup>36</sup> waren und jeweils gültige Zufriedenheitsangaben aufweisen<sup>37</sup> (balanced panel design). Diese Voraussetzungen erfüllen 1.747 Personen; davon waren 64 Personen zum Zeitpunkt der ersten und 111 zum Zeitpunkt der zweiten Befragung selbständig<sup>38</sup>.

Für diese Personen wird simultan für beide Befragungszeitpunkte geprüft, ob Selbständige dem Percentil der mit dem Haushaltseinkommen Zufriedenen mit einer höheren Wahrscheinlichkeit angehören als abhängig Beschäftigte. In die Schätzung gehen neben den wichtigsten Interaktionstermen als Kontrollvariablen persönliche, weitgehend unveränderliche Merkmale sowie Merkmale des Arbeitsplatzes ein<sup>39</sup>. Die mit einem bivariaten Random Effects Probit-Modell<sup>40</sup> ermittelten Ergebnisse sind in Tab. 3 dargestellt.

### 3.2 Von der abhängigen Beschäftigung zur Selbständigkeit

#### 3.2.1 Determinanten der Entscheidung, sich selbständig zu machen

Das Gesamtbild der Ergebnisse zeigt, daß sich in Ostdeutschland bereits kurz nach der Einführung des Systems der freien Marktwirtschaft die von der Theorie erwarteten Selbständigen-Strukturen herausbilden.

<sup>36</sup> Ohne Personen, die in einer der beiden Wellen als mithelfende Familienangehörige erwerbstätig waren; ohne Ausländer.

<sup>37</sup> Fehlende Angaben zur Zufriedenheit mit dem Haushaltseinkommen: 1990 = 8 Personen; 1991 = 1 Person.

<sup>38</sup> Von den Selbständigen der ersten Befragung wechseln acht Personen in abhängige Beschäftigung.

<sup>39</sup> Zum Umfang vgl. Tab. 3; zur Operationalisierung vgl. Beschreibung im ersten Teilschritt der Untersuchung. Neu wird die Wochenarbeitszeit in den exogenen Variablensatz aufgenommen (durchschnittliche, mit Überstunden, gerundet auf Stunden; bei fehlender oder unplausibler Angabe - unplausibel: weniger als 35 Std. bei Vollzeitwerbstätigkeit - Übernahme des häufigsten Wertes: 1990 = 43 Std., 1991 = 40 Std.).

<sup>40</sup> Für Einzelheiten des Auswertungsverfahrens vgl. Anhang.

<sup>41</sup> Interessant ist, daß Hübler (1991) für die alten Bundesländer mit dem gleichen Datensatz (SOEP-West) für Statuswechsler - Zweijahres-Zeitraum - keine signifikanten Vermögenseffekte ermittelt. Verantwortlich für dieses abweichende Ergebnis dürfte die Operationalisierung der Vermögensvariable als Gesamtvermögen in DM sein.

<sup>42</sup> Einen Überblick über die Ausgestaltung der Förderprogramme gibt Friedrich-Ebert-Stiftung (1991, S. 21-29).

<sup>43</sup> Wengleich dieses Ergebnis nur auf einem 10%-Niveau signifikant ist.

<sup>44</sup> Vgl. DIW/IfW (1991, S. 573).

<sup>45</sup> Hier vor allem die Heilberufe (Ärzte, Zahnärzte, Apotheker). In Ostdeutschland wurden im Zeitraum 1990/91 rund 40% der Anträge zur Förderung des Übergangs in Selbständigkeit von Freiberuflern gestellt (vgl. Friedrich-Ebert-Stiftung 1991, S. 35).

<sup>46</sup> Dieser Effekt wurde für Ostdeutschland bereits bei der Analyse der erwerbsbiographischen Folgerisiken nach Kurzarbeit und Arbeitslosigkeit ermittelt (vgl. Büchel/Pannenberg 1992).

**Tabelle 1: Probitschätzung der Wahrscheinlichkeit, sich selbständig zu machen (zwischen Befragungen 1990, 1991; Ostdeutschland)**

Variable	Koeffizient	Chi <sup>2</sup>	Mittelw.
Konstante	-3.1693**	52.62	-
Mann	0.5808**	11.70	0.608
Alter	0.0069	0.48	37.979
Schulabschluß: 8. Klasse	-0.3914+	3.02	0.263
Abitur	0.3121	1.55	0.173
Berufsbildung: Meister	0.3762+	2.90	0.075
Ingenieur	-0.4980*	3.90	0.192
Universität	-0.4834	2.17	0.125
Berufsprestige	0.0808**	9.78	6.268
Dauer Betriebszugehörigkeit (in J.)	-0.0190*	4.29	11.989
Unterqualifiziert beschäftigt	0.0395	0.05	0.247
Drohende Arbeitslosigkeit	0.0274	0.04	0.358
Mit Partner zusammenlebend	-0.0167	0.01	0.853
Haushaltsgröße (Anz. Pers.)	0.0582	0.72	3.334
Haus- oder Grundbesitz	0.3225*	5.62	0.359
Unzufriedenheit mit Haush.-Eink.	0.0862	0.27	0.169

N = 1690

Log - L = -205.05

LRS = 61.22 (p < 0.005)

Mittelwert der abh. Variablen: 0.031

Quelle: Eigene Auswertung des Sozio - ökonomischen Panels, Jahre 1990, 1991.

Referenzkategorien: - Schulabschluß: 10. Klasse,  
- Berufsbildung: keine/abgeschlossene Ausbildung.

Signifikanzniveau: + (0.10); \* (0.05); \*\* (0.01).

Alle exogenen Variablen mit Ausprägung 1990; zur Operationalisierung vgl. Abschnitt 3.

Log - L: Log - Likelihood,

LRS: Likelihood-Ratio-Statistic.

Personen, die über Vermögen in Form von Haus- oder Grundbesitz verfügen, sind in der Gruppe der „neuen“ Selbständigen signifikant häufiger vertreten. Dieses Ergebnis deutet auf bestehende Kapitalmarktrestriktionen hin<sup>41</sup>. Diese werden offensichtlich durch die großzügigen Darlehensprogramme von KfW und Deutscher Ausgleichsbank nicht vollständig behoben, da sie - mit Ausnahme des Eigenkapitalhilfeprogramms der Deutschen Ausgleichsbank - durchweg bankübliche Sicherheiten verlangen<sup>42</sup>.

Berufstätige mit einem Meisterabschluß machen sich relativ zu Personen mit geringerem Berufsbildungsniveau häufiger selbständig<sup>43</sup>. Hinter diesem Ergebnis stehen hauptsächlich Neugründungen von Handwerks-Betrieben<sup>44</sup>. Demgegenüber neigen Ingenieure deutlich weniger dazu, sich selbständig zu machen. Diese schwache Präferenz dürfte zum einen mit ihren überdurchschnittlich guten Berufschancen in abhängiger Beschäftigung, zum anderen mit ihrer berufsspezifisch ausgeprägten Spezialisierung zu erklären sein.

Bei Berufen mit hohem Prestige läßt sich überdurchschnittlich häufig ein Übergang in Selbständigkeit beobachten. Dieses Ergebnis kann im wesentlichen durch Existenzgründungen von Freiberuflern, deren Tätigkeit bereits in abhängiger Beschäftigung sozial hoch eingestuft wird<sup>45</sup>, erklärt werden.

Eine lange Betriebszugehörigkeitsdauer reduziert die Bereitschaft, sich selbständig zu machen. Dieses Ergebnis bestätigt die Erwartung, daß hohes betriebsspezifisches Humankapital die Neigung zum Verlassen des Betriebes vermindert<sup>46</sup>.

Männer entscheiden sich signifikant häufiger als Frauen zu einem Schritt in die Selbständigkeit. Dies bestätigt die bekannten geschlechtsspezifisch unterschiedlichen Muster des Arbeitsangebots. Darüber hinaus dürfte sich in diesem Ergebnis die sozial geprägte höhere Risikopräferenz von Männern widerspiegeln.

Personen mit einer unzureichenden Schulbildung sind unter den Selbständigen relativ zur Referenzgruppe der Personen mit Abschluß 10. Klasse signifikant seltener vertreten<sup>47</sup>. Nimmt man eine unqualifizierte schulische Vorbildung als Indikator für geringere Management-Qualitäten, so bestätigt dieses Ergebnis die Bedeutung von Managementfähigkeiten für die untersuchte Status-Entscheidung.

### 3.2.2 Der Weg in die Selbständigkeit: Absichtserklärung und Realisierungschancen

Neben den Determinanten, in Selbständigkeit zu wechseln, ist für die Beurteilung der Effizienz der eingesetzten Instrumente der Wirtschaftsförderung von Interesse, welche sozio-ökonomischen Merkmale einen Wechsel in Selbständigkeit erleichtern. In Tab. 2 werden die Einflußfaktoren der erfolgreichen Umsetzung einer zuvor geäußerten Absichtserklärung für einen Wechsel in Selbständigkeit aufgezeigt.

**Tabelle 2: Probitschätzung der Wahrscheinlichkeit, nach Absichtserklärung tatsächlich selbständig zu werden (zwischen Befragungen 1990, 1991; Ostdeutschland)**

Variable	Koeffizient	Chi <sup>2</sup>	Mittelw.
Konstante	-2.8162**	16.62	-
Mann	0.6143*	5.03	0.685
Alter	0.0129	0.67	36.072
Schulabschluß: 8. Klasse	-0.1386	0.16	0.166
Abitur	0.4641	1.07	0.230
Berufsbildung: Meister	-0.1460	0.16	0.123
Ingenieur	-0.5606	1.73	0.140
Universität	-0.7002	1.36	0.166
Berufsprestige	0.1086*	5.51	6.373
Dauer Betriebszugehörigkeit (in J.)	-0.0059	0.15	9.047
Unterqualifiziert beschäftigt	0.1313	0.23	0.277
Drohende Arbeitslosigkeit	-0.3825+	3.00	0.481
Mit Partner zusammenlebend	-0.0478	0.02	0.860
Haushaltsgröße (Anz. Pers.)	0.0985	0.63	3.374
Haus- oder Grundbesitz	0.3456	2.25	0.451
Unzufriedenheit mit Haush.-Eink.	0.0189	0.01	0.243

N = 235

Log - L = -90.97

LRS = 26.02 (p < 0.05)

Mittelwert der abh. Variablen: 0.162

Quelle: Eigene Auswertung des Sozio - ökonomischen Panels, Jahre 1990, 1991.

Referenzkategorien: - Schulabschluß: 10. Klasse,  
- Berufsbildung: keine/abgeschlossene Ausbildung.

Signifikanzniveaus: + (0.10); \* (0.05); \*\* (0.01).

Alle exogenen Variablen mit Ausprägung 1990; zur Operationalisierung vgl. Abschnitt 3.

Log - L: Log - Likelihood,

LRS: Likelihood-Ratio-Statistic.

Ein deskriptiver Vergleich der in diesen Untersuchungsschritt eingehenden Population mit derjenigen des vorher-

gehenden Schrittes (Tab. 1) zeigt zunächst, daß Personen mit einem höheren Schul- und Berufsbildungsniveau deutlich häufiger einen Wechsel in Selbständigkeit erwägen als Arbeitskräfte mit niedrigerem Bildungsniveau. Stark überrepräsentiert sind Arbeitnehmer, die sich durch Arbeitslosigkeit bedroht sehen: Dahinter steht die offensive Strategie, durch Eigenaktivität einen Arbeitsplatzverlust zu vermeiden. Ebenfalls überrepräsentiert sind Personen mit Haus- oder Grundbesitz. Dies zeugt von einer realistischen Einschätzung von Kapitalmarktrestriktionen, deren hemmende Wirkung offensichtlich bereits in der Planungsphase einer Existenzgründung erkannt wird (vgl. unten). Den theoretischen Erwartungen entsprechend sind schließlich auch Arbeitnehmer übervertreten, die mit ihrem bisherigen Haushaltseinkommen unzufrieden sind und sich entsprechend von einem Übergang in Selbständigkeit positive monetäre Effekte versprechen dürften.

Abhängig Beschäftigte, die ihren Arbeitsplatz zuvor als gefährdet einschätzen, scheitern überdurchschnittlich oft in ihren Bemühungen, den beabsichtigten Statuswechsel in Selbständigkeit zu realisieren. Es ist zu vermuten, daß ein Großteil dieser Personen tatsächlich in Arbeitslosigkeit entlassen wird. Dann aber sind, nach einer gewissen Zeit, sowohl eine generelle Abnahme an Motivation und Initiative als auch zusätzliche Schwierigkeiten bei den Bemühungen um Finanzmittel zu erwarten. Wechseln von Arbeitslosigkeit bedrohte Arbeitnehmer in Kurzarbeit, ABM oder Fortbildung und Umschulung, so sehen sie nicht nur ihre Kreditwürdigkeit reduziert, sondern es bleibt ihnen auch das arbeitsmarktpolitische Instrument des Übergangsgeldes bei Aufnahme einer selbständigen Tätigkeit nach § 55 a des AFG verwehrt.

Personen mit einem hohen Berufsprestige haben gegenüber Arbeitnehmern mit geringerem Prestige größere Chancen, ihren Wunsch nach beruflicher Selbständigkeit tatsächlich realisieren zu können. Ein hohes Prestige findet sich, wie bereits erwähnt, bei denjenigen Berufen, die traditionell auch freiberuflich ausgeübt werden können. Diese Berufsgruppen dürften beim Übergang in Selbständigkeit von einer erleichterten Beschaffung finanzieller Mittel profitieren.

Männer zeigen sich gegenüber Frauen signifikant erfolgreicher bei der Umsetzung der Absicht, sich selbständig machen zu wollen. Dieses Ergebnis bestätigt die bekannte geschlechtsspezifische Diskriminierung von Frauen bei der Realisierung beruflicher Ziele.

Interessant erscheint die Tatsache, daß der im vorhergehenden Untersuchungsschritt ermittelte Zusammenhang zwischen einer Ausstattung mit Haus- oder Grundbesitz und einem erfolgreichen Übergang in Selbständigkeit bei der Umsetzung der Absicht, in Selbständigkeit zu wechseln, ohne signifikante Wirkung bleibt. Dieses Ergebnis kann unterschiedlich interpretiert werden. Zum einen wäre es denkbar, daß sich die fest Entschlossenen auch durch das gewichtige Handicap einer unzureichenden Kapitalausstattung nicht von ihrer mit Nachdruck verfolgten Absicht, in Selbständigkeit wechseln zu wollen, abbringen lassen. Plausibler dürfte jedoch die Vermutung sein, daß Personen mit einer tendenziellen Neigung eines Status-Wechsels die mit einer fehlenden Kapitalausstattung verbundenen Schwierigkeiten einer Existenzgründung zum Zeitpunkt der ersten Befragung bereits antizipiert hatten und die Frage nach einer Wechsel-Absicht entsprechend zurückhaltend beantworteten.

<sup>47</sup> (Wenn auch nur auf einem 10%-Signifikanz-Niveau).

### 3.3 Die Zufriedenheit mit dem Haushaltseinkommen

Ein zentraler Aspekt der Entscheidung, sich selbständig zu machen, ist die Aussicht auf eine Verbesserung der Einkommenssituation (vgl. Abschnitt 2). Die im folgenden dargestellten Ergebnisse informieren darüber, ob sich diese Erwartung bereits in der ersten Phase der Existenzgründung erfüllte.

Bei der Betrachtung der Gesamtstruktur der ermittelten Ergebnisse überrascht zunächst der ausgeprägte Strukturbruch zwischen den beiden untersuchten Erhebungszeitpunkten.

Für den Befragungszeitpunkt 1990, das heißt vor dem Wechsel des Wirtschaftssystems, sind – mit Ausnahme des Geschlechts<sup>48</sup> und der Wochenarbeitszeit<sup>49</sup> – keine signifikanten Einflüsse der getesteten Merkmale auf die Zufriedenheit mit dem Haushaltseinkommen<sup>50</sup> zu beobachten. Hier zeigt sich der normativ vorgegebene nivellierende Effekt eines sozialistischen Entlohnungssystems, dem sich auch Selbständige aufgrund entsprechender Restriktionen der Expansions- bzw. Gewinnmöglichkeiten nicht entziehen konnten.

<sup>48</sup> Die etwas geringere Einkommenszufriedenheit der Männer könnte damit erklärt werden, daß zum Zeitpunkt der Befragung deren Einkommensabstand zum Westen deutlich höher ausfiel als jener der Frauen. Darüber hinaus ist zu vermuten, daß die erwartete höhere Kündigungswahrscheinlichkeit von Frauen deren aktuelle Einkommenszufriedenheit positiv beeinflusst.

<sup>49</sup> Die höhere Einkommenszufriedenheit der Arbeitnehmer mit längerer Arbeitszeit ist auf das in der ehemaligen DDR gültige Prämiensystem zurückzuführen, welches Überstunden auch finanziell honorierte.

<sup>50</sup> Im folgenden auch kurz: Einkommen.

<sup>51</sup> Die im folgenden diskutierten Einflußgrößen sind allerdings nur auf einem 10%-Niveau signifikant bzw. knapp signifikant.

Im Kontrast dazu weisen die für das Befragungsjahr 1991 ermittelten Koeffizienten eine deutliche Differenzierung aus<sup>51</sup>.

Für Erwerbstätige mit Abitur ist eine höhere Einkommenszufriedenheit festzustellen als für die Referenzgruppe der Personen mit Abschluß 10. Klasse. Der sich dahinter verbergende Effekt einer Differenzierung der Einkommen in Abhängigkeit von der Schuldauer bestätigt die Schooling-Hypothese der – eine marktwirtschaftlich verfaßte Wirtschaft mit leistungsgerechter Entlohnung voraussetzenden – Humankapitaltheorie.

Bei Personen mit hohem Berufsprestige ist ebenfalls eine höhere Zufriedenheit zu beobachten. Neben Personen mit höherer Schulbildung sind offensichtlich auch diese Berufsgruppen bereits kurz nach dem Wechsel des Wirtschaftssystems in der Lage, für ihre Arbeit eine leistungsgerechte Entlohnung durchzusetzen.

Eine höhere Wochenarbeitszeit führt zu einer höheren Einkommenszufriedenheit. Dieses Ergebnis ist mit Beschäftigungsverhältnissen im Stundenlohn bzw. finanziellen Überstundenregelungen zu erklären.

Bei dem vorliegenden Untersuchungsinteresse von hervor gehobener Bedeutung ist der signifikante positive Effekt, der von einem Selbständigen-Status auf die Einkommenszufriedenheit ausgeht. Der ermittelte Einfluß ist der höchste aller untersuchter Kovariaten. Dieses Ergebnis wird jedoch für Selbständige mit mangelhafter Schulbildung sowie für Selbständige mit einer überdurchschnittlich hohen Arbeitszeit relativiert; die entsprechenden Interaktionsterme weisen negative Effekte aus. Im ersten Fall wird erwartungsgemäß bestätigt, daß Qualifikationsunterschiede auch bei Selbständigen zu unterschiedlichen Ein-

**Tabelle 3: Determinanten der Zufriedenheit mit dem Haushaltseinkommen – Bivariates Random Effects Probit-Modell mit zeitvarianten Koeffizienten (Befragungsjahre 1990, 1991; Ostdeutschland)**

Variable	Koeffizient 1990	t-wert	Koeffizient 1991	t-wert
Konstante	-1.1640**	-4.280	-0.9132**	-3.898
Mann	-0.1600*	-2.192	-0.0790	-1.101
Alter	0.0045	1.208	-0.0049	-1.376
Schulabschluß: 8. Klasse	-0.0072	-0.077	-0.0552	-0.606
Abitur	0.0902	0.638	0.2230(+)	1.638
Berufsbildung: Meister	0.1331	1.047	0.1616	1.272
Ingenieur	0.1342	1.282	0.0922	0.903
Universität	0.1346	0.734	-0.2331	-1.316
Berufsprestige	-0.0117	-0.739	0.0273+	1.934
Unterqualifiziert beschäftigt	-0.0667	-0.858	0.0313	0.435
Wochenarbeitszeit	0.0103*	2.036	0.0091*	2.027
Selbständig	1.2691	1.383	0.9816+	1.660
Selbst.*Mann	0.0300	0.063	0.4491	1.085
Selbst.*Abschl. 8. Klasse	0.3187	0.887	-0.6021+	-1.795
Selbst.*Wochenarbeitszeit	-0.0284	-1.341	-0.0178+	-1.721
Varianzkomponente:	$\sigma_\alpha = 0.71$			
Korrelationskoeffizient:	$\rho_{1,2} = 0.33**$			
N	= 1747			
Log - L	= -2011.4			
LRS	= 60.8 (p < 0.001)			

Quelle: Eigene Auswertung des Sozio - ökonomischen Panels, Jahre 1990, 1991.

Referenzkategorien: - Schulabschluß: 10. Klasse,  
- Berufsbildung: keine/abgeschlossene Ausbildung.

Signifikanzniveaus: (+) (0.11); + (0.10); \* (0.05); \*\* (0.01).

Zur Operationalisierung der Variablen vgl. Abschnitt 3.

Korrelationskoeffizient:  $\rho_{1,2} = \sigma_\alpha / (\sigma_\alpha + \sigma_u)$

Log - L: Log - Likelihood,

LRS: Likelihood-Ratio-Statistic.



kommenserträgen führen. Das Ergebnis des zweiten Interaktionsterms ist ebensowenig überraschend: Mit abnehmendem Zeitbudget für Freizeitaktivitäten sinkt die Einkommenszufriedenheit.

Angesichts ausbleibender Statureffekte für 1990 (vgl. oben) läßt sich aufgrund dieser Ergebnisse zusammenfassend feststellen, daß der Selbständigenstatus über den Wechsel des Wirtschaftssystems hinweg inhaltlich neu zu definieren ist<sup>52</sup>.

Der ausgewiesene Korrelationskoeffizient ist hochsignifikant und bestätigt, daß die Spezifikation des Modells als nichtlineares Panelmodell mit unbeobachteter Heterogenität<sup>53</sup> adäquat ist.

Inhaltlich deutlich wird die Notwendigkeit der Kontrolle unbeobachteter Heterogenität bei der Analyse von Zufriedenheitsangaben bei der im vorliegenden Untersuchungszusammenhang zentralen Variablen „Selbständigkeit“. Die im Rahmen der Auswahl des adäquaten Modelltyps durchgeführten Pre-Tests ergaben für die univariate Probitschätzung des Jahres 1991 mit unverändertem exogenen Variablenatz einen signifikanten Einfluß dieses Status-Merkmals. Bei der Schätzung des bivariaten random effects-Modells hingegen ist dieser Einfluß nur schwach signifikant. Dieser Signifikanzabfall ist so zu interpretieren, daß ein Selbständigen-Status nicht per se eine höhere Zufriedenheit bewirkt, sondern vielmehr Personen mit einem - unbeobachteten - höheren „Zufriedenheitsniveau“ eher bereit sind, den Schritt in die Selbständigkeit zu wagen.

#### 4 Zusammenfassung und Schlußfolgerungen

Die vorliegende Studie analysiert mit Daten des Sozioökonomischen Panels der Jahre 1990 und 1991 verschiedene Aspekte der beruflichen Selbständigkeit in Ostdeutschland.

In einem ersten Teilschritt werden die Determinanten der Entscheidung, sich aus abhängiger Beschäftigung heraus selbständig zu machen, bestimmt. Eine solche Entscheidung treffen überdurchschnittlich oft Männer, Arbeitnehmer mit Meisterabschluß, Beschäftigte mit hohem Berufsprestige sowie Personen mit Haus- oder Grundbesitz. Demgegenüber sind Ingenieure, Personen mit unzureichender Schulbildung sowie Arbeitnehmer mit einer längeren Betriebszugehörigkeitsdauer in der Gruppe der „neuen“ Selbständigen unterrepräsentiert.

In einem zweiten Teilschritt wurde diese Statusentscheidung nur für diejenigen Personen untersucht, die zuvor eine entsprechende Absichtserklärung abgegeben hatten.

Es zeigt sich, daß Männer sowie Personen mit hohem Berufsprestige bei der tatsächlichen Umsetzung dieser Absicht am erfolgreichsten sind. Hingegen scheitern überdurchschnittlich oft diejenigen Personen, die zuvor den Verlust ihres Arbeitsplatzes befürchteten.

In einem dritten Teilschritt wurde als Proxy-Variable für die Einkommenshöhe von Selbständigen deren Zufriedenheit mit dem Haushaltseinkommen untersucht. Es zeigt sich, daß sich – auch bei Kontrolle unbeobachteter Heterogenität – die Determinanten dieser Zufriedenheit durch den Wechsel des Wirtschaftssystems entscheidend veränderten. Für das Jahr 1990 ergeben sich weder für den Selbständigkeits-Status noch mit Ausnahme des Geschlechts<sup>54</sup> und der Wochenarbeitszeit<sup>55</sup> – für die kontrollierenden Merkmale signifikante Einflüsse auf die Höhe der Zufriedenheit; diese erweist sich somit im alten sozialistischen Wirtschaftssystem als weitgehend nivelliert. Im Folgejahr ist bereits eine deutliche Differenzierung nach den untersuchten Merkmalen festzustellen. Männer, Personen mit Abitur, Erwerbstätige mit hohem Berufsprestige sowie Personen mit einer langen Wochenarbeitszeit weisen eine überdurchschnittlich hohe Zufriedenheit mit dem Haushaltseinkommen auf. Auch für Selbständige ist nun eine höhere Zufriedenheit zu beobachten, die allerdings bei Personen mit geringer Schulbildung oder langer Arbeitszeit relativiert wird.

Aus den ermittelten Ergebnissen lassen sich folgende wirtschaftspolitische Schlußfolgerungen ziehen:

Insgesamt zeigt sich, daß sich die Herausbildung eines Selbständigenstandes in den neuen Bundesländern nach den theoretisch erwarteten Mustern entwickelt. Bei der Unterstützung dieses Prozesses kann daher grundsätzlich auf die traditionellen Instrumente der Wirtschaftsförderung zurückgegriffen werden.

Die geringe Übergangsrate von Personen ohne Haus- und Grundbesitz in Selbständigkeit belegt die Existenz von Kapitalmarktrestriktionen. Da umfangreiche Finanzierungsdarlehen bereitstehen, ist zu prüfen, wie potentiellen Existenzgründern der Zugang zu diesen Mitteln erleichtert werden kann. Die bei einer Darlehensvergabe in aller Regel geforderten banküblichen Sicherheiten können offenkundig vielfach nicht beigebracht werden. Dieses Problem könnte durch eine erweiterte Haftungsfreistellung der Hausbanken entschärft werden. Gleichzeitig ist der Zeitbedarf für die Bereitstellung der Finanzmittel weiter zu verkürzen.

Die geringe Übergangsrate von Frauen in Selbständigkeit bestätigt die Notwendigkeit der für diesen Personenkreis bereits verfügbaren speziellen Förderprogramme.

Von Arbeitslosigkeit bedrohte Arbeitnehmer scheitern überdurchschnittlich oft bei der Umsetzung ihrer Absicht, sich selbständig zu machen. Es erscheint sinnvoll, das bestehende Instrumentarium des Arbeitsförderungsgesetzes zur Unterstützung des Schrittes in die Selbständigkeit auszubauen<sup>56</sup>. Dies könnte über eine Einbeziehung der Abgänger aus arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen in den förderberechtigten Personenkreis des § 55 a AFG realisiert werden<sup>57</sup>. Durch eine solche Öffnung würde die wirtschaftspolitisch wünschenswerte Strategie vieler Arbeitnehmer, einer drohenden Arbeitslosigkeit durch eine Existenzgründung offensiv zu begegnen, nachhaltig unterstützt werden.

<sup>52</sup> Eine umfassendere Analyse der Wohlfahrtseffekte des Wechsels in Selbständigkeit und ein Vergleich mit Erträgen betrieblicher Mobilität von abhängig Beschäftigten erfolgt in Büchel/Pannenberg (1993).

<sup>53</sup> Die geschätzte Relation  $\sigma_u/\sigma_{uu}$  (mit  $\sigma_{uu} = 1$ ) von 0.71 ist beachtlich hoch.

<sup>54</sup> Für Männer sind 1990 geringere Zufriedenheitswerte zu beobachten als für Frauen.

<sup>55</sup> Bei längerer Wochenarbeitszeit ergab sich für 1990 eine höhere Einkommenszufriedenheit.

<sup>56</sup> Die nach § 55 a AFG vorgesehenen Überbrückungshilfen für Arbeitslose, die in Selbständigkeit wechseln wollen, haben sich in Westdeutschland nach ersten empirischen Ergebnissen bewährt (vgl. Kaiser/Otto 1990).

<sup>57</sup> Ausführlicher zu diesem Aspekt: IAB (1992b).

## Statistischer Anhang

Aufgrund der inhaltlichen Überlegungen in Abschnitt 3.1 ist für den dritten Teilschritt der Untersuchung ein nichtlineares Panelmodell mit zeitvariablen Koeffizienten und balanced panel design zu schätzen. Dabei ist für unbeobachtete Heterogenität zu kontrollieren. Analog zu linearen Panelmodellen<sup>58</sup> kann dies im vorliegenden Fall mit dichotomer abhängiger Variable über einen fixed oder random effects – Ansatz erfolgen. Im Gegensatz zu linearen Modellen liefert die übliche fixed effects-Modellierung jedoch inkonsistente Schätzer<sup>59</sup>. Bei einer Formulierung der fixed effects in einem conditional logit-Ansatz<sup>60</sup> können lediglich Fälle mit einem Wechsel in der abhängigen Variable betrachtet werden. Diese Restriktion ist der gegebenen Fragestellung inhaltlich nicht angemessen. Daher wird ein bivariates random effects probit-Modell eingesetzt<sup>61</sup>.

Ausgangspunkt sei die folgende lineare Beziehung der latenten Variable  $S_{it}^*$  und dem Vektor der exogenen Variablen  $X_{it}$ :

$$(1) S_{it}^* = \beta_{0t} + X'_{it} \beta_t + \varepsilon_{it} \quad \text{mit } i = 1, \dots, N; t = 1, 2.$$

Die Störgrößenstruktur wird wie folgt spezifiziert:

$$(2) \varepsilon_{it} = \alpha_i + u_{it} \quad \text{mit}$$

$$\alpha_i \sim N(0, \sigma_\alpha^2),$$

$$u_{it} \sim N(0, \sigma_u^2),$$

$$E(\alpha_i u_{it}) = 0 \quad \text{für alle } i \text{ und } t,$$

$$E(u_{it} u_{js}) = 0 \quad \text{wenn } t \neq s \text{ oder } i \neq j,$$

$$E(\alpha_i \alpha_j) = 0 \quad \text{wenn } i \neq j.$$

Beobachtbar ist  $S_{it}^*$  über die dichotome Indikatorvariable  $S_{it}$ :

$$(3) S_{it} = \begin{cases} 1 & \text{für } S_{it}^* > 0, \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases}$$

Für gegebenes  $\alpha_i$  und Normierung<sup>62</sup> von  $\sigma_u^2 = 1$  läßt sich für jedes Individuum die bedingte Wahrscheinlichkeit  $P$  für beliebige Ausprägungen von  $S_{it}$  formulieren:

$$(4) P(S_{it} = s_{i1}, S_{it} = s_{i2} \mid X_{i1}, X_{i2}, \alpha_i) =$$

$$\prod_{t=1}^2 \Phi(\beta_{0t} + X'_{it} \beta_t + \alpha_i)^{s_{it}} (1 - \Phi(\beta_{0t} + X'_{it} \beta_t + \alpha_i))^{1 - s_{it}}$$

mit  $\Phi$ : Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung.

Gleichung (4) läßt sich aufgrund der Symmetrie der unterstellten Normalverteilung<sup>63</sup> vereinfachen zu:

$$(5) P(S_{it} = s_{i1}, S_{it} = s_{i2} \mid X_{i1}, X_{i2}, \alpha_i) =$$

$$\prod_{t=1}^2 \Phi[(2S_{it}-1)(\beta_{0t} + X'_{it} \beta_t + \alpha_i)].$$

Ersetzt man  $\alpha_i$  durch die standardnormalverteilte Zufallsgröße  $q_i$ , multipliziert Gleichung (5) mit der Dichtefunktion  $\varphi$  von  $q_i$  und integriert bezüglich  $q_i$ , so folgt der Likelihoodbeitrag  $L_i$  einer Person  $i$ :

$$(6) L_i = \int \prod_{t=1}^2 \Phi[(2S_{it}-1)(\beta_{0t} + X'_{it} \beta_t + \sigma_\alpha q_i)] \varphi(q_i) dq_i.$$

Aufgrund der unterstellten stochastischen Unabhängigkeit der individuellen Ausprägungen von  $S_{it}^*$  ergibt sich schließlich für die Likelihoodfunktion  $L$ :

$$(7) L = \prod_{i=1}^N \int \prod_{t=1}^2 \Phi[(2S_{it}-1)(\beta_{0t} + X'_{it} \beta_t + \sigma_\alpha q_i)] \varphi(q_i) dq_i.$$

Zur Berechnung dieser Likelihoodfunktion geben Butler/Moffitt (1982) effiziente numerische Algorithmen an.

## Literatur

Aghion, P./Howitt, P. (1990): A Model of Growth Through Creative Destruction. NBER working paper No. 3223.

Amemiya, T. (1986): Advanced Econometrics. Oxford.

Blanchflower, D./Oswald, A. (1990): What makes a young entrepreneur? Centre for Labour Economics LSE, Discussion Paper No. 373.

Börsch-Supan, A./Pfeiffer, F. (1990): Determinanten der Selbständigkeit in der Bundesrepublik Deutschland, Vortrag anlässlich der Abschlußtagung des SFB 3, 15. bis 17.10.1990 in Frankfurt/M.

Büchel, F./Pannenberg, M. (1992): Erwerbsbiographische Folgerisiken von Kurzarbeit und Arbeitslosigkeit. Eine empirische Analyse für Ostdeutschland. In: MittAB 2, S. 158-168.

Büchel, F./Pannenberg, M. (1993): Welfare Effects of Labor Mobility in Eastern Germany – A Comparison between Benefits from Switching into Self-Employment and Gains from Job Turnover. In: Buttler, F./Wagner, G./Schwarze, J. 1993: Labor Market Dynamics in Germany, im Erscheinen.

Bundesministerium für Wirtschaft (BMWi) (1991): Wirtschaftliche Förderung in den neuen Bundesländern. Bonn.

Butler, J. S./Moffitt, R. (1982): A computationally efficient quadrature procedure for the one – factor multinomial probit model. In: Econometrica, Vol. 50, No. 3, S. 761-764.

Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW)/Institut für Weltwirtschaft (IfW) (1991): Gesamtwirtschaftliche und unternehmerische Anpassungsprozesse in Ostdeutschland (Dritter Bericht). In: DIW – Wochenbericht Nr. 39/40.

Evans, D. S./Jovanovic, B. (1989): An estimated model of entrepreneurial choice under liquidity constraints. In: Journal of Political Economy, Vol. 97, No. 4, S. 808-827.

Evans, D. S./Leighton, L. S. (1989): Some empirical aspects of entrepreneurship. In: American Economic Review, Vol. 39, S. 519-535.

Friedrich-Ebert-Stiftung (1991): Investitionsförderung in Ostdeutschland, Reihe „Wirtschaftspolitische Diskurse“ Nr. 22.

Heckman, J. J./Willis, R. (1976): Estimation of a Stochastic Model of Reproduction: An Econometric Approach. In: Terleckyj, N.: Household Production and Consumption, New York: National Bureau of Economic Research (NBER).

Hsiao, C. (1986): Analysis of Panel Data. Cambridge.

Hübler, O. (1991): Was unterscheidet Freiberufler, Gewerbetreibende und abhängig Beschäftigte?. In: MittAB 1, S. 101-114.

Hübler, O. (1992): Selbständige in Ostdeutschland. Eine theoretische und mikroökonomische Analyse, unveröffentlichtes Manuskript.

Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) (1992a.): Arbeitsmarktpolitik kann Existenzgründungen in Ostdeutschland flankieren. Kurzbericht Nr. 13 vom 1.7.1992.

Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) (1992b.): Überbrückungsgeld auch für Abgänger aus arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen ratsam. Kurzbericht Nr. 14 vom 3.7.1992.

<sup>58</sup> Vgl. Hsiao (1986), Kapitel 3.

<sup>59</sup> Hsiao (1986), S. 159 ff.

<sup>60</sup> Vgl. z. B. Maddala (1987), S. 315-317.

<sup>61</sup> Das im folgenden dargestellte Modell wurde erstmals von Heckman/Willis (1976) vorgestellt.

<sup>62</sup> Als Voraussetzung für die Identifikation der Koeffizienten.

<sup>63</sup> Vgl. Rensdel (1992), S. 4-4.

- Institut der Deutschen Wirtschaft (IW) (1992): Existenzgründungen. Chancen für Arbeitslose. In: *iwd*, Nr. 37 (10.9.1992), S. 6-7.
- Kaiser, M./Otto, M. (1990): Übergang von Arbeitslosigkeit in berufliche Selbständigkeit. Erste Ergebnisse aus IAB-Verlaufserhebungen bei Überbrückungsgeld-Empfängern nach § 55 a AFG der Jahre 1986-1988. In: *MittAB* 2, S. 284-299.
- Lechner, M./Pfeiffer, F. (1992): Planing for self-employment at the beginning of a market economy. Evidence from individual data of east german workers. DIW Discussion Paper No. 42.
- Lucas, R. E. (1978): On the size distribution of business firms. In: *Bell Journal of Economics*, No. 9, S. 508-523.
- Maddala, G. S. (1987): Limited Dependent Variable Models Using Panel Data. In: *Journal of Human Resources* vol. XXII /3, S. 307-338.
- Min, P. G. (1984): From white-collar occupations to small business: Korean Immigrants Occupational adjustment. In: *Sociological Quarterly*, No. 11, S. 333-352.
- Projektgruppe ‚Das Sozio-ökonomische Panel‘ (1991): Das Sozio-ökonomische Panel (SOEP) im Jahre 1990/91. In: *Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung*, Heft 3/4, S. 146-155.
- Rendtel, U. (1992): Ökonometrische Modelle für Paneldaten, unveröffentlichtes Manuskript.