

Lechner, Michael; Pfeiffer, Friedhelm; Wagner, Gert G.

Working Paper — Digitized Version

Die Arbeitsmarkterwartungen in der DDR kurz vor der Währungsunion

DIW Discussion Papers, No. 22

Provided in Cooperation with:

German Institute for Economic Research (DIW Berlin)

Suggested Citation: Lechner, Michael; Pfeiffer, Friedhelm; Wagner, Gert G. (1991) : Die Arbeitsmarkterwartungen in der DDR kurz vor der Währungsunion, DIW Discussion Papers, No. 22, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/95724>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.



Diskussionspapiere
Discussion Papers

Diskussionspapier Nr. 22

Die Arbeitsmarkterwartungen in der DDR
kurz vor der Währungsunion

von Michael Lechner¹⁾, Friedhelm Pfeiffer¹⁾ und Gert Wagner²⁾

Die in diesem Papier vertretenen Auffassungen liegen ausschließlich in der Verantwortung des Verfassers und nicht in der des Instituts.

Opinions expressed in this paper are those of the author and do not necessarily reflect views of the Institute.

Diskussionspapier Nr. 22

Die Arbeitsmarkterwartungen in der DDR
kurz vor der Währungsunion

von Michael Lechner¹⁾, Friedhelm Pfeiffer¹⁾ und Gert Wagner²⁾

Mannheim und Berlin im Mai 1991

1) Institut für Volkswirtschaftslehre und Statistik der Universität Mannheim.

2) Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin-Dahlem.

Die Arbeitsmarkterwartungen in der DDR

kurz vor der Währungsunion

Michael Lechner¹⁾, Friedhelm Pfeiffer¹⁾ und Gert Wagner²⁾³⁾

O Problemaufriß

Erwartungen spielen im Wirtschaftsleben eine zentrale Rolle. Die Erwartungsbildung baut normalerweise auf Erfahrungen auf, die mehr oder weniger rational und effizient genutzt werden. Vor diesem Hintergrund ist es wichtig zu wissen, wie der Erwartungsbildungsprozeß der Bürger eines Landes aussieht, das sich in einem weitgehend selbst gewünschten gesellschaftlichen Transformationsprozeß befindet, der alle Bereiche des wirtschaftlichen, politischen und privaten Lebens verändern wird.

Im Juni 1990 war klar, daß auch das alte Wirtschaftssystem der DDR endgültig zerbrochen war. Während der Austausch der politischen Systeme durch die Übernahme fast aller Gesetze und des demokratischen Systems aus Westdeutschland offensichtlich, und durch mehrere Wahlen auch erfahrbar war, galt das sicher für das Marktwirtschaftssystem in diesem Maße noch nicht. Frei vereinbarte Löhne und Preise waren zu dieser Zeit als verlässliche Signale nicht verfügbar; Börsen waren unbekannt.

Der Arbeitsmarkt der ehemaligen DDR war von wichtigen Besonderheiten gekennzeichnet. Da die Arbeitsplätze staatlich garantiert wurden, gab es offiziell keine Arbeitslosigkeit. Als individuelles Schicksal war Arbeitslosigkeit nur aus den Verhältnissen in den westlichen Industriestaaten bekannt. So konnten Arbeitsmarkterwartungen nicht das Ergebnis eines langen Lernprozesses sein. Umso interessanter ist die Frage, inwieweit die Menschen in der DDR, die keinerlei eigene Erfahrungen mit einem marktwirtschaftlichen System hatten, rationale Erwartungen bezüglich eines möglichen Arbeitsplatzverlustes haben. Dies soll anhand von individuellen und branchenbezogenen Merkmalen geprüft werden, von denen bekannt ist, daß sie Einfluß auf die Arbeitsmarktchancen haben⁴⁾. Die Ost-Stichprobe des Sozio-Ökonomischen Panels liefert für den Juni 1990 einen reichhaltigen Datensatz, der ökonomisch für diese Frage nach Arbeitsmarkterwartungen ausgewertet wird⁵⁾.

1 Institut für Volkswirtschaftslehre und Statistik der Universität Mannheim.

2 Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin-Dahlem.

3 Die ersten beiden Autoren danken der DFG für finanzielle Unterstützung und - zusammen mit dem DIW - für einen Forschungsaufenthalt in Berlin. Desweiteren danken wir Helmut Seitz, Ute Hagen, Mitarbeitern des Instituts für Soziologie und Sozialpolitik und des Instituts für Wirtschaftswissenschaften an der ehemaligen "Akademie der Wissenschaften der DDR" in Berlin für wichtige Hinweise über die wirtschaftliche und ökologische Situation der DDR. Insbesondere danken wir Linda Giesecke-O'Shea für die hervorragende Vorbereitung dieser Arbeit.

4 Die noch spannendere Frage, inwieweit Erwartungen individuell realisiert werden, kann erst nach der zweiten bzw. dritten Welle des zugrundeliegenden Panels analysiert werden.

5 Im SOEP-Ost wurde auch danach gefragt, ob ein Haushalt bzw. eine Person in diesem Haushalt plant, in den Westen umzuziehen. Dies wurde nur von 28 Haushalten bejaht. Diese Größenordnung von etwas weniger als 2% aller Haushalte hat sich in Anbetracht der Entwicklung

Der folgende erste Abschnitt dieses Papiers enthält eine Übersicht über die uns bekannte Literatur zu dieser Art der Erwartungen und die Formulierung eines einfachen theoretischen Modells. Im 2. Abschnitt werden das ökonometrische Modell und die Test- und Schätzverfahren vorgestellt. Anschließend, im 3. Abschnitt, wird die zugrundeliegende Datenbasis, die DDR-Basisbefragung des Sozio-Ökonomischen Panels (SOEP-Ost) vorgestellt. Es folgt im 4. Abschnitt die Beschreibung unserer Teilstichprobe und der exogenen Variablen. Im 5. Abschnitt werden die Schätz- und Testergebnisse diskutiert. Der 6. Abschnitt enthält die Schlußfolgerungen.

1 Erwartungen in der Literatur und ein einfaches Modell der Erwartungshaltung der Erwerbstätigen in der DDR

1.1 Erwartungen in der Literatur

Erwartungen beziehen sich auf ein zukünftiges Ereignis, daß teilweise oder gar nicht unter der Kontrolle des Individuums steht. Erwartungen werden in Erfahrungsprozessen gebildet und hängen - neben psychologischen Faktoren - von der dem Individuum im Zeitpunkt der Erwartungsbildung zur Verfügung stehenden Informationsmenge und den Vorstellungen über das dem Problem zugrundeliegende Modell ab. Der Vertrauensgrad in die Erwartungen hängt dabei von der Stabilität und Vorhersagbarkeit der ökonomischen und politischen Umwelt und von der eigenen Informationsgewinnung und Verarbeitung ab (vgl. Winsperger 1988).

1.1.1 Theorie

Ansätze zu einer mikroökonomischen Theorie der Erwartungsbildung sind in der ökonomischen Literatur bislang eher dünn gesät. Ein Weg, der häufig gegangen wird, ist die Ableitung der optimalen Informationsbeschaffung angesichts von Informationsbeschaffungskosten und verschiedener Arten von Unsicherheit, z. B. Unsicherheit über das der Ökonomie zugrundeliegende wahre Modell (vgl. Fuhrer 1986). Eine weitere Möglichkeit besteht darin, Erwartungen direkt als Argument der Nutzenfunktion zu betrachten. Neben der Arbeit von Ravallion (1986) scheint uns hier insbesondere die Theorie der kognitiven Dissonanz in der Formulierung von Akerlof und Dickens (1984) von Bedeutung zu sein. Diese aus der Psychologie kommende Theorie geht von folgenden Annahmen aus: "First, persons not only have preferences over states of the world, but also over their beliefs about the state of the world. Second, persons have some control over their beliefs; not only are people able to exercise some choice about belief given available information, they can also manipulate their own beliefs by selecting sources of information likely to confirm 'desired' beliefs. Third, it is of practical importance for the application of our theory, that believes one chosen persist over time" (S. 307). D.h. u.a., daß eine Verän-

seit dem Juni 1990 als realistische Angabe erwiesen, aber die Fallzahl ist zu gering, um einen Zusammenhang mit anderen Erwartungen, also z.B. dem Arbeitsplatzverlust, empirisch testen zu können. Um zu auswertbaren Ergebnissen zu gelangen, wird die Frage nach Wanderungsabsichten in den nächsten SOEP-Wellen in "weicherer" Form gestellt werden.

derung der Erwartungen den Nutzen per se verringert. Diese Art des Verhaltens, die aus psychologischen Prämissen abgeleitet wird, steht im Gegensatz zu den ansonsten in der Mikroökonomie üblichen Prämissen. Ein Weg zur Integration dieses Konzeptes besteht in der Aufnahme der entsprechenden Kosten, z.B. verursacht durch entstehende Fehler und Informationsbeschaffung, in die Budgetbeschränkung.

Die Implikationen der Theorie der kognitiven Dissonanz für den Modernisierungsprozeß einer Volkswirtschaft wird von Hirschman (1965) diskutiert und erhält heute wieder eine aktuelle Bedeutung⁶). Hirschman diskutiert am Beispiel eines "Entwicklungslandes" das Problem, daß sich eine Gesellschaft mit traditionellen Werten für eine Marktwirtschaft entschieden hat, ohne daß die Werteinstellung oder Weltanschauungen der Menschen sich bereits geändert hätten. Unter diesen Umständen stellt sich die Frage, ob und wie lange es dauert, bis sich die Menschen schließlich individualistische Werte und eine für die Marktwirtschaft notwendige Leistungsmotivation mit der Bereitschaft, persönliches Risiko zu tragen, aneignen und welche Konsequenzen dieser allmähliche Abbau der kognitiven Dissonanzen für den Entwicklungsverlauf hat. Diese Fragestellung trifft auf die Gesellschaft und die Menschen in der ehemaligen DDR wahrscheinlich zu, die sich politisch den marktwirtschaftlichen Werten angeschlossen haben, aber damit nicht auch gleichzeitig alle in 40 Jahre erworbenen individuellen Werte, Lebensauffassungen usw. abgelegt haben (vgl. dazu auch Pesche 1991). Für das Entwicklungsland seiner theoretischen Analyse kommt Hirschman zu einem skeptischen Schluß: "Because, in the case of the former country these motivations are being laborously acquired ex-post and enroute, its path will be more halting and circuitous and its typical personality may well be subject to particularly strong tension between traditional and modern values" (Hirschman 1965, S. 393). Inwieweit diese Schlußfolgerung auch für die ehemalige DDR zutrifft, kann hier nicht abschließend diskutiert werden. Außerdem geht es in dieser Arbeit ja um Arbeitsplatzwartungen, die zwar für die Individuen von zentraler Bedeutung sind, aber an sich wenig über die Weltanschauung aussagen.

Neben der Theorie der kognitiven Dissonanz werden in der psychologischen Literatur weitere Konzepte und Faktoren erörtert, die die Erwartungsbildung steuern (vgl. für eine Übersicht van den Abeele 1988). Eine Vorstellung, die wir für unser Modell verwenden, lautet, daß Erwartungen aufgrund weniger, einfach zugänglicher und einfach zu interpretierender Informationen gebildet werden. Entsprechende psychologische Untersuchungen haben konkret gezeigt, daß Erwartungen von Medien mitbeeinflusst werden und von gesellschaftlichen Stimmungen abhängen, die sich heutzutage wiederum sehr schnell mit Hilfe der Medien in der Bevölkerung oder in bestimmten Schichten ausbreiten (siehe van Raaij 1989).

Neben den bislang genannten Bestimmungsgründen der Erwartungsbildung, die in einem bestimmten Zeitpunkt zu einer Erwartungshaltung führen, gibt es weitere psychologische Faktoren wie Lebenseinstellungen ("Werte"), die unabhängig von aktuellen Situationen definitionsgemäß entscheidend für die Erwartungshaltung und -bildung sind. Hey (1984) unterscheidet zwischen Optimisten, Pessimisten und Realisten.

6 Eine umfassende empirische Überprüfung der Theorie der Kognitiven Dissonanz setzt als Datenbasis Paneldaten voraus.

Ein Pessimist zeichnet sich dadurch aus, daß er die Wahrscheinlichkeit von Ereignissen, die einen negativen Einfluß auf seine Wohlfahrt ausüben, höher bewertet als die objektiv vorhandenen Wahrscheinlichkeiten. Bei Ereignissen, die einen positiven Einfluß für den Pessimisten haben, bleibt die Wahrscheinlichkeit dagegen unverändert. Ein Optimist wertet entsprechend spiegelbildlich die Wahrscheinlichkeit von positiven Ereignissen höher als sie tatsächlich sind. Die Erwartungen von Personen, die ansonsten identisch sind, werden daher nur noch vom Grad des individuellen Optimismus abhängen. Ein so definierter Optimist oder Pessimist wird auch trotz häufiger Beobachtungen immer "verzerrte" Erwartungen haben. Obgleich in unserem Fall niemand die objektiven Wahrscheinlichkeiten für den Arbeitsplatzverlust kennt, kann man versuchen, dieser Unterscheidung zwischen Optimisten und Pessimisten empirisch Rechnung zu tragen.

1.1.2 Empirische Tests in der Literatur

Erwartungsbildungshypothesen und ihre Implikationen für makroökonomische Fragestellungen sind in zahlreichen theoretischen und empirischen Arbeiten studiert worden, für eine Zusammenfassung und kritische Würdigung vgl. z. B. Holden, Peel und Thompson (1985), Barro (1984) und Lovell (1986).

In aller Regel geht es in den empirischen Arbeiten um die Frage, ob die Wirtschaftssubjekte rationale Erwartungen bezüglich solcher ökonomischer Variablen wie Preisniveau und Lohnentwicklung haben. Die Erwartungen der Wirtschaftsakteure werden mit Hilfe von regelmäßigen Befragungen studiert. Viele empirische Arbeiten behandeln die Preiserwartungen von Unternehmen, da hier mittlerweile in einer Reihe von Industrieländern hinreichend viele Daten auf der Mikroebene vorliegen, für Deutschland z. B. die Daten des IFO-Instituts, München.

Ein wichtiger methodischer Aspekt der mikroökonomischen Erwartungsliteratur bezieht sich auf die Erstellung quantitativer Prognosen mittels qualitativer Variable (vgl. z. B. Kanoh und Li 1990, Pesaran 1984 und Seitz 1989), da die Antworten nur in kategorialer Form vorliegen. Bei dieser Vorgehensweise geht allerdings die mikroökonomische Interpretation der Ergebnisse verloren, wie Gourieroux (1984) in seinem Kommentar zu Pesaran (1984) zeigt. Das gilt nicht, wenn man die Antworten der Wirtschaftssubjekte, die ja nur in ordinaler Form vorliegen, direkt bestimmt. McIntosh et al. (1986) und König und Zimmermann (1985) gehen in ihren Arbeiten diesen Weg. Die Erstgenannten modellieren die Erwartungen bezüglich der Output- und Beschäftigungsentwicklung von Unternehmen beim Vorhandensein konvexer Anpassungskosten und Unsicherheit über die Nachfragentwicklung. Diese Schätzung erfolgt mit dem ordinalen Probitmodell im Querschnitt. Sie haben Individualdaten zur Verfügung, in denen die Unternehmen z. B. angeben ob sie erwarten, daß die Beschäftigung in der nächsten Zeit konstant bleibt, steigen oder abnehmen wird. Die Letztgenannten analysieren die geplanten Beschäftigungsveränderungen mit den IFO-Daten von 1990 im Rahmen eines binären Probitmodells. Es wird nicht weiter untersucht, wie sich die Erwar-

tungen im Zeitablauf ändern und ob die Erwartungsbildung rational im Sinne der Theorie ist (vgl. dazu z.B. Zimmermann 1986).

1.2 *Ein einfaches Modell der Erwartungshaltung der Erwerbstätigen in der DDR kurz vor der Währungsunion*

Aufgrund der Einmaligkeit der Umbruchsituation in der ehemaligen DDR bzw. den neuen Bundesländern⁷⁾ (Ostdeutschland) und aufgrund der Tatsache, daß die Marktwirtschaftsmechanismen zum Untersuchungszeitpunkt noch nicht selbst erlebt werden konnten, gehen wir davon aus, daß sich die Erwartungen der Erwerbstätigen in der DDR an den Branchen- Umwelt- und Betriebsgrößenstrukturen in Westdeutschland und an Expertenmeinungen zu dem notwendigen Strukturwandel ausgerichtet haben könnten.

Unser "theoretisches" Modell bezüglich der Erwartungshaltung des Arbeitsplatzverlustes läßt sich so zusammenfassen:

$$(1.1) \quad E_i = W_i(X_{1i}, X_{2i}, L_i, \beta_1, \beta_2, \gamma, u_i) \quad i=1, \dots, N,$$

wobei E_i die zu erklärende, üblicherweise unvollständig, oder nur ordinal beobachtbare Erwartungshaltung von Individuen ist. Die Komponenten, die E_i erklären sollen, unterteilen wir in vier Gruppen, hier X_1 , X_2 , L , und u genannt.

Unter X_1 fassen wir alle Faktoren zusammen, die die jetzige und zukünftige ökonomischen Situation des Unternehmens charakterisieren, in dem man beschäftigt ist ("eigenes Unternehmen"). Hierunter fallen neben unternehmensspezifischen Faktoren auch unternehmensübergreifende Faktoren, wie die Entwicklung der Branchen bzw. die der makroökonomischen Gesamtsituation ("betriebliches Umfeld").

Die Variablengruppe X_2 steht für Informationen über die eigene, auch karrierebezogene Situation im jeweiligen Betrieb, und darauf aufbauend über eventuelle zukünftige Berufsaussichten ("individuelle Arbeitsmarktchancen").

In L wird der Einfluß individueller Lebenseinstellungen und gesellschaftlicher Stimmungen, zusammengefaßt ("Präferenzen"). Dazu gehören auch exogene Umwelteinflüsse und politische Schocks.

β und γ sind die zu bestimmenden Koeffizientenvektoren. u ist eine nicht beobachtbare Komponente, die wir als unbeobachtbarer Teil des Informationsflusses, bzw. Streuung der Lebensauffassungen aufgrund nicht beobachtbarer Persönlichkeitsmerkmale auffassen wollen.

Um dieses Modell für die empirische Analyse einfach überprüfbar zu machen, nehmen wir folgende lineare Form von W an, die umfangreichen Tests unterworfen wird:

7 Der vielbenutzte Begriff "Neue Bundesländer" oder gar "Fünf Neue Bundesländer (FNL)" ist nicht ganz exakt, da Ost-Berlin begrifflich ausgeschlossen wird. Der korrekte Begriff "Beitrittsgebiet" ist nicht gebräuchlich. Wir verwenden im folgenden aus sprachlichen Gründen - trotz der Ungenauigkeit - an geeigneter Stelle den Begriff "Neue Bundesländer".

$$(1.2) \quad E_i = F_i(X_{1i}, X_{2i}, \beta_1, \beta_2) + L_i \gamma + u_i \quad i = 1, \dots, N.$$

Die Funktion F_i gibt den Einfluß der Informationsverarbeitungskapazität, eventuell vorhandener Informationsbeschaffungskosten oder einfach selektiver Wahrnehmungsprozesse wieder ("Informationsverarbeitungstechnologie"). F_i besteht z.B. aus Indikatoren, die von der Bildung oder der Verfügbarkeit eines Telefons bzw. westdeutscher Medien abhängen können. Diese allgemeine Formulierung erlaubt es, den Einfluß verschiedener Informationsmengen der Erwerbstätigen in den einzelnen Bereichen des Arbeitslebens zu studieren. Dabei können diese Informationsmengen das Ergebnis eines besonderen, nicht allgemein gültigen Zugangs zu Informationen sein (z. B. wenn ein Meister andere betriebliche Informationen erhält als ein Ungelernter) oder das Ergebnis einer personen- oder gruppenspezifischen Informationsverarbeitung sein (z. B. selektieren Menschen mit verschiedenem Bildungsabschluß oder sozialen Hintergrund aus den verfügbaren Informationen verschieden). Da für die einzelnen Informationen der Zugang zu ganz unterschiedlichen Informationsmengen (1,...,F) wichtig sein kann, wollen wir F_i mittels additiver Indikatorfunktionen $I(i, s)$ beschreiben. Die Indikatorfunktion $I(i, s)$ sei eins, wenn Individuum i Zugang zur Informationsmenge s aus 1,...,F hat. Somit ergibt sich die folgende Spezifikation:

$$(1.3) \quad F_{ji}(X_{ji}, \beta_j) = \sum_{k=1}^{K_j} \left(\sum_{s=1}^S I(i, s) X_{kji} \beta_{jks} \right) \quad j = 1, 2 ; i = 1, \dots, N .$$

$$(1.4) \quad F_i(X_{1i}, X_{2i}, \beta_1, \beta_2) = F_{1i}(X_{1i}, \beta_1) + F_{2i}(X_{2i}, \beta_2) \quad i = 1, \dots, N .$$

Die lineare Form in (3) und (4) zusammen mit der Verwendung von Indikatorfunktionen führt zu einer Variation der Koeffizienten über die Individuen. Diese Variation wird über den Zugang zu den einzelnen Informationsmengen gesteuert. Aufgrund unserer Annahmen ist das Gesamtmodell nun in eine einfach schätzbare lineare Form gebracht werden.

Hinter der additiven Verbindung von F und L steht die durchaus restriktive Annahme, daß die Lebenseinstellung und die allgemeine gesellschaftliche Stimmung (L) linear und nicht z.B. multiplikativ die Erwartungshaltung beeinflussen. Das bedeutet, daß die Wahrnehmung des wirtschaftlichen Umfeldes nicht von der Lebenseinstellung und den gesellschaftlichen Stimmungen abhängt.

Bevor wir die Ergebnisse unserer Schätzung vorstellen, wird die ökonometrische Vorgehensweise erläutert.

2 Das ökonometrische Modell

Wie wir im vorherigen Abschnitt gesehen haben, läßt sich unter unseren restriktiven Annahmen das zugrundeliegende latente Modell in folgender, linearer Form schreiben:

$$(2.1) \quad y_i^* = V_i \theta + u_i \quad i = 1, \dots, N;$$

dabei steht y_i^* für die unbeobachtete, endogene Variable, V für den $1 \times k$ dimensionalen Vektor der erklärenden Variablen, und u_i ist ein identisch und unabhängig (iid) verteilter Störterm mit der Verteilungsfunktion $G(\cdot)$. Beobachtet wird allerdings nur y_i , und zwar als

$$(2.2) \quad y_i = \begin{cases} 1 & \text{falls } c_0 < y_i^* \leq c_1 \\ 2 & \text{falls } c_1 < y_i^* \leq c_2 \\ \dots & \dots \\ M & \text{falls } c_{M-1} < y_i^* \leq c_M. \end{cases}$$

$c = (c_0, \dots, c_M)$ ist ein Vektor nicht beobachtbarer und für alle Beobachtungen identischer Schranken. Es liegt an der ordinalen Struktur des Modells, daß nicht alle Parameter (c , θ , σ) identifiziert werden können. Zur Vereinfachung der Berechnungen wählen wir folgende Normierungen: $c_0 = -\inf$, $c_M = +\inf$, $\sigma = \bar{\sigma}$ ($\bar{\sigma}$ ist je nach Annahme über $G(\cdot)$ verschieden); und X enthalte keine Spalte mit einer Konstanten⁸.

Beliebte Spezifikationen für $G(\cdot)$ stellen die Standardnormalverteilung und die logistische Verteilung ($\sigma^2 = \pi^2/3$) dar. Die Schätzung dieser beiden Modelle mittels Maximum Likelihood ist aufgrund der globalen Konkavität der Zielfunktion unproblematisch und wird intensiv in Maddala (1983) diskutiert. Wir verwenden zur Optimierung in den ersten Iterationen die Methode von Berndt et. al. (Berndt et al. 1977) und für die endgültige Konvergenz die Newton-Raphson Methode.

Da wir uns im üblichen Maximum Likelihood Rahmen bewegen, stehen uns (mindestens) fünf verschiedene Schätzer der asymptotischen Varianz/Kovarianzmatrix von $(\theta, c)'$ zur Verfügung:

- (i) die negative Inverse der Hessematrix (H^{-1})
- (ii) die Inverse der Matrix des äußeren Produktes der Gradienten (OPG^{-1})
- (iii) die Inverse des Stichprobenmittels der Informationsmatrix (I^{-1})
- (iv) White's (1982) "robuste" Schätzung mit $H: H^{-1} OPG H^{-1}$
- (v) White's "robuste" Schätzung mit $I: I^{-1} OPG I^{-1}$

⁸ Im Unterschied dazu wird im binären Probit- oder Logitmodell $c_1 = 0$ gesetzt und dafür eine Konstante in X zugelassen.

Im Falle, daß der ML-Schätzer aufgrund einer Fehlspezifikation nur noch konsistente, aber nicht mehr asymptotisch effiziente Ergebnisse liefert, erhält man nur noch mit den Methoden (iv) und (v) eine konsistente Schätzung der asymptotischen Varianz/Kovarianzmatrizen⁹⁾.

Da diese Art von Modellen sehr starke Annahmen über die Verteilung $G(\cdot)$ und die Linearität $(V \Theta)$ benötigt, deren Verletzung i.a. zur Inkonsistenz der Parameterschätzungen führt (vgl. Gabler et al. 1990), ist die Durchführung von Spezifikationstests dringend geboten. Die im folgenden beschriebenen Lagrange-Multiplikator (LM)-Tests sind in den angeführten Quellen ausführlich beschrieben und für binäre Logit-, Probit- und Semi-nicht-parametrische Modelle angewendet worden. Dabei wurde die "robuste" Version der LM-Tests (White 1982) bevorzugt.

Bei einem LM-Test auf funktionale Form und fehlende wichtige erklärende Variablen werden höhere Polynome und evt. Logarithmen der stetigen Regressoren und die potentiell fehlenden Variablen (sofern beobachtet) in V eingeschlossen. Man testet dann die Hypothese, ob die zusätzlichen Koeffizienten einzeln oder gemeinsam in Gruppen Null sind.

Zum Test auf Homoskedastie spezifizieren wir folgendes latentes Modell:

$$(2.3) \quad y_i^{**} = V_i \theta + \bar{u}_i \quad \text{mit} \quad \bar{\sigma}_i = \bar{\sigma} \exp(Z_i \psi).$$

Z_i enthält Variablen, die potentiell für variable Varianzen verantwortlich sein können. Z kann, muß aber nicht, Elemente von X enthalten. γ ist ein Koeffizientenvektor. (2) ist beobachtungsäquivalent mit

$$(2.4) \quad y_i^{**} = V_i \theta / \exp(Z_i \psi) + u_i \quad \text{mit} \quad \sigma_i = \bar{\sigma}.$$

Mit Hilfe des LM-Tests überprüft man die Hypothese, daß alle Elemente des Koeffizientenvektors gleich null sind.

Der Test für die Verteilungsannahme hängt natürlich von der Spezifikation von $G(\cdot)$ ab. Für die logistische Verteilung bietet sich die Burr(II) Verteilung mit der folgenden Verteilungsfunktion als zu testender Alternative an, da sie die logistische Verteilung als Spezialfall enthält und eine Abweichung von der Symmetrie in beide Richtungen zuläßt:

$$(2.5) \quad G(v) = \frac{1}{[1 + \exp(-v)]^\alpha} \quad \alpha > 0.$$

Es muß getestet werden, ob α gleich eins ist. Der Test für die Normalverteilung kann gemäß den Prinzipien von Bera et. al. (1984) gegen die Pearson-Familie von Verteilungen durchgeführt werden. Um einen allgemeineren Spezi-

9 Für eine weitere theoretische Diskussion siehe auch Gourieroux und Monfort (1989); für Anwendungen dieser Methode in Probit-, Logit- und Tobit- Modellen siehe z.B. Laisney et al (1990) und Lechner (1991).

fikationstest zu haben, testen wir die Hypothese auf Homoskedastie und Verteilung auch gemeinsam.

3 *Datenbasis: Die DDR-Basiserhebung 1990 des Sozio-Ökonomischen Panels (SOEP)*

Die DDR-Basisbefragung des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP) stellt die erste Welle einer Wiederholungsbefragung in den neuen Bundesländern dar (SOEP-Ost). Das SOEP läuft in der alten Bundesrepublik Deutschland seit 1984 (vgl. Projektgruppe Panel 1990), dadurch steht eine vergleichbare Datenbasis für Mikroanalysen im Westen wie im Osten Deutschlands zur Verfügung (vgl. zur Ost-Stichprobe Schupp und Wagner 1990). Mit dem SOEP werden Informationen über Privathaushalte erhoben, wobei alle 16jährigen und älteren Personen eines Haushaltes befragt werden. Nach der 7. Welle umfaßt die West-Stichprobe 4500 Haushalte mit über 9000 Befragten. Die Ost-Basisbefragung umfaßt 2179 Haushalte mit 4453 Befragten. Ähnlich wie die US-amerikanische Vorbildstudie "Panel Study of Income and Dynamics" ist das SOEP als Datenbasis für unterschiedliche soziologische und ökonomische Fragestellungen angelegt. Dadurch stehen eine Vielzahl von objektiven und subjektiven Indikatoren zur Verfügung, die für die Analyse von Erwartungen besonders geeignet sind.

Das SOEP ist eine geschichtete Zufallsstichprobe, die repräsentativ für die gesamte Bundesrepublik Deutschland ist. Sie erfüllt empirisch zumindest die "independent"-Annahmen der iid-Annahme der ökonometrischen Modelle; allerdings muß beachtet werden, daß die Unabhängigkeit der Antworten innerhalb eines Haushaltes nicht gewährleistet ist. Im folgenden wird dies nicht modelliert; im Prinzip ergeben sich hier reizvolle Möglichkeiten der Modellierung von Haushaltszusammenhängen bzw. der haushaltsweisen Berücksichtigung nicht-beobachteter Heterogenität. Bereits bei einer Trennung der Schätzungen nach dem Geschlecht der Befragten (bzw. einer Interaktion aller Variablen mit dem Geschlecht) ist die iid-Annahme weitgehend erfüllt, da in den meisten Haushalten nur zwei Personen (d.h. Mann und Frau) erwerbstätig sind.

Die Befragungen des SOEP werden mit mündlichen Interviews durchgeführt. Dadurch ergibt sich eine gewisse Verzerrung der Stichprobe gegenüber der Grundgesamtheit, da bestimmte Haushaltstypen schwer erreichbar sind (insbesondere Ein-Personen-Haushalte); darüberhinaus gibt es schichtspezifische Teilnahmeverweigerungen (da die Teilnahme an der Befragung natürlich freiwillig ist). Für ökonometrische Analysen stellt eine gewisse Verzerrung der Stichprobe kein Problem dar, wenn die geschätzten Modelle nicht fehlspezifiziert und die Stichprobenverzerrung exogen ist. Für deskriptive Darstellungen ist eine Umgewichtung der Daten notwendig und möglich (vgl. dazu Pischner 1991).

Eine komplexe Befragung wie das SOEP kann nicht zu einem Stichtag durchgeführt werden. In der Regel beträgt die Feldzeit der Erhebung zwei bis drei Monate. Bei der DDR-Basisbefragung waren es nur etwa sechs Wochen. Eine kurze Feldzeit wurde angestrebt, um noch vor der Währungs-, Wirtschafts- und Sozialunion (bzw. vor Einführung der DM) noch einen "Meßpunkt" in der alten DDR für spätere Verlaufsanalysen zu erhalten¹⁰.

10 Zum Glück war die Teilnahmebereitschaft zur damaligen Zeit in der DDR noch höher als in der

Gleichwohl bedeutet eine Feldzeit von sechs Wochen (die Ende Mai begann und in den ersten Tagen des Juli abgeschlossen wurde), daß sich in dieser Zeit aufgrund der raschen Veränderungen und neuen Eindrücke auch die Erwartungen der Menschen geändert haben. Da das Datum des Interviews (jeder Person) in auswertbarem Datensatz enthalten ist, ist eine Kontrolle der Feldzeit möglich. Insbesondere ist prüfbar, ob die wenigen Interviews, die bereits nach Einführung der DM im Juli durchgeführt werden mußten, andere Strukturen aufweisen als die Mai- und Juni-Interviews.

4 *Schätzpopulation, Spezifikation der exogenen Variablen und der Informationsmengenindikatoren*

4.1 *Die endogene Variable und die Selektion der Stichprobe*

Im SOEP wird allen Erwerbstätigen die folgende Frage gestellt: "Wie sehen ihre beruflichen Zukunftserwartungen aus?" Eine Dimension der Erwartungen lautet: "Für wie wahrscheinlich halten Sie es, daß innerhalb der nächsten zwei Jahre sie selbst ihren Arbeitsplatz verlieren? (vgl. auch Abb. 1). Die Antwortkategorien lauten "ganz sicher", "wahrscheinlich", "eher unwahrscheinlich" und "ganz sicher nicht". Es ist nicht unmittelbar klar, wie die Frage von den Befragungspersonen interpretiert wird. Zwei Interpretationen sind denkbar:

- die Möglichkeit, daß man von seinem Unternehmen entlassen wird und dieses passiv hinnehmen muß, obwohl man gerne weiter arbeiten würde und
- die Möglichkeit, daß man selbst aktiv wird und den Arbeitsplatz, aus welchen Gründen auch immer, wechselt.

Von diesem Interpretationsspielraum muß man die Hoffnungen unterscheiden, die eventuell in die Erwartungsbildung einfließen und die im empirischen Teil identifiziert werden sollen. Da im SOEP gleich anschließend die Frage gestellt wird, für wie wahrscheinlich man es hält, daß man die Erwerbstätigkeit aufgibt oder von sich aus eine neue Stelle sucht, gehen wir davon aus, daß sich die Befragten die erste Interpretation zu eigen gemacht haben.

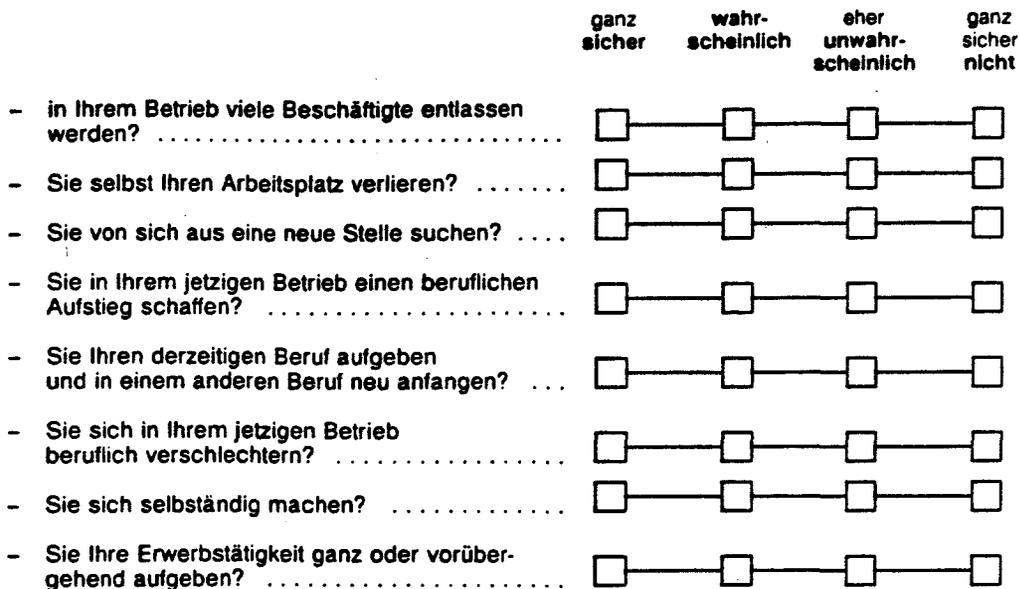
Für bisherige deskriptive Auswertungen der Antworten vgl. Schupp (1987) für die Bundesrepublik 1985, Scheremet und Gornig (1991) für die DDR und Weaver (1980) für die USA 1978, wo im Rahmen des General Social Survey die gleiche Frage gestellt wird. In den alten Bundesländern erwarteten 1989 etwa 5,2% der Erwerbstätigen ihren Arbeitsplatz in den folgenden zwei Jahren "ganz sicher" oder "eher wahrscheinlich" zu verlieren. Der vergleichbare Wert lag in den USA im Jahre 1978 bei 7,7% (siehe Weaver 1980). Während diese Werte relativ nahe beieinander liegen, erwarteten in den neuen Bundesländern im Juni 1990 immerhin etwa 44% der Berufstätigen ihren Arbeitsplatz zu verlieren.

Bundesrepublik Deutschland, so daß die Bearbeitung der Teilnahmehaushalte nicht so lange dauerte wie bislang beim SOEP üblich.

Abbildung 1

Wie sehen Ihre beruflichen Zukunftserwartungen aus?

Für wie wahrscheinlich halten Sie es, daß innerhalb der nächsten zwei Jahre -



Das Niveau der erwarteten Arbeitsplatzverluste erscheint sehr realistisch, wenn man die bis zum Jahresende 1990 eingetretene Arbeitsmarktentwicklung damit vergleicht (vgl. Tabelle 1). 642 Tausend Erwerbspersonen waren arbeitslos, dies entspricht ungefähr den 650 hochgerechneten Personen im SOEP, die erwarteten, daß sie sicher ihren Arbeitsplatz verlieren. Auch die geschlechtsspezifische Struktur der sicheren Arbeitslosigkeitserwartung stimmt mit der eingetretenen Entwicklung - verblüffend - genau überein. Faktisch kann man auch die meisten der 1,8 Millionen Kurzarbeiter zu den Arbeitslosen zählen, dies entspricht etwa der Hälfte derjenigen hochgerechneten Personen, die angaben, ihren Arbeitsplatz wahrscheinlich zu verlieren. Insgesamt gaben nach dem SOEP etwa 4 Millionen DDR-Erwerbstätige an, daß sie glauben, innerhalb von zwei Jahren ihren Arbeitsplatz "sicher" bzw. "wahrscheinlich" zu verlieren. Dies entspricht im Niveau den inzwischen (Frühjahr 1991) vorliegenden Experten-Schätzungen über das in der Spitze zu erwartende Maß an Arbeitslosigkeit in Ostdeutschland.

Aus der Ost-Stichprobe des SOEP wurden für die Zwecke unserer ökonometrischen Analyse nur die Personen mit deutscher Staatsangehörigkeit im Alter zwischen 20 und 57 Jahren selektiert¹¹⁾. Damit soll gewährleistet wer-

11 In der Ost-Stichprobe des SOEP sind zwar nur Haushalte mit deutschem Haushaltsvorstand enthalten, doch leben in den 2179 befragten Haushalten 14 Personen mit anderer Staatsangehörigkeit. Insgesamt wird durch den Ausschluß der Ausländer aus der Analyse keine wesentli-

den, daß die Erwartungen über den Arbeitsplatzverlust nicht mit Ausbildungs- und Ruhestandsentscheidungen vermischt werden. Aus dem gleichen Grund wurden auch Auszubildende generell ausgeschlossen. Desweiteren wurden unregelmäßig Beschäftigte und Selbständige ausgeschlossen: Selbständige als die Eigentümer von Unternehmungen haben eine stärkere Kontrolle über die Entwicklung ihres Arbeitsplatzes und für unregelmäßig Beschäftigte hat der Arbeitsplatz einen anderen Stellenwert als für regelmäßig Beschäftigte.

Außerdem wurden nur die Personen in unsere Schätz-Stichprobe aufgenommen, für die bei allen Variablen Angaben vorliegen. Bei diesem Selektionsverfahren bleiben von 3424 Erwerbstätigen im SOEP-Ost noch 2402 Beobachtungen übrig.

Tabelle 1:

Vergleich der Arbeitslosigkeitserwartung abhängig Beschäftigter im Juni 1990 (SOEP-Ost) mit der bis Dezember 1990 eingetretenen Entwicklung - Angaben in 1000

| Alle | | Männer | | Frauen | |
|------------------------|------------------------------------|------------------------|------------------------------------|------------------------|-----------------------------------|
| Erwartung ¹ | Arbeitslose ² | Erwartung ¹ | Arbeitslose ² | Erwartung ¹ | Arbeitslose ² |
| ganz sicher | | | | | |
| 655 | 642 | 308 | 289 | 347 | 353 |
| wahr-scheinlich | | | | | |
| 3400 | Kurz-arbeiter ² 1800 | 1802 | Kurz-arbeiter ³ 1021 | 1598 | Kurz-arbeiter ³ 779 |

- 1) Für wie wahrscheinlich halten Sie es, daß innerhalb der nächsten zwei Jahre Sie selbst ihren Arbeitsplatz verlieren.
- 2) Angaben des Statistischen Bundesamtes für Dezember 1990
- 3) Errechnet auf Basis der Fallzahl im Dezember 1990 und der Kurzarbeiterquote im Oktober 1990.

Quellen: SOEP-Ost (hochgerechnet), Statistisches Bundesamt

che Bevölkerungsgruppe nicht untersucht, da der Ausländeranteil in der DDR weniger als 2% der Wohnbevölkerung betrug.

4.2 Die Konstruktion der exogenen Variablen und der Informationsmengenindikatoren

Nach unserem Modell gibt es vier Gruppen von unabhängigen Variablen, die wir jetzt näher erläutern wollen. Eine vollständige Darstellung aller Variablen, deren Definition und Mittelwerte sind im Anhang A zu finden. Wir können an dieser Stelle nicht alle Variablen, die im endgültigen Modell keinen Erklärungsbeitrag mehr hatten, vorstellen, sondern nur die relevanten.

4.2.1 Betriebliches Umfeld

Die erste Gruppe von Variablen betrifft das betriebliche Umfeld. Wir gehen hier von der Hypothese aus, daß sich die Erwartungen an der Umwelt-, Branchen- und Größenklassenstruktur in Westdeutschland orientieren, d.h., daß DDR-Bürger erwarteten, daß sich die Wirtschaftsstruktur in den neuen Bundesländern der der alten Bundesrepublik Deutschland angleichen wird. Um diese Effekte einzufangen, haben wir mehrere Brancheninformationen zu Dummyvariablen zusammengefaßt. Im SOEP werden 37 verschiedene Branchen unterschieden, die weitgehend mit der Branchenspezifikation des Statistischen Bundesamtes auf der Ebene der 2-Steller in Übereinstimmung gebracht werden können. Görzig und Gornig (1991) haben die sektorale Beschäftigung in der Ex-DDR 1987 berechnet, die sich ergeben würde, wenn man bundesdeutsche Verhältnisse unterstellt (Tabelle 5/1, S. 72). Mit Hilfe der ebenfalls dort ausgewiesenen tatsächlichen sektoralen Beschäftigung in den neuen Bundesländern haben wir die voraussichtliche prozentuale Zu- oder Abnahme der Beschäftigung berechnet, und diese Information in zwei 0,1-Dummyvariablen zusammengefaßt. DB_AB hat den Wert 1, wenn der prozentuale Beschäftigungsabbau mehr als 10% betragen wird. Dies war für 14 der 37 Branchen der Fall. DB_ZU ist 1, wenn der prozentuale Beschäftigungsaufbau mehr als 10% betragen wird, und 0 sonst. Darunter fielen immerhin 10 Branchen, vorwiegend im Dienstleistungsbereich und im Handel. Die restlichen Branchen dienen als Referenzkategorie.

Ein zweiter Branchendummy geht von der "durchschnittlichen Nutzungsdauer" des Kapitalstocks in der Industrie in der DDR aus. DB_ALT ist gleich 1, wenn dieser Wert im Vergleich zur Bundesrepublik um mehr als 50% höher liegt (berechnet aus Görzig und Gornig 1991, Tabelle 3/2 S. 25). Je älter der vorhandene Kapitalstock ist, desto eher wird es wahrscheinlich zu einem Beschäftigungsabbau kommen. Von den 13 Industriebranchen hatten 1988 fünf Branchen einen so definierten alten Kapitalstock. Leider ist diese Kenngröße nur für die Industrie vorhanden. Wir haben daher in Anlehnung an die Einsteller des Statistischen Bundesamtes folgende Zusatzkategorien gebildet:

1. Land- und Forstwirtschaft (DB_LWS); 2. Bauwirtschaft (DB_BAU); 3. Energie- und Wasserwirtschaft (DB_ENW); 4. Handel (DB_HAND); 5. Verkehrs- und Nachrichtenwesen (DB_VERK); 6. Dienstleistungssektor (DB_DLENG); 7. Öffentlicher Dienst und Organisationen ohne Erwerbscharakter (DB_STAAT). Als Referenzkategorie dienen dementsprechend die Industriebranchen ohne alten Kapitalstock.

Die Zugehörigkeit zum öffentlichen Dienst kann nur mit einer gewissen Willkür bestimmt werden. In der ehemaligen DDR waren 1989 von den 8,55

Mio Berufstätigen 6,83 Mio. in volkseigenen Betrieben beschäftigt (Statistisches Jahrbuch der DDR 1990). Um zu erfahren, wie die Selbsteinschätzung der Erwerbstätigen lautet, wird im SOEP-Ost gefragt: "Gehört der Betrieb, in dem sie arbeiten, zum Staatsapparat oder öffentlichen Dienst?". Die Variable OEFF_DIEN erhält den Wert 1, falls diese Frage bejaht wurde, und 0 sonst. Etwa $\frac{1}{3}$ aller Befragten gaben an, daß sie zum öffentlichen Dienst gehörten, ein Wert der deutlich über dem Wert in Westdeutschland liegt. Im Westen würde man erwarten, daß Angehörige des öffentlichen Dienstes sehr positive eigene Arbeitsmarkterwartungen haben.

Die Unternehmens- bzw. Betriebsgrößenstruktur in den beiden ehemaligen deutschen Staaten ist sehr unterschiedlich. Nach den Ergebnissen des SOEP sind ca. 24% der Erwerbstätigen im Westen sind in Unternehmen mit weniger als 20 Beschäftigten tätig (SOEP 1989). Im Osten betrug dieser Wert nur 11,5%. Es ist zu erwarten, daß die Überlebenschance dieser Betriebe überdurchschnittlich ist. Falls sich also die sektorale Struktur ändert, wird sich ebenso auch die Unternehmensgrößenstruktur ändern und wir berücksichtigen diese Information in der Variable B_KLEIN, die 1 ist, falls der Betrieb weniger als 20 Beschäftigte hat.

Zum Befragungszeitpunkt waren bereits einige Unternehmungen in der DDR privatisiert worden. Diese Tatsache könnte einen Einfluß auf die Erwartungsbildung ausüben, der unserer Ansicht positiv sein müßte, und in der Variablen PRIVAT erfaßt wird, die 1 ist, falls die Unternehmensform in eine AG, GmbH oder einen Privatbetrieb umgewandelt wurde, und 0 sonst.

Zusätzlich zu diesen Variablen gibt es im SOEP noch die Frage, ob es im Betrieb oder an der Arbeitsstelle in letzter Zeit Entlassungen gegeben hat, oder ob solche schon angekündigt sind, und wenn ja, ob man selbst davon betroffen ist. Die Variable ENT_BET ist 1, falls diese Frage bejaht wird, und ENT_SEL ist 1, falls die Person angibt, davon selbst betroffen zu sein, und jeweils 0 sonst. Die Verwendung dieser Variablen ist selbsterklärend¹²⁾. Falls ENT_SEL gleich 1 ist, glaubt die Person sicher, daß sie entlassen wird.

Vom Informationswert ähnlich zu beurteilen ist die Dummyvariable FRIST; sie hat den Wert 1, wenn der derzeitigen Beschäftigung ein von vornherein befristetes Arbeitsverhältnis zugrundeliegt. Das gilt derzeit für 4% der Erwerbstätigen in unserer Stichprobe und für 6,6% der DDR-Stichprobe insgesamt. Der Vergleichswert in der Bundesrepublik aus dem SOEP 1988 liegt bei 11,3%. Die Befristung des Arbeitsverhältnis könnte dazu führen, daß ein Arbeitsplatzverlust subjektiv wahrscheinlicher erwartet wird.

Umweltschutzprobleme wurden in der ehemaligen DDR nicht oder kaum beachtet. Mit dem Beitritt traten aber die westdeutschen Umweltschutzgesetze in Kraft. Dieser Umstand könnte wegen der hohen Kosten, die damit auf bestimmte Unternehmen zukommen, zu Betriebsstillegungen und somit zu Arbeitsplatzverlusten führen. Über die Umweltbelastung in den Branchen gibt es bislang nur wenige Informationen. Aufgrund der Angaben in Bethkenhagen etc. (1988) aus dem Jahre 1982 haben wir eine Variable kreiert, die für 6 besonders umweltbelastende Industriebranchen, darunter z. B. die Chemie, 1 ist und 0 sonst.

12 Diese Variable ist nicht endogen, da die Arbeitsmarkterwartung keinen Einfluß auf eine bereits stattgefundenene Entlassung gehabt hat. Eine Kontrolle der Entlassung ist aber notwendig, da diese Tatsache alle anderen Faktoren dominieren kann.

Ausführlichere Informationen liegen dagegen für die regionale Luftbelastung mit Schwefeldioxid (gemessen in Tonnen je Quadratkilometer) im Jahre 1989 vor (Statistisches Jahrbuch der DDR 1990, S. 146). Falls die Emission in einem Bezirk mehr als 100 beträgt, nimmt DR_SB den Wert 1 an, 0 sonst. Das gilt für die Bezirke Cottbus, Halle, Leipzig und Berlin. Falls die Emission weniger als 10 beträgt, nimmt DR_GB den Wert 1 an, 0 sonst. Diese geringe Belastung wurde in Rostock, Schwerin, Neu-Brandenburg und Potsdam gemessen. Die restlichen Bezirke dienen entsprechend als Referenzkategorie (Frankfurt/Oder, Magdeburg, Erfurt, Gera, Suhl, Dresden und Chemnitz (früher Karl Marx-Stadt)).

4.2.2 Individuelle Arbeitsmarktmöglichkeiten

Neben der Situation der Unternehmung oder des Betriebes spielt die eigene Position innerhalb der Unternehmung als Arbeitnehmer und einige Charakteristika der Person eine Rolle, die in der zweiten Gruppe von Variablen zusammengefaßt werden. Hier sind zunächst die standarddemographischen Variablen Geschlecht und Alter zu nennen. Bei der Modellierung des Alters fällt es schwer, sich auf die funktionale Form des Einflusses dieser Variable festzulegen. Daher bildeten wir die Dummyvariablen ALT_30 für Personen bis 30 Jahre und ALT_45 für Personen über 45 Jahre. Desweiteren wurden Alterspolynome und der natürliche Logarithmus des Alters getestet. Vor allem ältere Arbeitnehmer könnten wegen ihrer abnehmenden Leistungs-, Lern- und Umstellungsfähigkeit einen Arbeitsplatzverlust befürchten; westliche Technologie könnte für viele eine zu große Umstellung bedeuten.

Ein geschlechtsspezifischer Effekt wird in der Dummyvariablen FRAU berücksichtigt. Einerseits ist die Partizipationsrate der Frauen am Arbeitsmarkt im Osten wesentlich höher als der Frauen im Westen (vgl. z.B. Wagner et al. 1991). Als Gründe dafür kann man das Steuersystem, in dem das Familiensplitting unbekannt war, das Familienrecht, das nur eine sehr begrenzte Unterhaltspflicht für geschiedene Eheleute vorsah und das ausgebaute Kindergartensystem nennen, daß die Erwerbsbeteiligung trotz Kindererziehung ermöglichte.

Für die Arbeitsmarktchancen in einer Marktwirtschaft spielt das Vorhandensein von Kindern eine größere Rolle. Für die Arbeitsmarktchancen einer Mutter dürfte wichtig sein, ob sie Kinder im Rahmen eines Haushaltes mit Großeltern hat, die als Betreuungspersonen in Frage kommen, oder ob sie als Alleinerziehende wenig familiäre Reserven aufweist. Hier haben wir eine Reihe von Dummyvariablen generiert und getestet, die nicht im einzelnen vorgestellt werden müssen. So wurde das Alter der Kinder und die Größe der Familie, in der eine Frau mit Kindern lebt, berücksichtigt.

Es ist in der vorliegenden Arbeit problematisch im Rahmen der Humankapitaltheorie zu argumentieren, wenngleich viele der hier genannten und noch zu beschreibenden Variablen in empirischen Arbeiten der Einkommensdeterminanten zu den Standardvariablen gehören. Eine humankapitaltheoretische Argumentation setzt streng genommen voraus, daß die Determinanten des Humankapitals vor und nach dem gesellschaftlichen Umbruch gleich sind. Darüber ist jedoch keine Studie bekannt; freilich konnte Schwarze (1990) zeigen, daß zentrale Humankapitalvariablen auch in der DDR einen ähnlichen Einfluß auf das Einkommen hatten wie dies in Marktwirtschaften

üblich ist.

Subjektive und objektive Leistungsindikatoren können einen Hinweis auf die von den Erwerbstätigen geäußerten Arbeitsplatzverlustwartungen geben. In der DDR wußte man aus den Medien, das es so etwas wie "das Leistungsprinzip" in der Marktwirtschaft gibt, und dieses Wissen kann in die Selbsteinschätzung geflossen sein.

So wurde die Berufs- oder Hochschulausbildung berücksichtigt. Im SOEP werden sechs Berufsabschlüsse unterschieden (in Klammern steht der Variablenname, als Referenzkategorie dient die Nummer 1.): 1. Berufsausbildung/Facharbeiterabschluß, 2. Meisterabschluß (BA_MA), 3. Ingenieur- und Fachschulabschluß (BA_IA), 4. Hochschul-, Universitätsabschluß (BA_HA), 5. Sonstigen Ausbildungsabschluß (BA_AOA) und 6. Kein Ausbildungsabschluß (BA_OA).

Die reichhaltige Information zur derzeitigen beruflichen Stellung wurde in drei Dummyvariablen berücksichtigt. FACH_ARB ist 1, falls die Person Facharbeiter oder Angestellter mit qualifizierter Tätigkeit ist. MEISTER hat den Wert 1, falls die Person ein Meister ist, wobei uns auch hier die Unterscheidung zwischen Arbeitern und Angestellten unwichtig erscheint. Beschäftigte mit Leitungsaufgaben sind in der Kategorie LEITUNG erfaßt. Als Referenzkategorie dienen dementsprechend die un- und angelernten Arbeiter und die einfachen Angestellten.

DAUER gibt als stetige Variable die Anzahl der Jahre wieder, die jemand in seinem derzeitigen Betrieb tätig ist. Diese Variable könnte ein Indikator für die Erfahrung und Zuverlässigkeit eines Arbeitnehmers gelten und als solcher wahrgenommen werden. Auch der Einfluß eines betriebsspezifischen Wissens kann hier entscheidend sein. Es ist auch nicht auszuschließen, daß der Effekt eines erwarteten Senioritätsprinzips wirksam wird. Im Falle von umfangreichen Entlassungen, so könnte das Kalkül des Einzelnen lauten, werden die langjährigen Mitarbeiter am ehesten geschont. Die Art des Einflusses der Betriebszugehörigkeit wird mit Hilfe verschiedener funktionaler Formen getestet.

Eine weitere (Dummy-) Variable in dieser Gruppe entstand aus der Frage: "Wenn Sie Ihre jetzige Stelle verlieren würden, wäre es für Sie dann leicht, schwierig oder praktisch unmöglich, wieder eine mindestens gleichwertige Stelle zu finden?". Die Kategorie "leicht" wurde in der Variablen NEU_ARBL, die Kategorie "praktisch unmöglich" in der Variablen NEU_ARBS berücksichtigt. Als Referenzkategorie dient entsprechend die Antwort "schwierig". Diese letzte Variable kann einerseits ein Hinweis auf eine nur der Person selbst bekannte Information über ihre Leistungsfähigkeit und Qualifikation sein. Andererseits kann sie auch ein Ausdruck einer pessimistischen oder optimistischen Lebenseinstellung sein.

ÜBER_S gibt als stetige Variable die Anzahl der Überstunden im letzten Monat an. Unserer Ansicht nach kann die Anzahl der Überstunden einmal einen Hinweis auf ein noch relativ gesundes Unternehmen mit einer hohen Nachfrage beinhalten. Zum anderen kann es sich auch um eine Person handeln, die eine hohe Leistungsmotivation hat. In den Tests werden zusätzlich verschiedene funktionale Formen von ÜBER_S getestet. Die Höhe des Lohnes oder Gehaltes und die Höhe der Prämien, die in den Betrieben gezahlt wurden, haben wir für die empirische Arbeit nicht verwendet, da die Lohnstrukturen nicht sehr differenziert waren und die Prämien im Laufe der Zeit zu ei-

ner leistungsunabhängigen Zulage geworden waren¹³).

KRANK ist eine Dummyvariable, die den Wert 1 annimmt, wenn die Person auf einer Zufriedenheitsskala über den eigenen Gesundheitszustand, die von 0 "ganz und gar unzufrieden" bis 10 "ganz und gar zufrieden" reicht, die Werte 0,1 und 2 angibt. Neben diesem eher subjektivem Indikator haben wir die mehr objektive Variable AUSFALL berücksichtigt. AUSFALL gibt die Zahl der Tage an, die eine Person zwischen dem Januar und dem Juni 1990 krankheitsbedingt nicht gearbeitet hat. In den Tests werden zusätzlich verschiedene funktionale Formen von AUSFALL getestet. Von beiden Variablen wird angenommen, daß sie zu unterdurchschnittlich schlechten Arbeitsmarkterwartungen beitragen.

4.2.3 Präferenzen

Damit kommen wir zur dritten Gruppe von Variablen, die wir als geeignet erachten, individuelle Lebenseinstellungen und gesellschaftliche Stimmungen einzufangen. Zunächst kann die Mitgliedschaft in einer Kirche ein Indikator allgemeiner Lebenszuversicht sein. Dies könnte umso mehr der Fall sein, als die Mitgliedschaft in einer Kirche in der DDR nicht sehr verbreitet ist. D_KONFK ist 1, falls die Person der katholischen Kirche angehört und 0 sonst. D_KONFE ist 1, falls die Person der evangelischen Kirche angehört und 0 sonst. Die Variable K_ZUVERS hat den Wert 1, falls die Person entweder auf die Frage "Die Verhältnisse sind so kompliziert geworden, daß ich mich fast nicht mehr zurecht finde" mit "ganz und gar" antwortet und/oder auf die Frage machen Sie sich Sorgen "unter den neuen Bedingungen zurecht-zufinden?" mit "große Sorgen" antwortet.

Von Interesse sind auch die gesellschaftlichen Verhältnisse, Stimmungen und Stimmungsumbrüche. Die Variablen DORF und STADT sollen die unterschiedlichen Lebenseinstellungen auf dem Land, Dörfern unter 2000 Einwohnern, und Städten über 100000 Einwohner erfassen. Uns ist allerdings keine Theorie darüber bekannt, wie diese Variablen die Erwartungen des Arbeitsplatzverlustes beeinflussen könnten. Neben diesen Gemeindegrößenklassenvariablen wurde eine Dummyvariable für die sechs neuen Bundesländer gebildet, um für eventuell unbeobachtete Einflüsse zu kontrollieren. Die Variablennamen sprechen für sich: 1. Mecklenburg-Vorpommern (MECKL_VP), 2. Brandenburg (BRANDENB) 3. Sachsen-Anhalt (SACHS_AN), 4. Thüringen (THUERING), 5. Sachsen (SACHSEN) und als Referenzkategorie 6. Berlin.

Eine weitere Variable soll eine eventuell vorhandene zeitliche Dynamik in der Erwartungshaltung einfangen. JULI hat den Wert 1 für die Personen, die den Fragebogen erst im Juli, d. h. nach der Währungsunion beantwortet haben. Die Gesellschaft der DDR fand sich seit dem Fall der Mauer am 9. November 1989 in einem rapiden gesellschaftlichen Wandel, in dem sich binnen kurzer Zeit die Stimmungen ändern konnten. Nachdem zunächst nach dem Fall der Mauer eine euphorische Stimmung vorherrschte, war diese allmählich einer realistischeren Einschätzung gewichen. Der 1. Juli, also der Tag der Währungsreform hat als Stichtag eine plausible Trennungseigenschaft. Es wird erwartet, daß die Arbeitsmarkterwartungen ab dem 1. Juli schlechter werden würden.

13 Wir danken N. Pesche für diesen Hinweis; vgl. auch Klanberg und Krause (1991).

4.2.4 Informationsverarbeitungs"technologie"

Die vierte und letzte Gruppe von Variablen betrifft die Informationsmengenindikatoren F_i . Nicht alle Personen haben Zugang zu den gleichen Informationen. Zudem gibt es das Phänomen der selektiven Wahrnehmung, d. h. daß man aus dem vorhandenen Informationsangebot aus welchen Gründen auch immer nur bestimmte Teile wahrnimmt. Darüberhinaus gibt es auch die Möglichkeit, daß vorhandene objektive Informationen völlig verschieden ausgewertet werden. Als Indikatoren für die Funktion F_i haben wir uns für den Schulabschluß, das Vorhandensein eines Telefons im Haushalt, die Möglichkeit des Empfangs des westdeutschen Fernsehens, enge Kontakte über Verwandte in Westdeutschland und einen gesellschaftlichen Aktivitätsindikator entschieden.

Die beiden höchsten Schulabschlüsse in der DDR waren das Abitur (ABITUR) und der Abschluß der 10 Klasse (KLASS_10), der etwa der Mittleren Reife in Westdeutschland entspricht. Dieser Indikator steht im wesentlichen für Informationsverarbeitungsmöglichkeiten und selektive Wahrnehmungsprozesse. Ein Telefon im Haushalt (TELEFON) und die Möglichkeit des Empfangs des Westfernsehens deutet dagegen auf den unterschiedlichen Zugang zu Informationen hin. Von den 2179 interviewten Haushalten hatten nur 476 ein Telefon.

Westfernsehen konnte zwar fast überall in der DDR empfangen werden; eine Ausnahme ("Medienloch") war aber vor allem der Bezirk Dresden und der nord-östliche Teil von Rostock, den wir aber mangels Kreisdaten nicht isolieren konnten. Die Dummyvariable K_MEDIEN hat deswegen den Wert 1, falls die Person im Bezirk Dresden wohnt, und 0 sonst.

In eine ähnliche Richtung deutet die Variable GAKTIV. Eine Frage im SOEP lautet: "Welche der folgenden Tätigkeiten üben Sie in Ihrer freien Zeit aus? Geben Sie bitte zu jeder Tätigkeit an, wie oft Sie das machen: jede Woche, jeden Monat, seltener, oder nie?". GAKTIV hat den Wert 1, falls die Personen angeben, mindestens jeden Monat kulturelle Veranstaltungen zu besuchen oder ehrenamtlichen Tätigkeiten nachzugehen oder sich politisch zu beteiligen oder religiöse Veranstaltungen aufzusuchen, und 0 sonst. Unsere Hypothese lautet, daß dieser gesellschaftlich im allgemeinsten Sinne aktive Personenkreis über andere Informationen verfügt oder Informationen anders wahrnimmt als der Rest der Bevölkerung.

Die letzte Variable in dieser Gruppe, BRD_GES, gibt an, ob die Haushaltsmitglieder Verwandte oder Freunde in der Bundesrepublik haben und ob sie in den letzten Jahren regelmäßige Unterstützungen oder Geschenke von dort erhalten haben. Der Zusatz mit den regelmäßigen Geschenken sollte sicherstellen, daß die Verwandtschaftsbeziehungen in den Westen aktiverer Natur waren, d. h., daß hier ein regelmäßiger Informationsfluß stattfand.

Bei der doch recht großen Anzahl an exogenen Variablen in X_1 und X_2 erhält man mit den fünf Indikatoren zur Informationsverarbeitung eine große Menge zusätzlicher Regressoren, deren Wirkungsweise und deren Einfluß im wesentlichen von den Daten beantwortet werden muß. A Priori sind wir daher davon ausgegangen, daß alle Informationsgewinnindikatoren mit allen Variablen aus X_1 und X_2 interagieren können. Das soll an zwei Beispielen verdeutlicht werden:

1. Der Alterseffekt ALT_{45} wird für die Personen, die intensive Westkontakte haben, d.h. für die $BRD_GES=1$ ist, separiert, indem die Variable $BRD_ALT=ALT_{45} * BRD_GES$ gebildet wird.
2. Der Brancheneffekt z.B. ($DB_VER=1$) für den Verkehrs- und Nachrichtenbereich wird auch davon abhängig gemacht, daß die Personen den Schulausbuchluß Abitur ($ABITUR=1$) hat und somit die Brancheninformation anders bewerten kann. Die zusätzliche Variable lautet $A_DB_VER=DB_VER * ABITUR$.

Auf diese Art und Weise wird der Einfluß des unterschiedlichen Zugangs zu Informationen für alle exogenen Variablen analysiert und ihr Erklärungsbeitrag für das Modell kann mit Hilfe des vorher beschriebenen Tests untersucht werden.

5 Die Schätz- und Testergebnisse

In einem ersten Schritt wurden theoretisch möglicherweise relevante, aber empirisch völlig irrelevante Regressoren ermittelt und zunächst für den zweiten Schritt nicht mehr verwendet (mittels einer Schätzung und den zugehörigen Tests gegen fehlende Variable und auf die funktionale Form). Im zweiten Schritt wurde mit den Tests gegen fehlende Variablen überprüft, inwieweit die Koeffizienten über die verschiedenen Informationsmengen konstant bleiben. Der dritte Schritt bestand in der Aufnahme der durch die Tests aufgezeigten relevanten Koeffizientenvariation in die Schätzung. Um zu einer möglichst effizienten Schätzung zu kommen, haben wir dann alle Regressoren, bei denen die Wahrscheinlichkeit größer als 20% ist, die Nullhypothese ($\beta=0$) abzulehnen, obwohl diese richtig ist, ausgeschlossen (gemessen am Signifikanzniveau, P-Wert) (vgl. auch Anhang B).

Die Koeffizienten der geschätzten Modelle sind wie folgt zu interpretieren. Positive Koeffizienten geben an, daß diese Variable einen positiven Effekt auf die Arbeitsmarkterwartungen hat, d.h. ein Arbeitsplatzverlust als weniger wahrscheinlich eingeschätzt wird. Negative Koeffizienten geben entsprechend negative Erwartungen an. Die Koeffizienten des Logit- bzw. Probit-Modelles sind zwar nicht linear mit der Wahrscheinlichkeit verbunden, jedoch ist die Transformation monoton, d.h., je größer ein Koeffizient ist, desto stärker ist sein Einfluß bzw. negative Wahrscheinlichkeit.

Nicht näher interpretiert werden sollten die Koeffizienten für die Schranken des Modelles, welche notwendig sind, um die vier Ausprägungen der abhängigen Variablen geeignet im Modell zu berücksichtigen. Im Zusammenhang mit den geschätzten Koeffizienten liefern sie die "Stärke" des Einflusses der Variablen.

Tabelle 2 enthält die Schätzergebnisse des endgültigen Logit-Modells und deren Signifikanzniveaus¹⁴⁾. Bei der gegebenen Stichprobengröße und Variablenkonfiguration betrachten wir Signifikanzniveaus von unter 1% als gut determiniert, während der Bereich zwischen 1% und 10% als mäßig bis schlecht determiniert gelten sollte.

14 Eine Schätzung mit Probit ergibt nach der notwendigen Umskalierung - wie erwartet - nahezu identische Ergebnisse, die hier nicht wiedergegeben werden.

Tabelle 2:

Schätzergebnisse des geordneten, ordinalen Logit

| Variable | Koeffizient | t-Statistik | P-Wert in % |
|-------------|-------------|-------------|----------------|
| DB_ALT | 0.268 | 1.91 | 5.61 |
| DB_LWS | -0.118 | -0.81 | 41.78 |
| DB_BAU | 0.539 | 2.99 | 0.27 |
| DB_ENW2 | 0.440 | 1.53 | 12.48 |
| DB_HAND | 0.520 | 3.06 | 0.21 |
| DB_VERK | 0.942 | 4.21 | 0.00 |
| DB_DLENG | 0.174 | 0.89 | 37.14 |
| DB_STAAT | 0.417 | 1.71 | 8.66 |
| A_DB_DLG | 0.606 | 3.14 | 0.17 |
| A_DB_VER | -1.079 | -2.31 | 2.04 |
| OEF_DIEN | 0.312 | 1.99 | 4.59 |
| B_KLEIN | 0.628 | 4.17 | 0.00 |
| THUERING | 0.372 | 3.32 | 0.08 |
| SACHSEN | 0.308 | 3.24 | 0.11 |
| ÜBER_S | 0.009 | 2.75 | 0.60 |
| ENT_SEL | -3.454 | -14.25 | 0.00 |
| ENT_BET | -0.535 | -6.02 | 0.00 |
| FRIST | -0.565 | -2.51 | 1.19 |
| NEU_ARBL | 1.055 | 8.99 | 0.00 |
| NEU_ARBS | -0.351 | -2.76 | 0.56 |
| DAUER | 0.039 | 3.85 | 0.01 |
| DAUER_LN | -0.202 | -2.35 | 1.88 |
| FACHARB | 0.263 | 2.29 | 2.15 |
| MEISTER | 0.648 | 3.30 | 0.09 |
| LEITUNG | 0.250 | 1.76 | 7.84 |
| FRAU | -0.211 | -2.30 | 2.10 |
| KRANK | -0.357 | -1.81 | 7.01 |
| AUSFALL | -0.005 | -1.95 | 5.03 |
| ALT_45 | -0.370 | -3.31 | 0.09 |
| BRD_ALT | 0.392 | 2.19 | 2.81 |
| K_ZÜVERS | -0.211 | -1.63 | 10.11 |
| JULI | -0.664 | -2.78 | 0.53 |
| 1. Schranke | -2.972 | | |
| 2. Schranke | 0.190 | | |
| 3. Schranke | 2.905 | | |

-log der Likelihood 2382.11
Beobachtungen:2402

Kommen wir zuerst zu den Effekten, die die Individuen bezüglich der allgemeineren Entwicklung des Betriebes haben.

Die Zugehörigkeit des Unternehmens, bei dem man beschäftigt ist, zu einer speziellen Branche spielt offensichtlich für die Erwartungen eine wichtige Rolle. Die Variablen, die wir anhand der Berechnungen des DIW über die voraussichtliche Beschäftigungszu- bzw. -abnahme konstruiert haben, ist allerdings, für uns überraschend, völlig insignifikant. Vielmehr erwiesen sich die a-theoretische Einteilung der Branchen in die groben Kategorien Bauwirtschaft, Handel, Verkehr, Dienstleistungen usw. als relevant. Während z.B. die Zugehörigkeit zur Industrie signifikant wirkt, ist eine weitere Unterteilung wie Metallbearbeitung, Holzverarbeitung oder Chemie nicht mehr von Bedeutung. Zentral ist, daß die Erwartungen im Handel und im Baugewerbe weit überdurchschnittlich positiv sind. Interessant ist weiterhin, daß alle signifikanten Branchenkoeffizienten positiv sind: relativ zu den Industriebranchen mit im Verhältnis zur Bundesrepublik nicht allzusehr veraltetem Kapital, die als Referenzkategorie gelten, sind die Erwartungen positiv. Das gilt sogar für die Variabel DB_ALT, also für die Branchen mit stark veraltetem Kapitalstock, deren Koeffizient allerdings nur mäßig determiniert ist. Trotzdem hätte man bei dieser Variable ein negatives Vorzeichen erwartet.

Im Bereich der Branchenvariablen spielt der Informationsindikator ABITUR eine wichtige Rolle. Zunächst fällt der insignifikante Koeffizient bei den Dienstleistungen und der signifikante und hohe Koeffizient beim Verkehrssektor mit 0,942 auf. Personen mit Abitur schätzen im Dienstleistungssektor A_DB_DLG ihre Chancen, die Arbeitsstelle nicht zu verlieren, wesentlich höher ein als alle Personen zusammengenommen. Im Verkehrssektor dagegen neutralisiert A_DB_VER mit dem realistischen negativen Wert -1,079 die erwarteten positiven Erwartungen. Allerdings basiert die letzte Schätzung auf einer sehr kleinen Zelle. Personen mit Abitur, so lautet das Fazit, schätzen ihre Erwartungen bezüglich der Entwicklung dieser beiden Faktoren realistischer ein als die Personengesamtheit (da dem Dienstleistungssektor auch vom DIW-Gutachten eine Expansion prognostiziert wird, während die Prognose für den Verkehrssektor eher negativ ausfällt).

Die Beschäftigten im "Staatssektor" (DB_STAAT) hegen zwar positive Erwartungen, der Einfluß ist aber statistisch nicht im 1%-Bereich signifikant. Statistisch etwas besser abgesichert ist die Selbsteinschätzungsvariable zur Zugehörigkeit zum öffentlichen Dienst, OEF_DIEN, allerdings ist auch dieser Koeffizient nur mäßig determiniert. Da der öffentliche Dienst in den neuen Bundesländern im Vergleich zu den alten Bundesländern stark überbesetzt ist und mit großer Sicherheit schrumpfen wird, scheint sich bezüglich der individuellen Erwartungen der Einfluß von politischen Versprechen im Zuge der Einheitsdiskussion auszuwirken.

Die Betriebsgröße (B_KLEIN) hat den erwarteten Effekt, wobei die Tatsache, daß man in einem Betrieb mit weniger als 20 Beschäftigten arbeitet, den Arbeitsplatzverlust in Relation zu allen anderen Betriebsgrößen unwahrscheinlicher werden läßt. Eine weitere Differenzierung brachte keine weitere Information¹⁵.

Die Umweltbelastung spielt ganz entgegen unseren Vorüberlegungen keine

15 Ob das eigene Unternehmen bereits privatisiert wurde, hat statistisch keinen Einfluß auf die Erwartungshaltung im Juni 1990 gehabt.

Rolle. Die Koeffizienten der regionalen und sektoralen Umweltbelastungsvariablen sind einzeln oder in Gruppen nicht signifikant. Das könnte darauf hindeuten, daß die Berufstätigen keinen Zusammenhang zwischen der Umwelt- und ihrer eigenen Arbeitsplatzsituation herstellen können oder wollen (oder daß wir mit Hilfe der ausgewählten Indikatoren die Umweltqualität nicht hinreichend genau erfaßt haben).

Eine andere Erklärung drängt sich auf, wenn man den Einfluß des Bundeslandes betrachtet, in dem die Befragten wohnen. Es ist ein Einfluß, der gemäß unserer Einteilung auf die Lebenseinstellung und gesellschaftlichen Stimmungen oder sonstige, uns nicht bekannte Zusammenhänge, zurückzuführen ist. Personen in Thüringen und Sachsen sind relativ zu der Bevölkerung in den anderen Ländern optimistisch, was die Sicherheit ihres Arbeitsplatzes betrifft (eine weitere Differenzierung der Länder brachte keine zusätzliche Varianzbindung). Diese beiden Länder gehören auch zu den stark umweltbelasteten Regionen in der ehemaligen DDR. In diesen Ländern scheint es aber einen allgemeinen Optimismus zu geben, der eventuell auf die relativ fortgeschrittene Industrialisierung zurückzuführen ist.

Der Hinweis auf eine persönliche Leistungsmotivation einerseits bzw. auf ein Unternehmen mit hoher Nachfrage andererseits, der durch die Variable ÜBER_S gemessen wird, ist statistisch gut abgesichert und hat auch das erwartete positive Vorzeichen. Die Tatsache, daß der Betrieb bereits Entlassungen durchgeführt hat (ENT_BET), führt hochsignifikant dazu, daß die verbleibenden Arbeitnehmer im Durchschnitt schlechtere Erwartungen haben als die Arbeitnehmer von Betrieben, in denen es keine Entlassungen gegeben hat. Dieses Ergebnis könnte man mit der in der Psychologie wohlbekanntem Phänomen erklären, daß eine unmittelbar erfaßbare Information wichtiger ist als die allgemeine Information, daß Entlassungen stattfinden werden (z.B. van den Abeele 1988).

Wie in Abschnitt 3 bereits ausgeführt, ist die persönliche Betroffenheit von einer angekündigten Entlassung (ENT_SEL) wie eine sichere Information zu bewerten. Der hohe negative Koeffizient von -3,454 zeigt die Güte des ökonomischen Modells an. Die sichere Information kann alle anderen Faktoren dominieren, wie ein Blick auf die Werte der Schranken zeigt; z.B. liegt die erste Schranke bei -2,972. Der Koeffizient zu ENT_SEL führt dazu, daß die Aussage von "eher wahrscheinlich" oder sogar von "eher unwahrscheinlich" zu "ganz sicher" überspringen kann. Keine andere Variable deutet einen solchen Vertrauensgrad in der Erwartungshaltung an.

Die Befristung des Arbeitsplatzverhältnisses (FRIST) hat erwartungsgemäß einen negativen Koeffizienten, der statistisch gut determiniert ist. Die subjektive Einschätzung bezüglich der Möglichkeit eine neue Arbeitsstelle zu erhalten, spielt für die Fragestellung eine wichtige und statistisch gut determinierte Rolle. Personen, die hier "leicht" angeben (NEU_ARBL), erwarten, daß gegen alle anderen Gruppen ein Arbeitsplatzverlust eher unwahrscheinlich ist, während Personen, die hier "fast unmöglich" angeben, auch tendenziell eher den Verlust des Arbeitsplatzes erwarten (NEU_ARBS). Da kann zum einen den Effekt einer allgemeinen, eher optimistischen oder pessimistischen Lebenseinstellung oder zum anderen auf das Wissen um den eigenen Wert auf dem Arbeitsmarkt hindeuten. Wer "leicht" wieder einen Job findet, der wird auch nicht "leicht" wieder entlassen, da er gefragte Fähigkeiten aufweist. Es ist allerdings nicht auszuschließen, daß die beiden Variablen endogener Natur sind.

Die Dauer der Betriebszugehörigkeit spielt für die Arbeitsplatzwartungen eine Rolle, wobei der Effekt allerdings nichtlinear ist, da auch der natürliche Logarithmus (DAUER_LN) zusätzlich berücksichtigt werden muß. Wer noch relativ neu in Unternehmen und wer schon relativ lange im Unternehmen ist, erwartet eher nicht entlassen zu werden. Konkret ist der Gesamteffekt für die Betriebszugehörigkeit im Bereich zwischen 2 und 14 Jahren negativ und erreicht bei 5,18 Jahren sein Minimum, wobei die Größe der Effekte mit $-0,13$ auch hier nicht besonders ist. Für jemand, der bereits 20 Jahre im Betrieb arbeitet, liegt dieser Wert bei $0,18$.

Während der höchste Berufsabschluß sowohl einzeln als auch in einer Gruppe zusammen keine Rolle spielt, gilt das für die diskutierte Stellung im Betrieb nicht. Relativ zu den Un- und Angelernten haben die Facharbeiter, Meister und Höherqualifizierten positive Erwartungen (FACHARB, MEISTER, LEITUNG). Meister sind besonders davon überzeugt, daß ihre Arbeitsmarktchancen günstig sind. Auch qualifizierte Facharbeiter haben positive Erwartungen, die im Ausmaß allerdings kleiner sind und statistisch weniger gesichert sind. Eine Ausnahme bei den Qualifizierten macht Leitungspersonal, das zwar auch positive Erwartungen hat (die statistisch relativ schwach gesichert sind), die jedoch weit kleiner sind als bei den Meistern, von denen man annehmen kann, daß sie verwertbarere Qualifikationen haben als Leitungspersonal mit seinem wertlosen Know how in sozialistischer Wirtschaftsführung.

Der Gesundheitszustand, erfaßt in den beiden Variablen KRANK und AUSFALL wirkt negativ. Beide Koeffizienten sind statistisch nur mäßig bestimmt.

Frauen haben, wie erwartet, im Durchschnitt schlechtere Erwartungen als Männer, wobei der Koeffizient mit $-0,211$ nicht besonders groß ist, und statistisch nur mäßig determiniert ist.

Ein interessantes Phänomen verbirgt sich in der Altersvariable im Zusammenhang mit den Informationsindikator BRD-Kontakte (BRD_GES). Die Tatsache, daß eine Person über 45 Jahre ist, hat den erwarteten negativen Effekt, der auch statistisch gut abgesichert ist (ALT_45). Allerdings wird der negative Einfluß korrigiert, wenn man mit die Westkontakte dieser Personengruppe berücksichtigt. Denn in diesem Fall spielt erstaunlicherweise das Alter keine Rolle mehr. Für eine derartige Auswirkung der zusätzlichen Informationsmenge dieser Personengruppe haben wir keine plausible Erklärung, denn diese Informationsmenge hat ansonsten keine Bedeutung in unserem Modell.

Der Einfluß von Lebenseinstellungen und gesellschaftlichen Stimmungen wurde in den länderspezifischen Effekten bereits angesprochen. Die Gemeindegroßklasse erwies sich als unbedeutend. Auch die Zugehörigkeit zu einer Konfession ist für die Erwartungshaltung bezüglich des Arbeitsplatzverlustes nicht wichtig. Der individuelle Pessimismusindikator K_ZUVERS hat zwar das erwartete negative Vorzeichen, ist aber schlecht determiniert.

Dagegen spielt das Interviewdatum eine Rolle. Aus dem negativen Vorzeichen des Koeffizienten für JULI, der zudem mit einem Wert von $0,664$ relativ zu allen anderen Einflüssen auch bedeutsam ist, schließen wir, daß die gesellschaftliche Stimmung sich nach der Währungsunion rapide verschlechtert hat, was auch auf die starke Dynamik in der Erwartungsgeduld in dieser Zeit hindeutet.

Was uns insgesamt überrascht hat, war, bis auf die oben angeführten Aus-

nahmen, die völlige Insignifikanz unserer Informationsgewinnindikatoren. Die Westkontakte spielen für Personen im Alter über 45 Jahre eine Rolle; das kann natürlich historisch bedingt sein. Für die jüngere Generation, die in der ehemaligen DDR großgeworden ist, hatten Westkontakte nicht die gleiche Bedeutung wie für die ältere Generation.

Der Schulabschluß spielt lediglich bei wenigen Brancheninformationen eine Rolle, wobei zu berücksichtigen ist, daß die Schätzungen auf wenigen Beobachtungen basieren.

Insbesondere spielt es für die Erwartungsbildung überhaupt keine Rolle, ob man über ein Telefon oder Westfernsehen verfügt und ob man gesellschaftlich aktiv ist oder nicht. Das bedeutet, daß die Informationslage in der ehemaligen DDR kurz vor der Währungsunion für die Mehrzahl der Personen und bezüglich der Mehrzahl der Variablen relativ homogen war.

6 *Schlußfolgerungen*

Die entscheidende Frage ist nun, inwieweit die Erwartungshaltung im wesentlichen realistisch oder "rational" war. Hier ist unser Ergebnis gemessen an der "DIW-Prognose" eher gemischt. Hervorgehoben sei allerdings, daß in einigen Branchen (Bau, Handel) und in Kleinbetrieben wohl zu recht etwas mehr Optimismus herrschte als im Durchschnitt. Betrachtet man die deskriptiven Durchschnittswerte in Tabelle 1, so kommt man zu dem Schluß, daß die Bürger der DDR im Juni 1990 die Arbeitsmarktprobleme in einem höheren Ausmaß zutreffend eingeschätzt haben als es zumindest für die meisten Politiker in der alten Bundesrepublik Deutschland und in der DDR galt.

Die Ergebnisse belegen für uns ein für viele vielleicht erstaunliches Maß an Rationalität der Arbeitsmarkterwartungen in der DDR im Juni 1990. Auch "40 Jahre Sozialismus" haben den Menschen offenbar ein hohes Maß an wirtschaftlichem Denken erhalten, das sich freilich unter den falschen Rahmenbedingungen nicht produktiv entfalten konnte bzw. sich nur in der "Schattenwirtschaft" realisieren konnte (vgl. zu deren überdurchschnittlicher Größe Wagner et al. 1991).

Viele interessante Fragen blieben offen bzw. konnten von uns nicht modelliert werden. So wird es von größtem Interesse sein, in nächsten Jahr bei Vorliegen der 2. Welle nicht nur die Erwartungshaltung, sondern auch die "Erwartungsbildung" im dynamischen Kontext, aber auch einschließlich der vorhandenen Lernprozesse nachzubilden. Dafür müssen sowohl unser "theoretisches" als auch unsere ökonometrischen Modelle erweitert werden. Auch der Vergleich mit der Erwartungsbildung in den alten Bundesländern erscheint reizvoll.

Anhang A: Deskriptive Statistiken

| Variable | Minimum | Maximum | Mean | Varianz |
|----------|---------|---------|---------|----------|
| VOLLZEIT | 0.0000 | 1.0000 | 0.8797 | 0.1059 |
| TEILZEIT | 0.0000 | 1.0000 | 0.1203 | 0.1059 |
| FRIST | 0.0000 | 1.0000 | 0.0400 | 0.0384 |
| NEU_ARBL | 0.0000 | 1.0000 | 0.1765 | 0.1454 |
| NEU_ARBS | 0.0000 | 1.0000 | 0.1403 | 0.1207 |
| DAUER | 0.0000 | 43.0000 | 12.0458 | 93.6989 |
| UEBER_H | 0.0000 | 99.0000 | 6.6503 | 169.2246 |
| D_UEB_H | 0.0000 | 1.0000 | 0.1611 | 0.1352 |
| DR_GB | 0.0000 | 1.0000 | 0.1907 | 0.1544 |
| DR_SB | 0.0000 | 1.0000 | 0.3106 | 0.2142 |
| DB_AB | 0.0000 | 1.0000 | 0.5416 | 0.2484 |
| DB_ZU | 0.0000 | 1.0000 | 0.1316 | 0.1143 |
| DB_ALT | 0.0000 | 1.0000 | 0.1378 | 0.1189 |
| DB_DL | 0.0000 | 1.0000 | 0.4480 | 0.2474 |
| DB_LWS | 0.0000 | 1.0000 | 0.1328 | 0.1152 |
| DB_BAU | 0.0000 | 1.0000 | 0.0724 | 0.0672 |
| DB_ENW2 | 0.0000 | 1.0000 | 0.0212 | 0.0208 |
| DB_HAND | 0.0000 | 1.0000 | 0.0874 | 0.0798 |
| DB_VERK | 0.0000 | 1.0000 | 0.0816 | 0.0750 |
| DB_DLENG | 0.0000 | 1.0000 | 0.2077 | 0.1647 |
| DB_STAAT | 0.0000 | 1.0000 | 0.0712 | 0.0662 |
| DORF | 0.0000 | 1.0000 | 0.2602 | 0.1926 |
| STADT | 0.0000 | 1.0000 | 0.2714 | 0.1978 |
| K_MEDIEN | 0.0000 | 1.0000 | 0.0583 | 0.0549 |
| PRIVAT | 0.0000 | 1.0000 | 0.3597 | 0.2304 |
| ENT_BET | 0.0000 | 1.0000 | 0.4721 | 0.2493 |
| ENT_SEL | 0.0000 | 1.0000 | 0.0466 | 0.0445 |
| MEISTER | 0.0000 | 1.0000 | 0.0683 | 0.0636 |
| LEITUNG | 0.0000 | 1.0000 | 0.2027 | 0.1617 |
| FACHARB | 0.0000 | 1.0000 | 0.5454 | 0.2480 |
| OEF_DIEN | 0.0000 | 1.0000 | 0.3460 | 0.2264 |
| SUMWELT | 0.0000 | 1.0000 | 0.1349 | 0.1167 |
| B_KLEIN | 0.0000 | 1.0000 | 0.0966 | 0.0873 |
| B_GROSS | 0.0000 | 1.0000 | 0.2477 | 0.1864 |
| MECKL_VB | 0.0000 | 1.0000 | 0.1162 | 0.1027 |
| BRANDENB | 0.0000 | 1.0000 | 0.1636 | 0.1369 |
| SACHS_AN | 0.0000 | 1.0000 | 0.1857 | 0.1513 |
| THUERING | 0.0000 | 1.0000 | 0.1732 | 0.1433 |
| SACHSEN | 0.0000 | 1.0000 | 0.2889 | 0.2055 |
| BERLIN | 0.0000 | 1.0000 | 0.0724 | 0.0672 |
| ALTER | 20.0000 | 57.0000 | 37.9883 | 101.1427 |
| D_KONF | 0.0000 | 1.0000 | 0.2973 | 0.2090 |
| D_KONFK | 0.0000 | 1.0000 | 0.0483 | 0.0460 |
| D_KONFE | 0.0000 | 1.0000 | 0.2490 | 0.1871 |
| GAKTIV | 0.0000 | 1.0000 | 0.3197 | 0.2176 |

| | | | | |
|-----------|----------|-----------------------|---------|------------------------|
| BRD_GES | 0.0000 | 1.0000 | 0.2256 | 0.1748 |
| FRAU | 0.0000 | 1.0000 | 0.4896 | 0.2500 |
| ABITUR | 0.0000 | 1.0000 | 0.1515 | 0.1286 |
| KLASS_10 | 0.0000 | 1.0000 | 0.5429 | 0.2483 |
| BA_SOA | 0.0000 | 1.0000 | 0.0291 | 0.0283 |
| BA_OA | 0.0000 | 1.0000 | 0.0375 | 0.0361 |
| BA_MA | 0.0000 | 1.0000 | 0.0612 | 0.0575 |
| BA_IA | 0.0000 | 1.0000 | 0.1719 | 0.1424 |
| BA_HA | 0.0000 | 1.0000 | 0.0966 | 0.0873 |
| TELEFON | 0.0000 | 1.0000 | 0.2315 | 0.1780 |
| JUNG_30 | 0.0000 | 1.0000 | 0.2723 | 0.1982 |
| ALT_45 | 0.0000 | 1.0000 | 0.2968 | 0.2088 |
| KRANK | 0.0000 | 1.0000 | 0.0537 | 0.0508 |
| AUSFALL | 0.0000 | 180.0000 | 5.1007 | 193.0369 |
| JULI | 0.0000 | 1.0000 | 0.0254 | 0.0248 |
| ZEIT | -18.0000 | 34.0000 | 14.3813 | 58.5551 |
| K_ZUVERS | 0.0000 | 1.0000 | 0.1178 | 0.1040 |
| HV | 0.0000 | 1.0000 | 0.4988 | 0.2501 |
| OEK_EGAL | 0.0000 | 1.0000 | 0.0012 | 0.0012 |
| LP_U_6 | 0.0000 | 1.0000 | 0.0067 | 0.0066 |
| LP_U_17 | 0.0000 | 1.0000 | 0.0179 | 0.0176 |
| ERW2_U6 | 0.0000 | 1.0000 | 0.0958 | 0.0866 |
| ERW2_U17 | 0.0000 | 1.0000 | 0.2094 | 0.1656 |
| ERW3_U_6 | 0.0000 | 1.0000 | 0.0112 | 0.0111 |
| ERW3_U_17 | 0.0000 | 1.0000 | 0.0579 | 0.0545 |
| ZP3402 | 1.0000 | 4.0000 | 2.5962 | 0.5882 |
| ZP3401 | 1.0000 | 4.0000 | 1.9742 | 0.7807 |
| DAUER_LN | 0.0000 | 3.7612 | 2.0494 | 1.1739 |
| DAUER_2 | 0.0000 | 1849.0000 | 239. | 105453. |
| DAUER_3 | 0.0000 | 79507.0000 | 5844. | 1,23x10 ⁷ |
| UEBER_LN | 0.0000 | 4.5951 | 0.9222 | 1.8097 |
| UEBER_2 | 0.0000 | 9801. | 214. | 543701 |
| UEBER_3 | 0.0000 | 970299. | 9945. | 2,9 x 10 ⁹ |
| AGE_LN | 2.9957 | 4.0431 | 3.6004 | 0.0761 |
| AGE_2 | 400. | 3249. | 1544. | 612706. |
| AGE_3 | 8000. | 185193. | 66469. | 23,3 x 10 ⁹ |
| AUSFA_LN | 0.0000 | 5.1930 | 0.7160 | 1.4445 |
| AUSFA_2 | 0.0000 | 32400. | 219. | 2,1 x 10 ⁶ |
| AUSFA_3 | 0.0000 | 5,8 x 10 ⁶ | 18424. | 43,4 x 10 ⁹ |
| ZEIT_2 | 0.0000 | 1156. | 266. | 51823. |
| ZEIT_3 | -5832. | 39304. | 5455. | 0,42 x 10 ⁹ |
| A_DB_DLG | 0.0000 | 1.0000 | 0.0516 | 0.0490 |
| A_DB_VER | 0.0000 | 1.0000 | 0.0079 | 0.0079 |
| A_FRAU | 0.0000 | 1.0000 | 0.0624 | 0.0586 |
| K_DB_DLG | 0.0000 | 1.0000 | 0.1132 | 0.1005 |
| K_DB_VER | 0.0000 | 1.0000 | 0.0450 | 0.0430 |
| K_FRAU | 0.0000 | 1.0000 | 0.2748 | 0.1994 |
| BRD_ALT | 0.0000 | 1.0000 | 0.0620 | 0.0582 |

Anhang B: Spezifikationstests

1 Funktionale Form der stetigen Regressoren

Bei den Tests auf die funktionale Form (Tabelle B1) wurden nur bei der Variable DAUER eindeutige Nichtlinearitäten festgestellt. Deshalb wurde der natürliche Logarithmus (LN_DAUER) ebenfalls in die Schätzung aufgenommen. Während die Ergebnisse bezüglich des Alters zumindest die Möglichkeit der "Nichtlinearität" nahelegen, so zeigten die anderen Statistiken der stetigen Variablen (AUSFALL, ÜBER_S) keinerlei Probleme auf.

2 Heteroskedastie und logistische Verteilung

Ein wichtiger Punkt beim Test gegen Heteroskedastie besteht in der Spezifikation der Spalten der Matrix Z. Wir verfolgten hier die Strategie einmal alle exogenen Variablen einzeln, und dann in zusammengehörigen Gruppen in Z zu "stecken" und die Hypothese jeweils zu testen, daß der Koeffizientenvektor γ gleich null ist. In Tabelle B2 sind die Ergebnisse zusammengefaßt. Wir geben nur die Variablen an, deren geschätzte asymptotische Wahrscheinlichkeit der Verwerfung der Nullhypothese, wenn diese korrekt ist, geringer als 5% beträgt. Wir beschränken uns dabei auf die "robusten" LM-tests, geschätzt unter Verwendung von (v) des vorigen Abschnitt. Bei den einzelnen Tests taucht nur die Variable "Frau mit Abitur" auf, die aber in einer Region liegt, die keine großen Sorgen bereiten sollte. Betrachten wir die gemeinsamen Tests von Gruppen von exogenen Variablen, so erscheint nur der Schulabschluß und das Alterspolynom (einschl. des logs) evt. relevant, aber auch hier nicht besonders dramatisch.

Der Test der Verteilungsannahme (Tabelle B3) des Logit liefert eine Verwerfung auf dem 4.4% Niveau, was bei der Stichprobengröße als ebenfalls nicht dramatisch angesehen werden sollte. Tabelle 5 liefert desweiteren die gemeinsamen Tests gegen Verteilungsfehlspezifikation und Heteroskedastie. Dabei wurde Z wie oben beschrieben konstruiert. Hier finden wir deutlich mehr Variablen, die in "kritischen" Regionen liegen. Insbesondere in den Bereichen Alter und Berufsabschluß sind zumindest die gemeinsamen Tests beunruhigend. Obwohl grundsätzlich die Verwerfung einer Nullhypothese nicht zur Annahme der Alternative führen sollte, liegt es nahe aufgrund aller Test (auch der auf fehlende Variablen), das zumindest der Einfluß des Alters auf die anderen Koeffizienten nicht hinreichend gut modelliert wurde. Man könnte hier z.B. an die Möglichkeit denken, daß mit verschiedenem Alter die Individuen unterschiedlich die ankommende Information verwerten. Eine einfache Lösung des Problems wären getrennte Schätzungen für verschiedene Altersklassen.

Im großen und ganzen erscheinen uns die Verwerfungen aber nicht so dramatisch, um sehr starke Zweifel am geschätzten Modell zu haben.

Abschließend noch ein technisches Wort zu den verschiedenen Varianzschätzungen beim letzten Test. Während die Chi -Werte für die Schätzer (ii)-(v) sehr ähnlich sind, führen die Schätzungen mit der Hessematrix zu deutlich höheren Statistiken. Wir haben dafür eine mögliche einfache Erklärung: Während das geordnete Probit-, bzw. Logitmodell global konkav ist, gilt

dies für die spezifizierten Alternativmodelle nicht. Daher ist es gut möglich, daß die Hessematrix in die Nähe zu dem Punkt kommen kann, an dem sie nicht negativ definit ist, und damit als Varianzschätzer zweifelhaft wird. Dies ist bei der Informationsmatrix oder der OPG-matrix nicht der Fall, die dann der Hessematrix vorzuziehen sind.

Tabelle B1: LM-Tests gegen fehlende Variable und auf die funktionale Form

| Variable | Chi | F.g. | prob's in % |
|---------------|------|------|-------------|
| DR_GB | 0.06 | 1 | 80.04 |
| DR_SB | 0.05 | 1 | 82.24 |
| DB_AB | 0.35 | 1 | 55.14 |
| DB_ZU | 1.09 | 1 | 29.58 |
| BA_SOA | 0.00 | 1 | 96.94 |
| BA_OA | 0.02 | 1 | 89.56 |
| BA_MA | 0.00 | 1 | 98.74 |
| BA_IA | 0.93 | 1 | 33.49 |
| BA_HA | 0.07 | 1 | 79.33 |
| AGE | 4.08 | 1 | 4.33 |
| AGE_LN | 3.77 | 1 | 5.21 |
| AGE_2 | 4.62 | 1 | 3.16 |
| AGE_3 | 5.20 | 1 | 2.25 |
| UEBER_LN | 0.14 | 1 | 70.84 |
| UEBER_2 | 0.29 | 1 | 59.22 |
| UEBER_3 | 0.40 | 1 | 52.88 |
| AUSFA_LN | 2.83 | 1 | 9.22 |
| AUSFA_2 | 0.88 | 1 | 34.72 |
| AUSFA_3 | 0.64 | 1 | 42.53 |
| DAUER_2 | 1.58 | 1 | 20.81 |
| DAUER_3 | 1.15 | 1 | 28.35 |
| DORF | 0.76 | 1 | 38.35 |
| STADT | 0.27 | 1 | 60.47 |
| SUMWELT | 0.75 | 1 | 38.77 |
| MECKL_VP | 0.75 | 1 | 38.75 |
| BRANDENB | 0.10 | 1 | 75.04 |
| SACHS_AN | 0.14 | 1 | 71.31 |
| PRIVAT | 0.44 | 1 | 50.67 |
| D_KONFK | 1.74 | 1 | 18.76 |
| K_FRAU | 2.44 | 1 | 11.86 |
| Region-Umwelt | 0.08 | 2 | 96.152 |
| Ab/Zunehm. | | | |
| Branchen | 2.11 | 2 | 34.849 |
| Berufsabschl. | 1.64 | 5 | 89.622 |

Tabelle B2: Tests gegen Heteroskedastie

| Variable | X | F.g. | P in % |
|-------------|-------|------|--------|
| A_FRAU | 4.37 | 1 | 3.65 |
| Berufsbild. | 11.61 | 5 | 4.05 |
| Alter | 10.81 | 4 | 2.88 |

Tabelle B3: Test gegen Burr(II) Verteilung und gemeinsame Tests gegen Burr(II) Verteilung und Heteroskedastie

| | X | F.g. | P in % |
|-------------|-------|------|--------|
| | 4.05 | 1 | 4.41 |
| BA_SOA | 6.68 | 2 | 3.55 |
| BA_MA | 6.01 | 2 | 4.95 |
| BA_IA | 6.59 | 2 | 3.71 |
| BA_HA | 5.53 | 2 | 6.28 |
| ABITUR | 5.67 | 2 | 5.87 |
| AGE | 6.30 | 2 | 4.28 |
| AGE_LN | 6.49 | 2 | 3.88 |
| AGE_2 | 6.02 | 2 | 4.92 |
| AUSFA_LN | 7.44 | 2 | 2.42 |
| ERW2_U17 | 6.20 | 2 | 4.51 |
| A_FRAU | 7.91 | 2 | 1.91 |
| SUMWELT | 6.25 | 2 | 4.39 |
| PRIVAT | 7.19 | 2 | 2.74 |
| JUNG_30 | 7.25 | 2 | 2.66 |
| Berufsbild. | 15.56 | 6 | 1.63 |
| Alter | 15.55 | 5 | 0.82 |

Literatur

- Akerlof, G. A. und W. T. Dickens (1984): The Economic Consequences of Cognitive Dissonance, *American Economic Review*, 74 (3), S. 307-319.
- Barro, R. J. (1984): What Survives of the Rational Expectations Revolution? Rational Expectations and Macroeconomics in 1984, *American Economic Review*, Papers and Proceedings, 74 (2), S. 179-182.
- Bera, A., C. Jarque und L. F. Lee (1984): Testing the Normality Assumption in Limited Dependent Variable Models, *International Economic Review*, 25, S. 563-578.
- Berndt, E.R., B.H.Hall, R.E.Hall, und J.A.Hausman (1977): Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models, *Annals of Economic and Social Measurement*, 3, S.653-666
- Bethkenhagen, J., R. Hopf, M. Melzer, C. Schwartau und D. Cornelsen (1988): SO₂- und NO_x-Emissionen in der DDR 1982, in: DIW, Beiträge zur Strukturforschung, Heft 102, Berlin.
- Cheser, A. 1984: Testing for Neglected Heterogeneity, in: *Econometrica*, 52, S. 865-872.
- Gabler, S., Laisney, F. und Lechner, M. (1990): Semiparametric Maximum Likelihood Estimation of Binary Choice Models With an Application to Labour Force Participation, Institut für VWL und Statistik - Discussion paper No. 430-90, Mannheim.
- Fuhrer, J. C. (1986): Information Gathering and Expectation Formation under Model Uncertainty, *Southern Economic Journal*, 53 (1), S. 685-701.
- Görzig, B. und M. Gornig (1991): Produktivität und Wettbewerbsfähigkeit in der Wirtschaft der ehemaligen DDR, DIW-Beiträge zur Strukturforschung, Berlin.
- Gornig, M. und W. Scheremet (1991): Die erwartete Arbeitsmarktdynamik, in: BeitrAB Nr. 143, Nürnberg, S. 33-36.
- Gourieroux, C. (1984): Comment to Pesaran, in: Malgrange, P. und P. A. Muet (Hrsg.), *Contemporary Macroeconomic Modelling*, Oxford: Basil Blackwell, S. 56-58.
- Gourieroux, C., A.Monfort (1989): *Statistique et modeles econometriques*, *Economica*, Vol.I und II, Paris.
- Hey, S. D. (1984): The Economics of Optimism and Pessimism, *Kyklos*, 37 (2), S. 181-205.
- Hirshleifer, J. (1973): Economics of Information: Where Are We in the Theory of Information?, *American Economic Review*, 63 (2), S. 31-39.
- Hirschmann, A. O. (1965): Obstacles to Development - A Classification and a Quasi-Vanishing Act, *Economic Development and Cultural Change*, 13 (4), Part 1, S. 385-393.
- Holden, K., D. A. Peel und S. L. Thompson (1985): *Expectations: Theory and Evidence*, Houndmills: Macmillan.
- Kanoh, S. und Z. D. Li (1990): A Method of Exploring the Mechanism of Inflationary Expectations Based on Qualitative Survey Data, *Journal of Business and Economic Statistics*, 8 (4), S. 395-403.
- Klanberg, F. und P. Krause (1991): *Einkommens- und Verbrauchsstrukturen in der ehemaligen DDR-Epilog und Ausblick*, Ms., Berlin-Dahlem.
- König, H. und K. F. Zimmermann (1985): *Determinants of Employment. Policy of German Manufacturing Firms: A Survey-Based Evaluation*, Discus-

- sion paper No. 302-85, Beiträge zur Angewandten Wirtschaftsforschung, Universität Mannheim.
- Lechner, Michael (1991): Testing Logit Modells in Practice, Empirical Economics, forthcoming.
- Lovell, M. C. (1986): Tests of the Rational Expectations Hypothesis, American Economic Review, 76 (1), S. 110-124.
- MacIntosh, J., F. Schiantarelli und W. Low (1986): A Qualitative Response Analysis of UK Firms: Employment and Output Decisions, Discussion paper No. 298, University of Essex.
- Maddala, G.S. (1983): Limited-dependent and qualitative variables in econometrics, Cambridge
- Pesaran, M. H. (1984): Expectations Formations and Macroeconometric Modelling, in: Malgrange, P. und P. A. Muet (Hrsg.), Contemporary Macroeconomic Modelling Oxford, S. 27-55.
- Pesche, N. (1991): Kulturelle Identität der Ostdeutschen und Marktwirtschaft, Institut für Wirtschaftswissenschaft, Berlin: mimeo.
- Pischner, R. (1991): Eine konsistente Haushalts- und Personengewichtung für die DDR-Basisbefragung des SOEP, DIW-Diskussionspapier Nr. 18, Berlin.
- Projektgruppe Panel (1990): Das Sozio-ökonomische Panel für die Bundesrepublik Deutschland nach fünf Wellen, in: Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung, (2-3), S. 141-151.
- Raaij, F. W. van (1989): Economic News, Expectations and Macro-Economic Behaviour, Journal of Economic Psychology, 10, S. 473-493.
- Ravallion, M. (1986): On Expectations Formations When Future Welfare is Contemplated, Kyklos, Vol. 39, Fasc. 4, S. 564-573.
- Schupp, J. (1987): Erwerbsbeteiligung und Arbeitsmarkt, in: Krupp, H.-J. und J. Schupp (Hrsg.), Lebenslagen im Wandel: Daten 1987, Frankfurt: Campus.
- Schupp, J. und G. Wagner (1990): Die DDR-Basisbefragung des Sozio-ökonomischen Panels, in: Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung, (2-3), S. 152-159.
- Schwarze, Johannes 1990: Ausbildung und Einkommen - Eine vergleichende Humankapitalanalyse für beide deutsche Staaten, DIW-Diskussionspapier Nr. 12, Berlin (erscheint 1991 in den Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung).
- Seitz, H. (1989): Planungs- und Realisationsentscheidungen von Industrieunternehmen, München: Ifo-Institut für Wirtschaftsforschung.
- Van den Abeele, P. (1988): Economic Agents' Expectations in a Psychological Perspective, in: W. F. van Raaij, G. M. van Veldhoven und K. E. Wrneryd (Hrsg.), Handbook of Economics, Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, S. 478-515.
- Wagner, G., B.v. Rosenblatt und D. Blaschke (Hrsg.) (1991): An der Schwelle zur sozialen Marktwirtschaft, Beiträge aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nr. 143, Nürnberg.
- Weaver, C. N. (1980): Workers' Expectations About Losing and Replacing Their Jobs, Monthly Labor Review, April 1980, S. 53-54.
- White, H. (1982): Maximum Likelihood Estimation of misspecified models, Econometrica, 50, S. 1-25.
- Windsberger, J. (1988): Erwartungen und ökonomische Theoriebildung - Grundlegung einer Theorie der Erwartungsbildung und deren Anwendung auf die Keynesische Theorie, Berlin.

Zimmermann, K.F. (1986): On Rationality of Business Expectations, in: *Empirical Economics*, 11, S. 23-40.