

Die Erwerbsbeteiligung von Frauen in der Schweiz: Ein dynamisches Probit-Modell für die Jahre 1991–1995

MICHAEL GERFIN*

1. EINLEITUNG

Die Erwerbsquote von Frauen ist in der Schweiz seit 1970 von 52% auf etwa 60% gestiegen, wobei sie im Zeitraum 1974–1976 von 54% auf 51% gefallen ist. In der zweiten Rezessionsphase von 1981–1984 blieb die Erwerbsquote praktisch konstant bei etwa 55%. In den Jahren 1991–1993 ist die Erwerbsquote wieder leicht gesunken (von 59.5% auf 58%) und seither wieder leicht gestiegen.¹ Dieser Verlauf deutet darauf hin, dass das Erwerbsverhalten von Frauen sensitiv auf zyklische Veränderungen der gesamtwirtschaftlichen Beschäftigung reagiert. Diese Hypothese wird durch ökonometrische Untersuchungen der OECD (1996) bestätigt. Diese hohe Elastizität des Arbeitsangebots bezüglich Veränderungen der Beschäftigung wird als einer der Hauptgründe für die vergleichsweise moderate Zunahme der registrierten Arbeitslosigkeit in der Schweiz in den 70er und 80er Jahren betrachtet. Allerdings hat diese Elastizität gemäss OECD (1996) in der Periode 1984–1993 gegenüber der Periode 1970–1984 deutlich abgenommen.

Die beschriebenen empirischen Ergebnisse beruhen auf makroökonomischen Analysen. Mit den seit 1991 zur Verfügung stehenden Paneldaten der Schweizerischen Arbeitskräfteerhebung (SAKE) ist es nun erstmals möglich, ein dynamisches Modell des Erwerbsverhaltens von Frauen auf Individualbasis mikroökonomisch zu schätzen. Zu diesem Zweck wird ein dynamisches Probit-Modell der Erwerbsbeteiligung von Frauen spezifiziert. In diesem Modell wird die Entscheidung, erwerbstätig zu sein, als Funktion von individuellen sozioökonomischen Charakteristika, inklusive der eigenen Erwerbsgeschichte, und der Situation auf dem Arbeitsmarkt spezifiziert. Ziel ist die Identifikation der Determinanten der beobachteten Erwerbsbiographien, um Fragestellungen wie die Hauptgründe für und Wiedereinstiegchancen nach Erwerbsunterbrüchen zu untersuchen. Das Modell versucht somit, den dynamischen Prozess in der ersten Hälfte der 90er Jahre zu erklären. Eine detaillierte Beschreibung des Modells erfolgt in Abschnitt 2.

* Volkswirtschaftliches Institut, Universität Bern, Gesellschaftsstr. 49, 3012 Bern.

Diese Studie ist im Rahmen eines Auftrags des Bundesamts für Statistik zur Entwicklung von ökonometrischen Modellen zur Analyse der Dynamik auf dem Arbeitsmarkt entstanden. Ich danke den Mitarbeitern der Sektion Erwerbsleben des BfS und Martin Schellhorn für Hilfe bei der Datenaufbereitung. Für die in dieser Studie erzielten Ergebnisse ist alleine der Autor verantwortlich.

1. Alle Angaben beruhen auf den OECD Historical Statistics (verschiedene Jahrgänge).

Für die vorliegende Anwendung werden die Arbeitsmarktstati «Erwerbslos» und «Nicht erwerbstätig» zusammengefasst, d.h. es wird nicht explizit zwischen Erwerbslosigkeit und Nichtpartizipation unterschieden. Diese in Arbeitsangebotsmodellen übliche Annahme ist zwar unbefriedigend, aber die deskriptive Analyse der verwendeten Daten in Abschnitt 3 zeigt, dass die Mehrzahl der Ab- und Zugänge aus bzw. in Erwerbstätigkeit direkt in bzw. aus Nichtpartizipation erfolgen. Auch laut OECD (1996) erfolgt ein signifikanter Teil der Anpassung des Arbeitsangebots an zyklische Veränderungen der Gesamtbeschäftigung durch direkte Übergänge zwischen Erwerbstätigkeit und Nichtpartizipation am Arbeitsmarkt.

Das beschriebene Modell wird in verschiedenen Spezifikationen mit Maximum Likelihood geschätzt. Die Schätzung des Modells wird dadurch erschwert, dass in der Likelihood Funktion mehrdimensionale Integrale auftreten, für die es keine analytische Lösung gibt. Bis vor kurzer Zeit war ein solches Modell computertechnisch nicht schätzbar. Durch vereinfachende Annahmen kann die Dimension auf Eins reduziert werden. Wenn diese vereinfachenden Annahmen als zu restriktiv erachtet werden, bietet sich als Alternative die in den letzten Jahren entwickelte Methode des Simulierten Maximum Likelihood an. In dieser Arbeit werden beide Methoden verwendet. Die Annahmen zur Vereinfachung des empirischen Modells werden dabei verworfen, wobei sich allerdings an den Ergebnissen qualitativ wenig ändert.

Eine zentrale Rolle bei der Schätzung von dynamischen Probit Modellen spielt die Identifikation von Zustandsabhängigkeit (State dependence). Unter Zustandsabhängigkeit wird verstanden, dass das Erwerbsverhalten in der laufenden Periode vom vergangenen Erwerbsverhalten abhängt und deshalb einen gewissen Grad von Persistenz aufweist. Die Schätzergebnisse, die in Abschnitt 4 diskutiert werden, weisen auf eine starke Zustandsabhängigkeit hin. Dies ist angesichts der Tatsache, dass etwa 75% der Beobachtungen ihren Erwerbsstatus nie wechseln, nicht überraschend. Persönliche Charakteristika wie Zivilstand, Familienzusammensetzung und Ausbildung haben einen signifikanten Einfluss auf die Entscheidung, am Arbeitsmarkt zu partizipieren. Die Lage auf dem Arbeitsmarkt spielt ebenfalls eine wichtige Rolle.

Die Implikationen des geschätzten Modells werden in Abschnitt 5 anhand einiger Simulationen illustriert. Die Hauptergebnisse lauten: a) Alleinstehende Frauen haben durchgehend eine Partizipationswahrscheinlichkeit von nahezu Eins. b) Treten einschneidende persönliche Veränderungen auf (Heirat, Geburt eines Kindes), reduziert sich die Partizipationswahrscheinlichkeit deutlich auf etwa 0.7. Sobald der Effekt der Zustandsabhängigkeit nicht mehr wirksam ist, sinkt die Partizipationswahrscheinlichkeit wesentlich stärker bis auf etwa 0.1. c) Selbst bei einer nur einperiodigen Erwerbsunterbrechung ist die Partizipationswahrscheinlichkeit auch einige Perioden später noch erkennbar tiefer als ohne Erwerbsunterbrechung bei sonst gleichen Bedingungen. d) Die Wiedereinstiegswahrscheinlichkeit einer verheirateten Frau mit zwei Kindern ist etwa 0.25 zu dem Zeitpunkt, in dem das jüngere Kind schulpflichtig wird. Bei konstant guter Arbeitsmarktsituation wäre diese Wahrscheinlichkeit etwa 0.35. Ein hoher Schulabschluss erhöht diese Wahrscheinlichkeit nur auf etwa 0.3. Sobald die Frau eine Periode

erwerbstätig gewesen ist, erhöht sich die Wahrscheinlichkeit aufgrund der Zustandsabhängigkeit auf etwa 0.9.

2. DAS ÖKONOMETRISCHE MODELL

Ziel der Analyse ist die Bestimmung der Ursachen für die Sequenz von diskreten Zuständen, die jede Beobachtung in den Daten durchläuft. Diese diskreten Zustände sind im vorliegenden Fall die Arbeitsmarktstati «Erwerbstätig» und «Nicht erwerbstätig». Das Modell basiert auf dem allgemeinen Ansatz von HECKMAN (1981a), in dem davon ausgegangen wird, dass die beschriebenen diskreten Ereignisse durch eine latente kontinuierliche Variable generiert werden, wenn diese gewisse Schwellenwerte übersteigen.

Bezeichnen wir die latente Variable für Individuum i zum Zeitpunkt t mit y_{it}^* , wobei $i = 1, \dots, n$ und $t = 1, \dots, T$. Es wird angenommen, dass y_{it}^* eine lineare Kombination der Faktoren ist, die bestimmen, ob Individuum i zum Zeitpunkt t beschäftigt ist oder nicht. Diese Faktoren umfassen beobachtete exogene Variable, die sowohl zeitabhängig als auch zeitunabhängig sein können, verzögerte endogene Variable und unbeobachtete Zufallsterme. Es wird angenommen, dass Individuum i zum Zeitpunkt t erwerbstätig ist, wenn $y_{it}^* \geq 0$, bzw. nicht erwerbstätig ist, wenn $y_{it}^* < 0$. Es wird somit eine Dummy-Variable y_{it} definiert, für die gilt:

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

Ökonomisch kann die latente Variable y_{it}^* als die Differenz zwischen dem Marktlohnsatz und dem Reservationslohnsatz interpretiert werden. Der Reservationslohnsatz ist der minimale Lohnsatz, zu welchem ein Individuum bereit ist zu arbeiten. Wenn diese Differenz positiv ist, dann partizipiert das Individuum am Arbeitsmarkt. Es ist zu betonen, dass das Modell die reduzierte Form eines strukturellen intertemporalen Partizipationsmodells ist.² Zudem können mit den SAKE Daten das Steuer- und Sozialversicherungssystem nicht adäquat modelliert und so seine Auswirkungen nicht identifiziert werden. Im geschätzten Modell beeinflussen das Steuer- und Sozialversicherungssystem die meisten Parameter der reduzierten Form.

2. ECKSTEIN und WOLPIN (1990) stellen ein strukturelles dynamisches, diskretes Partizipationsmodell vor und verweisen auf HECKMAN (1981a) zur Herleitung der reduzierten Form ihres Modells.

Die latente Variable y_{it}^* wird wie folgt in einen deterministischen und einen stochastischen Teil zerlegt:

$$y_{it}^* = \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

wobei μ_{it} wie folgt spezifiziert wird:

$$\mu_{it} = x_{it}\beta + \gamma_{i,t-1} \quad (3)$$

und für ε_{it} gilt:

$$\varepsilon_i = (\varepsilon_{i1}, \dots, \varepsilon_{iT})', \varepsilon_i \sim N(0, \Sigma) \quad (4)$$

wobei Σ eine $T \times T$ positiv definite Kovarianzmatrix ist.

Die erste Komponente von μ_{it} beschreibt den Einfluss von den erklärenden exogenen Variablen, die im Vektor x_{it} zusammengefasst sind und zeitlich variieren können. Der Parametervektor β ist konstant.

Die zweite Komponente von μ_{it} soll die Dynamik des Prozesses erfassen. Es wird angenommen, dass Erwerbstätigkeit in der Vorperiode die Partizipationsentscheidung in der laufenden Periode beeinflusst. Diese Spezifikation ist ein einfacher Spezialfall der allgemeinen Spezifikation in HECKMAN (1981a). Die Motivation für diese Spezifikation ist die Identifikation von Zustandsabhängigkeit. Zustandsabhängigkeit tritt auf, wenn in Folge des Eintretens eines Ereignisses sich die Präferenzen, Preise oder Restriktionen verändern, die für die zukünftigen Entscheidungen eines Individuums relevant sind. Im vorliegenden Fall können Zustandsabhängigkeiten auftreten, indem andauernde Beschäftigung den Marktlohn erhöht oder die Kosten für eine Arbeitsplatzsuche reduziert bzw. eliminiert.

Neben der beschriebenen wahren Zustandsabhängigkeit kann auch scheinbare Zustandsabhängigkeit auftreten. Diese steht im Zusammenhang mit unbeobachteter Heterogenität. Angenommen, es sind zwei Individuen in der Stichprobe, deren beobachtete Merkmale identisch sind. Es ist aber möglich, dass sich diese Individuen in unbeobachteten Merkmalen, z.B. Motivation, unterscheiden. Dadurch haben sie unterschiedliche Wahrscheinlichkeiten, beschäftigt zu sein, und deshalb werden für beide Personen unterschiedliche Arbeitsmarkt-Geschichten beobachtet. Dies scheint dann auf Zustandsabhängigkeit zurückzuführen sein, ist aber in diesem Beispiel nicht der Fall, weil die beobachteten Unterschiede auf die unbeobachtete Heterogenität zurückzuführen sind. Eine Stärke des beschriebenen Modells liegt darin, dass unbeobachtete Heterogenität explizit über die Kovarianzmatrix des stochastischen Teils des Modells berücksichtigt werden kann. Dadurch kann die echte Zustandsabhängigkeit identifiziert werden.

Ein Problem, das in dieser Arbeit vernachlässigt wird, betrifft die Initialisierung des dynamischen Prozesses. Die Annahme, dass die Initialbedingung im relevanten Unter-

suchungszeitraum keine Auswirkungen hat, impliziert, dass der Prozess vor längerer Zeit begann und sich in einem stationären Gleichgewicht befindet. Dies ist sicherlich keine befriedigende Annahme im vorliegenden Fall. Es gibt approximative Lösungen zu diesem Problem (HECKMAN, 1981b), auf deren Anwendung hier aber verzichtet wird.

Der stochastische Term ε_{it} wird folgendermassen spezifiziert:

$$\begin{aligned}\varepsilon_{it} &= \lambda_t \alpha_i + \eta_{it} \\ \eta_{it} &= \rho \eta_{i,t-1} + \zeta_{it}\end{aligned}\quad (5)$$

wobei α_i über die Individuen variiert, aber über die Zeit konstant ist. Dabei wird α_i als normalverteilter Zufallseffekt spezifiziert mit Mittelwert 0 und Varianz 1. λ_t misst den Einfluss des Zufallseffekts in Periode t . Der zweite Teil des stochastischen Terms, η_{it} , wird als autoregressiver Prozess 1. Ordnung mit AR(1) Koeffizienten ρ spezifiziert. Der Störterm ζ_{it} ist identisch und unabhängig normalverteilt mit Mittelwert 0 und Kovarianzmatrix Σ_ζ . Die ζ_{it} sind intertemporal unkorreliert, so dass Σ_ζ eine Diagonalmatrix ist. Diese Spezifikation erlaubt eine persistente unbeobachtete Heterogenität durch einen individuellen Effekt, dessen Einfluss variieren kann, und durch die Fortpflanzung von stochastischen Schocks durch den Koeffizienten ρ .

Die Kovarianzmatrix Σ hat folgendes typisches Element

$$\sigma(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = \lambda_t \lambda_s + \frac{\rho^{|t-s|} \sigma^2(\zeta_t)}{1 - \rho^2}, \quad t \geq s, \quad t, s = 1, \dots, T \quad (6)$$

Die verschiedenen Modelle, die geschätzt werden, unterscheiden sich nur bezüglich der Annahmen über die Spezifikation von (6). Das erste Modell ist ein einfaches Zufallseffekt-Modell, in dem $\lambda_t = \lambda_s = \lambda$ und $\rho = 0$. Der Nachteil des Zufallseffektmodells besteht darin, dass es impliziert, dass die intertemporale Korrelation der Störterme konstant ist. Im zweiten Modell wird deshalb zugelassen, dass λ_t über die Zeit variiert. Diese Spezifikation wird in der Literatur als *one-factor* Spezifikation bezeichnet. Das *one-factor* Modell ist in der Lage, eine Reihe von komplizierteren intertemporalen Korrelationen zu approximieren. Das dritte Modell ist ein reines AR(1) Modell mit $\lambda_t = \lambda_s = 0$ und ρ als freiem Parameter. Das vierte Modell verbindet das Zufallseffekt-Modell mit dem AR(1) Modell, d.h. sowohl λ als auch ρ sind freie Parameter mit der Restriktion $\lambda_t = \lambda_s = \lambda$. In Modell 5 sind alle Parameter der Kovarianzmatrix frei.

In allen Spezifikationen wird Σ_ζ als Einheitsmatrix definiert, so dass $\sigma(\zeta_t, \zeta_s) = 1$ für $t = s$ und $\sigma(\zeta_t, \zeta_s) = 0$ für $t \neq s$. Zur Identifikation des Modells ist theoretisch nur die Restriktion eines Diagonalelements von Σ_ζ notwendig. Der Versuch, die Modelle mit nur einer Restriktion zu schätzen, scheiterte allerdings, weil der Maximierungsalgorithmus nicht konvergierte. Ähnliche Probleme werden auch von LECHNER (1995) gefunden.

Die Schätzung des beschriebenen Modells erfolgt mit Maximum Likelihood. Um die Likelihood Funktion herzuleiten, ist es hilfreich, $J_i = \{y_1, y_2, \dots, y_T\}$ zu definieren als die Menge der Arbeitsmarktstati, die Individuum i von der Periode 1 bis Periode T eingenommen hat. Der Likelihood Beitrag von Beobachtung i ist dann die Wahrscheinlichkeit, dass ihre Sequenz von Arbeitsmarktstati beobachtet wird, d.h.

$$L_i(\theta) = P(J_{iT} | \mu_i, \theta), \quad (7)$$

wobei $\mu_i = (\mu_{i1}, \dots, \mu_{iT})'$ und θ ist der Vektor aller zu schätzenden Parameter. Die Wahrscheinlichkeit $P(J_{iT} | \mu_i, \theta)$ kann in Abhängigkeit von ϵ_i ausgedrückt werden [vgl. (1) und (2)]. Der Grenzwert für ϵ_{it} , gegeben y_{it} , kann ausgedrückt werden als³

$$(2y_{it} - 1)\epsilon_{it} \geq (1 - 2y_{it})\mu_{it} \quad (8)$$

Dadurch wird ein Vektor für die unteren Grenzwerte von ϵ_{it} definiert, die mit den beobachteten y_{it} kompatibel sind. Bezeichnen wir diesen Vektor mit $g_i = (g_{i1}, \dots, g_{iT})$. Mit dieser Definition kann $P(J_{iT} | \mu_i, \theta)$ geschrieben werden als

$$P(J_{iT} | \mu_i, \theta) = \int_{g_{i1}}^{\infty} \int_{g_{i2}}^{\infty} \dots \int_{g_{iT}}^{\infty} f(\epsilon) d\epsilon, \quad (9)$$

wobei $f(\epsilon)$ die multivariate normale Dichtefunktion von ϵ bezeichnet. Die Wahrscheinlichkeit ist somit im allgemeinen Fall ein T -faches Integral. Es kann aber gezeigt werden, dass sich bei der gewählten Spezifikation der Kovarianzmatrix Σ der Ausdruck für $P(J_{iT} | \mu_i, \theta)$ wesentlich vereinfacht, wenn die Restriktion $\rho = 0$ auferlegt wird. In diesem Fall kann die bedingte Wahrscheinlichkeit des Auftretens der Sequenz J_{iT} , $P(J_{iT} | \mu_i, \theta, \alpha_i)$, geschrieben werden als das Produkt der bedingten Wahrscheinlichkeiten des Auftretens jedes Elements von J_{iT} , $P(y_{it} | \mu_i, \theta, \alpha_i)$, wobei

$$P(y_{it} | \mu_i, \theta, \alpha_i) = \Phi(\mu_{it} + \lambda_t \alpha_i), \quad t = 1, \dots, T. \quad (10)$$

und Φ ist die Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung.

3. Dieser kompakte Ausdruck wird häufig zur Beschreibung von Probit-Modellen verwendet. Er ergibt sich aus der Tatsache, dass $y_{it} = 1$ wenn $\epsilon_{it} \geq -\mu_{it}$ und $y_{it} = 0$ wenn $-\epsilon_{it} > \mu_{it}$.

Um die unbedingte Wahrscheinlichkeit $P(J_{it}|\mu_i, \theta)$ zu erhalten, wird dieses Produkt mit der Dichtefunktion von α_i multipliziert und bezüglich α_i integriert

$$L_i(\theta) = \int_{-\infty}^{\infty} \prod_{t=1}^T \left\{ \left[\Phi(\mu_{it} + \lambda_i \alpha_i) \right]^{y_{it}} \left[1 - \Phi(\mu_{it} + \lambda_i \alpha_i) \right]^{1-y_{it}} \right\} \phi(\alpha_i) d\alpha_i \quad (11)$$

wobei ϕ die normale Dichtefunktion ist. Die Berechnung der Likelihood Funktion erfordert eine numerische Integration, die z.B. mit der Gauss-Hermite Prozedur erfolgen kann.

Sobald die Restriktion $\rho = 0$ fallengelassen wird, kann die Wahrscheinlichkeit $P(J_{it}|\mu_i, \theta)$ nicht mehr faktorisiert werden. Die in der Likelihood Funktion auftretenden Integrale höherer Ordnung waren bis vor kurzem prohibitiv für empirische Anwendungen. Erst mit den in den letzten Jahren vorgeschlagenen Methoden zur Simulation multidimensionaler Integrale, sind Schätzungen dieser Art von Modelle möglich geworden. Die Schätzmethode wird deshalb als Simuliertes Maximum Likelihood bezeichnet. Die Simulationsmethode, die sich in der Literatur durchzusetzen scheint, basiert auf Arbeiten von GEWEKE (1991), HAJIVASSILIOU und MCFADDEN (1990) und KEANE (1994) und wird deshalb als GHK Simulator bezeichnet. Der GHK Simulator beruht auf einem «smooth recursive conditioning» Verfahren. Dieses besteht darin, dass die Wahrscheinlichkeit $(J_{it}|\mu_i, \theta)$ in das folgende Produkt bedingter univariater Wahrscheinlichkeiten zerlegt wird

$$P(J_{it}|\cdot) = \Phi(g_{i1})\Phi(g_{i2}|\varepsilon_{i1})\Phi(g_{i3}|\varepsilon_{i1}, \varepsilon_{i2}) \cdots \Phi(g_{iT}|\varepsilon_{i1}, \varepsilon_{i2}, \dots, \varepsilon_{i,T-1}) \quad (12)$$

wobei die rekursive Simulation der bedingten $\varepsilon_{it} | \varepsilon_{i, t-1}, \dots, \varepsilon_{i, T-1}$ mittels sequenzieller Ziehung aus der gestutzten Normalverteilung erfolgt. Eine detailliertere Beschreibung des GHK Simulators findet sich zum Beispiel in KEANE (1994). Alle Schätzungen wurden mit vom Autor geschriebenen GAUSS Programmen durchgeführt.

3. DATEN UND VARIABLENBESCHREIBUNG

Die in dieser Studie verwendeten Daten stammen aus der Schweizerischen Arbeitskräfteerhebung (SAKE), die 1991 erstmals durchgeführt wurde. Die SAKE ist eine Telefonbefragung zum Thema Erwerbsleben bei rund 17'000 Personen, die vom Bundesamt für Statistik jeweils im zweiten Jahresquartal durchgeführt wird. Sie beschränkt sich auf die ständige Wohnbevölkerung; Saisonniers und Grenzgänger sind nicht berücksichtigt. Die SAKE ist als rotierendes Panel konzipiert, das sich nach 5 Jahren vollständig erneuert hat.

Tabelle 1: Verteilung der und Übergänge zwischen den Erwerbsstati

	1991	1992	1993	1994	1995
Verteilung (in % Quote)					
Erwerbstätig	1001 (72.7)	1547 (73.5)	1503 (71.4)	1485 (70.5)	969 (70.7)
Nicht erwerbstätig	376 (27.3)	557 (26.5)	602 (28.6)	619 (29.5)	401 (29.3)
davon arbeitslos	35 (9.3)	59 (10.6)	71 (11.8)	61 (9.9)	43 (10.6)
Nicht in Welle	728	0	0	0	735
Übergänge					
E → N ^a		54	106	105	50
davon nach A		17	37	35	16
N → E		51	62	87	55
davon aus A		14	20	36	14

Bemerkungen:

^aE: Erwerbstätig; N: Nicht erwerbstätig; A: Arbeitslos

Das oben beschriebenen Modell wurde mit Daten der ersten 5 Wellen der SAKE geschätzt. Der Schätzdatensatz umfasst Frauen, die in mindestens 4 Wellen partizipiert haben. Weil die SAKE ein rotierendes Panel ist, führt diese Restriktion dazu, dass die Anzahl Beobachtungen in der ersten und in der letzten Welle kleiner ist als in den restlichen Wellen. Es wurden nur Frauen berücksichtigt, die in jeder Welle entweder als «Angestellt erwerbstätig», «Erwerbslos» oder «Nicht erwerbstätig» beobachtet worden sind. Für die vorliegende Anwendung wurden die Arbeitsmarktstati «Erwerbslos» und «Nicht erwerbstätig» zusammengefasst. Tabelle 1 zeigt die Verteilung der Beobachtungen auf die Erwerbsstati und die Übergänge zwischen den Erwerbsstati im Beobachtungszeitraum. Im Untersuchungsdatensatz hat die Erwerbsquote von 1992 bis 1994 abgenommen und 1995 wieder leicht zugenommen. Der Anteil der Arbeitslosen an den Nichterwerbstätigen hat ebenfalls leicht zugenommen, blieb aber mit Ausnahme von 1993 relativ konstant bei etwa 10%. Die untere Hälfte der Tabelle zeigt die beobachteten Übergänge zwischen den Erwerbsstati. Der Anteil der Übergänge in die Arbeitslosigkeit an den Übergängen in die Nichterwerbstätigkeit ist konstant bei etwa einem Drittel. Insgesamt deutet dies darauf hin, dass die Zusammenfassung der Arbeitsmarktstati «Erwerbslos» und «Nicht erwerbstätig» zwar unbefriedigend ist, aber vermutlich keine gravierende Fehlspezifikation darstellt. Die Schätzung eines Modells, das zwischen Arbeitslosigkeit und Nichtpartizipation unterscheidet, ist für spätere Forschungsarbeit vorgesehen.

Tabelle 2: Variablenbeschreibung

Variable	Beschreibung	Mittelwerte				
		1991	1992	1993	1994	1995
ARBERF	Potentielle Arbeitserfahrung, (Alter – Ausbildungsjahre – 7), logarithmiert.	2.73				
ARBERF2	ARBERF im Quadrat	0.80				
TIEF	Tiefes Ausbildungsniveau, Dummy	0.17				
MITTEL	Mittleres Ausbildungsniveau, Dummy	0.16				
HOCH	Hohes Ausbildungsniveau, Dummy	0.08				
AUSL	Ausländerin, Dummy	0.14				
PART_E	Partner erwerbstätig, Dummy	0.58	0.59	0.60	0.60	0.60
PART_AUS ^a	Ausbildungsjahre des Partners	0.83	0.83	0.85	0.86	0.86
HAUS	Hausbesitz, Dummy	0.25	0.26	0.27	0.28	0.28
FAM	Familiengrösse, logarithmiert	0.81	0.82	0.83	0.83	0.83
DJK	Präsenz eines Kindes zwischen 0 und 6 Jahren, Dummy	0.21	0.21	0.21	0.21	0.20
GEBURT	Geburt eines Kindes im Verlauf des letzten Jahres, Dummy	0.03	0.04	0.04	0.04	0.04
ALQ	Kantonale Arbeitslosenquote, BIGA	0.46	2.7	4.97	5.53	2.89
Y_L	Erwerbstätig im letzten Jahr, Dummy	0.72	0.72	0.73	0.71	0.71
Gültige Beobachtungen ^b		1378	2105	2105	2105	1370

^a Die Ausbildung des Partners ist zeitvariabel, weil eine Frau nicht notwendigerweise während der gesamten Beobachtungsperiode denselben Partner hat.

^b Die Anzahl gültiger Beobachtungen für die Jahre 1991 und 1995 ist geringer aufgrund des rotierenden Panels. Es sind 2105 Beobachtungen, von denen ein Teil keine Angaben zur ersten Welle und ein anderer Teil keine Angaben zur letzten Welle hat.

Quelle: SAKE 1991-1995, eigene Berechnungen. Für 1991 und 1995 sind jeweils nur die gültigen Beobachtungen verwendet worden zur Berechnung der Mittelwerte.

Für die empirische Analyse wurden nur Frauen, die zwischen 20 und 60 Jahre alt sind, berücksichtigt. Beobachtungen, für die Angaben für die im Modell verwendeten Variablen fehlen, wurden ausgeschlossen. Eine Variable, die der Literatur zufolge wichtig ist für die Partizipationsentscheidung, ist das Nichterwerbseinkommen der Frau, das definiert ist als Haushaltseinkommen minus ihr Erwerbseinkommen. Die Variable Haushaltseinkommen ist allerdings problematisch in der SAKE; die Streichung der Beobachtungen, die nicht komplette Informationen über das Haushaltseinkommen während der gesamten Untersuchungsperiode enthalten, würde zu einem Verlust von über

50% der Beobachtungen führen. Deshalb wird versucht, mit den Variablen PART_E (Partner erwerbstätig), PART_AUS (Ausbildung des Partners) und HAUS (Hausbesitz) das Nichterwerbseinkommen zu approximieren.

Tabelle 2 beschreibt die verwendeten Variablen und deren Mittelwerte.⁴ Die ersten 6 Variablen werden als zeitkonstant betrachtet. Der verzögerte Erwerbsstatus Y_L in der ersten Beobachtungsperiode ist mit Hilfe der retrospektiven Informationen in der SAKE konstruiert worden. Es ist zu beachten, dass die Variablen zur Familienstruktur, insbesondere GEBURT, an sich endogene Wahlgrößen sind. Die Schätzung eines simultanen Arbeitsangebots- und Fertilitätsmodells ist für zukünftige Forschungsarbeit vorgesehen.

4. ERGEBNISSE

Tabelle 3 zeigt die Schätzergebnisse für die 5 Modellspezifikationen. Positive Koeffizienten implizieren einen positiven Einfluss der entsprechenden Variablen auf die Partizipationswahrscheinlichkeit. Es ist zu beachten, dass die absolute Grösse der Koeffizienten nicht aussagekräftig ist, weil die Wahrscheinlichkeit auch von der geschätzten Kovarianzmatrix des Störterms abhängt, die von Modell zu Modell variiert.

Die Resultate für die Modelle 1 und 2 unterscheiden sich kaum, und die Schätzwerte für λ_j ($j = 1, \dots, 5$) sind nicht signifikant voneinander verschieden. Aufgrund eines Likelihood-Ratio Tests wird Modell 1 allerdings gegenüber Modell 2 verworfen (Teststatistik = 11.1, $\chi^2_{4, 0.05} = 9.5$). Im Vergleich der Modelle 3, 4 und 5 wird hingegen Modell 3 klar gegenüber den Modellen 4 und 5 verworfen (Teststatistik = 202.0 [$\chi^2_{1, 0.05} = 3.8$] bzw. 213.9 [$\chi^2_{5, 0.05} = 11.1$]). Die reine AR(1) Spezifikation scheint somit in der vorliegenden Anwendung nicht geeignet zu sein. Dies spiegelt sich auch z.T. in den geschätzten Koeffizienten wider, am deutlichsten bei Y_L, dessen Koeffizient in Modell 3 nur etwa halb so gross ist wie in den übrigen Spezifikationen. Der AR(1) Koeffizient hingegen ist relativ nahe bei 1, während er in den Modellen 4 und 5 negativ ist. Dies reflektiert das Problem, dass die AR(1) Spezifikation die Dynamik bzw. Persistenz des Prozesses nicht adäquat abbilden kann. Aufgrund des Likelihood Ratio Tests ist die Restriktion, dass alle λ_j ($j = 1, \dots, 5$) gleich sind, abzulehnen, d.h. Modell 5 ist Modell 4 vorzuziehen (Teststatistik = 11.8 [$\chi^2_{4, 0.05} = 9.5$]). Modell 5 ist die allgemeinste betrachtete Spezifikation, und alle Spezialfälle davon (Modelle 1–4) werden zugunsten von Modell 5 verworfen. Daher beruht die nachfolgende Diskussion der Schätzergebnisse auf Modell 5.⁵ Allerdings sind die Schätzwerte für die meisten Parameter sehr ähnlich in den verschiedenen Spezifikationen.

4. Eine Dokumentation der Codierung der Variablen ist vom Autor auf Anfrage erhältlich.

5. Es ist zu beachten, dass die Modelle 3–5 mit SML geschätzt worden sind, d.h. die Wahrscheinlichkeiten in der Likelihoodfunktion wurden simuliert. Die Likelihoodfunktion ist somit konditional bezüglich der Anzahl der Wiederholungen in der Simulation.

Tabelle 3: Schätzergebnisse für alternative Modellspezifikationen

	Modell 1		Modell 2		Modell 3									
Variable	Koeff.	t-Wert	Koeff	t-Wert	Koeff	t-Wert								
KONSTANTE	1.03	2.97	1.10	3.34	1.50	3.77								
ARBERF	1.14	3.77	1.09	3.94	1.19	2.90								
ARBERF2	−2.84	−4.50	−2.77	−4.76	−3.00	−3.31								
TIEF	−0.12	−1.16	−0.12	−1.12	−0.11	−0.90								
MITTEL	0.10	0.90	0.12	1.02	0.10	0.84								
HOCH	0.55	3.39	0.59	3.76	0.54	3.09								
AUSL	0.38	3.13	0.36	3.07	0.37	2.87								
PART_E	−0.09	−0.83	−0.09	−0.86	−0.09	−0.86								
PART_AUS	−0.17	−1.83	−0.18	−2.05	−0.17	−1.87								
HAUS	−0.14	−1.61	−0.14	−1.64	−0.11	−1.23								
FAM	−0.97	−8.96	−0.92	−8.55	−1.11	−9.47								
DJK	−1.03	−9.75	−1.02	−9.93	−1.13	−8.23								
GEBURT	−0.57	−5.46	−0.62	−5.82	−0.37	−3.73								
ALQ	−0.09	−6.95	−0.10	−6.69	−0.07	−5.22								
Y_L	1.54	22.65	1.59	22.86	0.85	9.14								
λ_1	1.22	15.67	1.38	12.86	–	–								
λ_2	–	–	1.10	12.25	–	–								
λ_3	–	–	1.20	10.95	–	–								
λ_4	–	–	1.09	9.76	–	–								
λ_5	–	–	1.37	10.82	–	–								
ρ	–	–	–	–	0.80	33.37								
Log Likelihood	−2596.37		−2590.81		−2693.62									
Kovarianzmatrix	2.5	1.5	1.5	1.5	1.5	2.9	1.5	1.7	1.5	1.9	2.9	2.3	1.9	1.5
		2.5	1.5	1.5	1.5			2.2	1.3	1.2	1.5	2.9	2.3	1.9
			2.5	1.5	1.5				2.4	1.3	1.6		2.9	2.3
				2.5	1.5					2.2	1.5		2.9	2.3
					2.5						2.9		2.9	2.3

Quelle: Eigene Berechnungen aufgrund der SAKE 1991–1995.

Anzahl Beobachtungen: 2105

Anzahl Replikationen in Modell 3: 100

Tabelle 3 (Fortsetzung): Schätzergebnisse für alternative Modellspezifikationen

Modell 4			Modell 5		
Variable	Koeff	t-Wert	Koeff	t-Wert	
KONSTANTE	1.04	3.00	1.05	3.55	
ARBERF	1.11	3.97	1.12	4.49	
ARBERF2	-2.81	-4.83	-2.84	-5.29	
TIEF	-0.11	-1.09	-0.10	-0.97	
MITTEL	0.07	0.63	0.09	0.80	
HOCH	0.48	3.09	0.52	3.32	
AUSL	0.36	3.18	0.35	3.01	
PART_E	-0.13	-1.27	-0.12	-1.16	
PART_AUS	-0.18	-1.67	-0.19	-2.08	
HAUS	-0.12	-1.27	-0.12	-1.46	
FAM	-0.95	-8.44	-0.90	-8.36	
DJK	-1.01	-10.07	-1.01	-9.69	
GEBURT	-0.64	-5.85	-0.70	-6.25	
ALQ	-0.10	-7.66	-0.12	-7.29	
Y_L	1.76	23.18	1.80	20.30	
λ_1	1.23	16.22	1.43	12.83	
λ_2	—	—	1.12	12.58	
λ_3	—	—	1.19	10.70	
λ_4	—	—	1.11	9.98	
λ_5	—	—	1.38	10.69	
ρ	-0.20	-4.24	-0.20	-3.93	
Log Likelihood	-2592.62		-2586.69		
Kovarianzmatrix	2.6 1.3 1.6 1.5 1.5 2.6 1.3 1.6 1.5 2.6 1.3 1.6 2.6 1.3 2.6		3.1 1.4 1.7 1.6 2.0 2.3 1.1 1.3 1.5 2.5 1.1 1.7 2.3 1.3 2.9		

Quelle: Eigene Berechnungen aufgrund der SAKE 1991-1995.

Anzahl Beobachtungen: 2105

Anzahl der Replikationen: 100

Den stärksten Einfluss hat der verzögerte Erwerbsstatus; Erwerbstätigkeit in der Vorperiode erhöht die Wahrscheinlichkeit der Erwerbstätigkeit in der laufenden Periode beträchtlich. Zustandsabhängigkeit spielt somit eine wichtige Rolle, selbst wenn man für unbeobachtbare Heterogenität korrigiert.

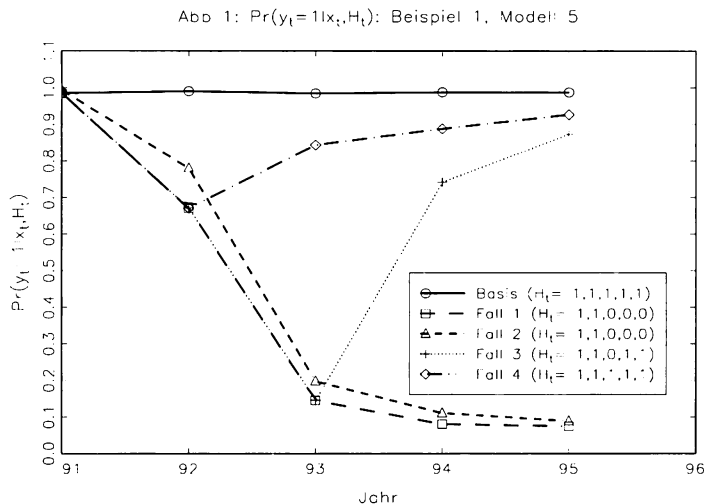
Die potentielle Berufserfahrung zu Beginn der Beobachtungsperiode hat den gemäss der Literatur zu erwartenden konkaven Einfluss. Von den Bildungsniveau-Dummies hat nur HOCH einen signifikanten Einfluss. Frauen mit hohem Ausbildungsniveau, ebenso wie Ausländerinnen, haben somit eine höhere Partizipationswahrscheinlichkeit. Die Proxies für das Nichterwerbseinkommen haben alle den erwarteten negativen Einfluss. Allerdings ist nur der Koeffizient von PART_AUS signifikant. Einen starken negativen Einfluss haben die Familiencharakteristika Familiengrösse, Präsenz eines kleinen Kindes und Geburt eines Kindes im letzten Jahr. Die Familiengrösse kann auch als Proxy für das Nichterwerbseinkommen wirken. Die Lage auf dem Arbeitsmarkt, dargestellt durch die kantonale Arbeitslosenquote, beeinflusst die Partizipationswahrscheinlichkeit negativ. Insgesamt haben somit die sozio-ökonomischen Variablen den erwarteten und in den meisten Fällen signifikanten Einfluss auf die Partizipationswahrscheinlichkeit.

Der Individualeffekt α_i hat einen starken Einfluss, der in der ersten und letzten Periode am stärksten ist. Die Ergebnisse für Modell 3 zeigen deutlich, dass für diese Anwendung mit relativ starker Persistenz in den Daten, die Berücksichtigung eines konstanten Individualeffekts notwendig ist. Der negative Wert für ρ impliziert, dass sich zufällige «Schocks» mit alternierendem Vorzeichen fortpflanzen, wobei sie allerdings relativ rasch abklingen. Dies spiegelt sich auch in den Kovarianzmatrizen wider, die sich durch die geschätzten Kovarianzparameter ergeben. Es fällt auf, dass die Kovarianzmatrizen der Modelle 2 und 5 sehr ähnliche intertemporale Korrelationen implizieren. Dies bestätigt die oben gemachte Aussage, dass die *one-factor* Spezifikation in der Lage ist, kompliziertere intertemporale Korrelationen zu approximieren.

Aus ökonometrischer Sicht interessant ist das Ergebnis, dass im Fall des simulierten Maximum Likelihood 100 Ziehungen notwendig sind, um robuste Ergebnisse zu erhalten. In den wenigen bisher vorliegenden Anwendungen der Methode wurden in der Regel 15–25 Ziehungen verwendet. Im vorliegenden Fall ist der Wert der Likelihood Funktion von Modell 5 bei 30 Ziehungen schlechter als derjenige von Modell 2. Erst ab etwa 60 Ziehungen ist der Wert der Likelihoodfunktion von Modell 5 besser, und erst ab etwa 90 Ziehungen ist keine weitere Verbesserung durch Erhöhung der Ziehungen erkennbar. Dies deutet darauf hin, dass in dynamischen Modellen weit mehr Ziehungen notwendig sind als in statischen Modellen, die in den Arbeiten von BÖRSCH-SUPAN und HAJIVASSILIOU (1993) und von KEANE (1994) diskutiert worden sind. Meine Ergebnisse unterstützen die Monte-Carlo Ergebnisse von LEE (1995), die ebenfalls darauf hindeuten, dass in dynamischen Modellen deutlich mehr Ziehungen notwendig sind.

5. IMPLIKATIONEN DER SCHÄTZERGESBNISSE

In diesem Abschnitt werden anhand einiger Simulationen die Implikationen der in Tabelle 3 ausgewiesenen Schätzergebnisse illustriert. In den Abbildungen 1 und 2 werden die erwarteten Erwerbswahrscheinlichkeiten, gegeben den Vektor X der persönlichen Charakteristika und den Erwerbsstatus der Vorperiode, für einen Basisfall und 4 Variationen davon dargestellt. Die Variationen betreffen sowohl Veränderungen der persönlichen Charakteristika als auch alternative Annahmen über die Erwerbsbiographie im betrachteten Zeitraum. Die Ergebnisse werden jeweils für Modell 5 dargestellt. Die entsprechenden Ergebnisse für die übrigen Modelle sind den dargestellten Ergebnissen sehr ähnlich. In den betrachteten Erwerbsgeschichten steht 1 für Partizipation und 0 für Nichtpartizipation. Die im folgenden verwendeten Erwerbssequenzen beziehen sich jeweils auf den Erwerbsstatus in der Vorperiode, d.h. auf die Jahre 1990–1994.⁶ Die dargestellte Wahrscheinlichkeit, zum Zeitpunkt t erwerbstätig zu sein, ist die gemeinsame Wahrscheinlichkeit, $y_t=1$ und H_t zu beobachten, dividiert durch die Wahrscheinlichkeit, H_t zu beobachten, wobei H_t die Erwerbsgeschichte bis zum Zeitpunkt t bezeichnet, gegeben jeweils der Vektor der persönlichen Charakteristika x_t .



6. Die erste Ziffer der Erwerbsgeschichte H bezieht sich jeweils auf den Erwerbsstatus im Jahr 1990. Die Erwerbsgeschichte $H=1,1,0,1,0$ bedeutet somit, dass die Frau in den Jahren 1990, 1991 und 1993 erwerbstätig war.

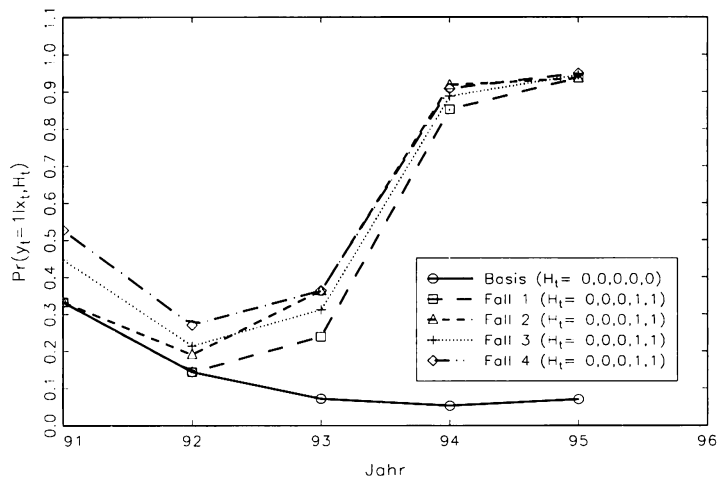
Der Basisfall im ersten Beispiel (Abbildung 1) ist eine ledige Frau mit kontinuierlicher Erwerbstätigkeit. Sie ist 30 Jahre alt, Schweizerin, hat Lehrabschluss, keine Kinder, kein Hausbesitz. Die Arbeitslosenquote entspricht dem schweizerischen Durchschnitt in jedem Jahr. Für diese Frau ist die erwartete Partizipationswahrscheinlichkeit in jedem Jahr nahezu 1.

In der ersten Variation (Fall 1) wird angenommen, dass die Frau zwischen der ersten und zweiten Periode heiratet und ein Kind bekommt (die Ausbildung des Mannes entspricht dem Stichprobenmittel). Die unterstellte Erwerbsbiographie ist 1,1,0,0,0. Für diese Frau ist die Partizipationswahrscheinlichkeit in der zweiten Periode (1992) trotz der Heirat und der Geburt relativ gross (0.68 in Modell 5). Dies ist, ebenso wie die starke Abnahme der Partizipationswahrscheinlichkeit in Periode 3 auf 0.15, auf die Zustandsabhängigkeit zurückzuführen. Sobald dieser Effekt wirkungslos ist (ab Periode 3), bleibt die Partizipationswahrscheinlichkeit relativ konstant bei etwa 0.1. Diese erstaunlich hohe Partizipationswahrscheinlichkeit trotz Geburt eines Kindes ist auch in den Daten erkennbar. Von den Frauen, die 1991 erwerbstätig waren und zwischen den Interviews der Jahre 1991 und 1992 ein Kind bekommen haben, sind rund 60% auch 1992 erwerbstätig.

Fall 2 beschreibt dieselbe Erwerbsbiographie für eine Frau mit hohem Ausbildungsniveau. Im Vergleich mit Fall 1 ist die Partizipationswahrscheinlichkeit durchwegs höher, wobei sich die Differenz aber im Verlauf der Zeit verkleinert.

Im dritten Fall wird für eine Frau mit denselben Charakteristika wie in Fall 1 die Erwerbsgeschichte 1,1,0,1,1 betrachtet. Bis zum Jahr 1993 sind die Partizipationswahrscheinlichkeiten gleich wie in Fall 1. Erst in der vierten Periode schlägt sich die Erwerbstätigkeit in der Vorperiode nieder und erhöht die Partizipationswahrscheinlichkeit deutlich, die in der fünften Periode nochmals leicht zunimmt.

Im vierten Fall wird die Entwicklung der Partizipationswahrscheinlichkeiten wiederum für eine Frau mit den Eigenschaften von Fall 1 unter der Annahme ununterbrochener Erwerbstätigkeit dargestellt. Deren Partizipationswahrscheinlichkeit ist bereits in der dritten Periode etwa 0.9 und steigt danach weiter leicht an. Im Vergleich mit Fall 3 ist interessant, dass der einmalige Erwerbsunterbruch in der zweiten Periode von Fall 3 dazu führt, dass die Partizipationswahrscheinlichkeit auch in der fünften Periode noch erkennbar kleiner ist als bei Fall 4. Auf dieses wichtige Ergebnis, dass sich selbst einmalige, kurzfristige Ereignisse noch einige Perioden später erkennbar niederschlagen, kommen wir weiter unten nochmals zurück. Zudem fällt auf, dass sich die simulierten Wahrscheinlichkeiten zwischen den beiden betrachteten Modellen kaum unterscheiden.

Abb 2: $\Pr(y_t=1|x_t, H_t)$: Beispiel 2, Modell 5

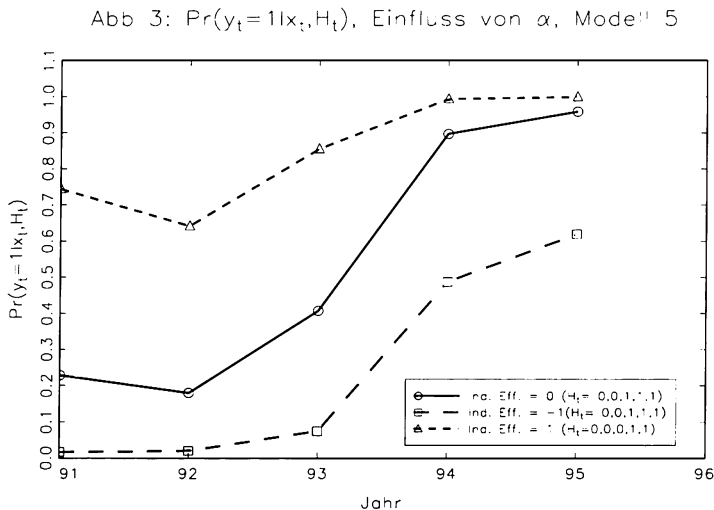
Im zweiten Beispiel werden die Partizipationswahrscheinlichkeiten für eine in der ersten Periode 40-jährige verheiratete Frau mit 2 Kindern, von denen eines jünger als 7 Jahre ist, dargestellt. Sie ist Schweizerin und hat Lehrabschluss. Ihr Mann ist erwerbstätig, hat durchschnittliche Ausbildung und besitzt kein Haus. Der Basisfall beschreibt die Partizipationswahrscheinlichkeiten für die Erwerbsgeschichte 0,0,0,0,0. Die Wahrscheinlichkeit ist etwa 0.3 in der ersten Periode und sinkt auf etwa 0.1 in der vierten Periode. Dieses Absinken ist in erster Linie auf die Zunahme der Arbeitslosenquote zurückzuführen.

Bei Fall 1 wird angenommen, dass in der 3. Periode das jüngere Kind schulpflichtig wird ($DYC = 0$) und die Frau beschliesst, wieder in das Erwerbsleben einzusteigen. Die unterstellte Erwerbsgeschichte ist somit 0,0,0,1,1. Die Partizipationswahrscheinlichkeit ist bereits in der dritten Periode grösser als im Basisfall, weil $DYC = 0$ ist ab dieser Periode. Ab der vierten Periode ist die Partizipationswahrscheinlichkeit wegen der Zustandsabhängigkeit sehr hoch (etwa 0.9) und steigt bis 0.95 in der fünften Periode.

Fall 2 unterscheidet sich von Fall 1 darin, dass die Arbeitslosenquote konstant auf dem Niveau von 1991 bleibt. Entsprechend ist die Partizipationswahrscheinlichkeit in der dritten Periode um etwa 0.1 grösser. Im weiteren Verlauf nimmt diese Differenz aber kontinuierlich ab und ist beinahe Null in der letzten Periode.

Im dritten Fall verfügt die Frau, im Gegensatz zu Fall 1, über ein hohes Ausbildungsniveau. In Fall 4 ist die Frau eine Ausländerin mit hohem Ausbildungsniveau. Während die Partizipationswahrscheinlichkeiten in der ersten Periode noch um 0.2 (Fall 4) bzw.

0.1 (Fall 3) grösser sind als bei Fall 2, sinkt diese Differenz in der zweiten Periode deutlich, und in der dritten Periode (in der die Arbeitslosigkeit beträchtlich ist) ist die Partizipationswahrscheinlichkeit von Fall 2 höher (Fall 3) bzw. gleich gross (Fall 4). Nachdem die Zustandsabhängigkeit zum Tragen kommt (ab Periode 4), gleichen sich die Wahrscheinlichkeiten der 4 Fälle auf sehr hohem Niveau (0.95 in der 5. Periode) an. Dieses Beispiel illustriert deutlich die Wichtigkeit der Situation auf dem Arbeitsmarkt. Abbildung 3 illustriert anhand von Fall 1 aus dem zweiten Beispiel (Abb. 2) den Einfluss



des unbeobachtbaren Individualeffekts α für $\alpha = -1, 0, 1$. Es zeigt sich der erwartete Effekt: für $\alpha = 1$ ist die Partizipationswahrscheinlichkeit bereits in der ersten Periode, in der das jüngere Kind noch nicht schulpflichtig ist, relativ hoch (etwa 0.7). In der dritten Periode steigt die Wahrscheinlichkeit auf etwa 0.9, in der Folge ist sie nahezu Eins. Im gegenteiligen Fall von $\alpha = -1$ ist die Partizipationswahrscheinlichkeit zunächst nahezu Null und steigt in den letzten zwei Perioden, in denen die Zustandsabhängigkeit zum Tragen kommt, auf etwa 0.5 bzw. 0.6. Für $\alpha = 0$ entspricht der Verlauf in etwa demjenigen von Fall 1 in Abb. 2, wenn auch auf etwas tieferem Niveau.

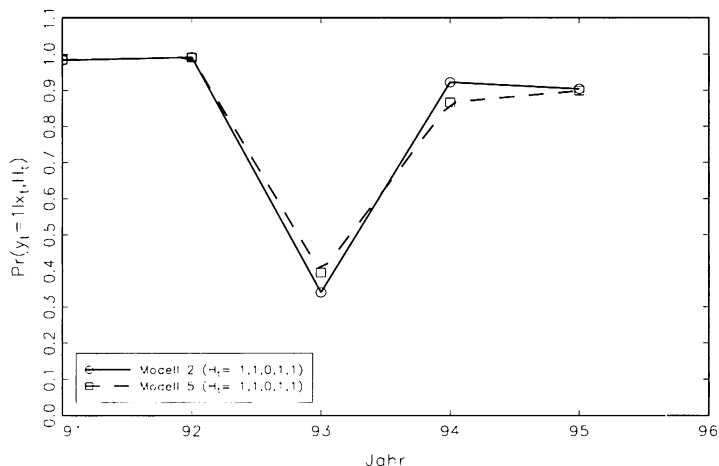
Abb 4: $\Pr(y_t = 1 | H_t, x_t)$, Einfluss von ρ 

Abb. 4 illustriert den Einfluss des AR(1) Koeffizienten ρ anhand der Modelle 2 und 5. Dargestellt ist eine Variante des Basisfalls von Beispiel 1, in dem angenommen wird, dass ein zufälliger «Schock» in Periode 2 eine einperiodige Nichterwerbstätigkeit bewirkt. Abb. 4 zeigt zweierlei deutlich: erstens unterscheidet sich die Anpassung an den Schock zwischen den Modellen. Der negative AR(1) Koeffizient in Modell 5 bewirkt, dass die Partizipationswahrscheinlichkeit in Periode 3 in Modell 5 grösser ist als in Modell 2, aber in Periode 4 kleiner. Der AR(1) Koeffizient bewirkt somit eine Dämpfung der Anpassung im Vergleich zu Modell 2. In der letzten betrachteten Periode scheint dieser Anpassungsprozess abgeschlossen zu sein. Zweitens, und das erscheint besonders wichtig, ist die Partizipationswahrscheinlichkeit in Periode 5, drei Perioden nach Auftreten des Schocks, noch nicht wieder auf dem Niveau, das sie vor dem Schock hatte. Eine einmalige Nichterwerbstätigkeit, z.B. aufgrund von Arbeitslosigkeit, hat also langfristige Auswirkungen auf die Wahrscheinlichkeit, in den Folgeperioden erwerbstätig zu sein.

Diese illustrativen Simulationen liefern im wesentlichen zwei Hauptaussagen: erstens werden die Effekte von Veränderungen der persönlichen Charakteristika von der Zustandsabhängigkeit dominiert oder zumindest stark abgeschwächt. Dieses Ergebnis ist auch relevant für die Fragestellung nach den negativen Anreiz- und Wohlfahrtseffekten der Einkommenssteuer, die im Vordergrund eines Grossteils der Arbeitsangebotsliteratur steht. Die starke Persistenz des Erwerbsverhaltens lässt vermuten, dass die Arbeits-

angebotseffekte einer Steuerreform, in der die marginalen Steuersätze reduziert werden, nur gering wären. Dabei ist allerdings zu betonen, dass in der vorliegenden Arbeit das gesamte Steuersystem nicht explizit berücksichtigt wurde.

Zweitens schlagen sich kurzfristige Erwerbsunterbrüche auch einige Perioden später noch erkennbar in einer im Vergleich mit ununterbrochener Erwerbstätigkeit tieferen Partizipationswahrscheinlichkeit nieder. Dieser Effekt ist zwar numerisch nicht gross, aber kumuliert über mehrere Perioden, kann die erwartete Erwerbsquote mehrere Prozentpunkte abnehmen. Es ist allerdings im Rahmen dieser Arbeit, in der Arbeitslosigkeit nicht explizit berücksichtigt worden ist, nicht möglich, daraus Schlussfolgerungen bezüglich mittelfristiger Effekte einer temporär erhöhten Arbeitslosigkeit zu ziehen.

Schliesslich bleibt festzuhalten, dass sich die qualitativen Ergebnisse kaum zwischen den verschiedenen Modellspezifikationen unterscheiden. Insbesondere die Modelle 2 und 5 liefern nahezu identische Aussagen. Modell 5 ist zwar nach statistischen Kriterien Modell 2 überlegen, aber der Preis für diese Verbesserung in Form eines enorm höheren Schätzaufwandes scheint zumindest im vorliegenden Fall nicht gerechtfertigt zu sein. In Paneldaten mit relativ geringer Dynamik scheint nach diesen Ergebnissen eine *one-factor* Spezifikation ausreichend flexibel zu sein. Weitere Forschungsarbeit in diese Richtung ist notwendig.

6. ZUSAMMENFASSUNG

Mit den seit 1991 zur Verfügung stehenden Paneldaten der Schweizerischen Arbeitskräfteerhebung (SAKE) ist es erstmals möglich, für die Schweiz ein dynamisches Modell des Erwerbsverhaltens von Frauen auf Individualbasis mikroökonometrisch zu schätzen. Zu diesem Zweck wurde ein dynamisches Probit-Modell der Erwerbsbeteiligung von Frauen spezifiziert

Die Schätzung des Modells erfolgt mit Simuliertem Maximum Likelihood. Aufgrund der Ergebnisse ist der Entscheidungsprozess bezüglich Erwerbsbeteiligung von grosser Persistenz aufgrund von Zustandsabhängigkeit gekennzeichnet. Kurzfristige Erwerbsunterbrüche schlagen sich auch einige Perioden später noch erkennbar in einer im Vergleich mit ununterbrochener Erwerbstätigkeit tieferen Partizipationswahrscheinlichkeit nieder.

Es ist zu betonen, dass die vorgestellten Ergebnisse auf einer reduzierten Form eines strukturellen intertemporalen Arbeitsangebotsmodells beruhen. Zudem wurde das gesamte Steuer- und Sozialversicherungssystem nicht explizit berücksichtigt. Eine weitere Einschränkung besteht darin, dass die Arbeitsmarktstati «Erwerbslos» und «Nicht erwerbstätig» zusammengefasst wurden. Die Schätzung eines Modells, das zwischen Arbeitslosigkeit und Nichtpartizipation unterscheidet, ist für spätere Forschungsarbeit vorgesehen. Schliesslich bleibt zu untersuchen, inwieweit die Vernachlässigung der Anfangsbedingungen des dynamischen Prozesses die Ergebnisse beeinflusst hat.

LITERATUR

- BÖRSCH-SUPAN, A. and V.A. HAJIVASSILIOU (1993). «Smooth Unbiased Multivariate Probabilities Simulators for Maximum Likelihood Estimation of Limited Dependent Variables», *Journal of Econometrics* 58, 347–368.
- ECKSTEIN, Z. and K.I. WOLPIN, (1990). «On the Estimation of Labour Force Participation, Job Search, and Job Matching Models Using Panel Data», in: WEISS, Y. and G. FISHELSON (eds.), *Advances in the Theory and Measurement of Unemployment*, New York: St. Martin's Press.
- FLAIG, G., G. LICHT and V. STEINER (1993). «Testing for State Dependence Effects in a Dynamik Model of Male Unemployment Behaviour», Discussion Paper 93–07, Mannheim: ZEW.
- GEWEKE, J. (1991). «Efficient Simulation from the Multivariate Normal and Student-t Distribution Subject to Linear Constraints», in: Keramides, E.M. (ed.), *Computing Science and Statistics: Proceedings of the 23rd Symposium on the Interface*, Fairfax: Interface Foundation, 571–578.
- HAJIVASSILIOU, V.A. and D. MCFADDEN (1990). «The Method of Simulated Scores, with Applications to Models of External Debt Crisis», *Cowles Foundation Working Paper* 967, New Haven: Yale University.
- HECKMAN, J.J. (1981a). «Statistical Models for Discrete Panel Data», in: Manski, C.F. and D. McFadden (eds.), *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Analysis*, Cambridge (Mass.): MIT Press.
- HECKMAN, J.J. (1981b). «The Incidental Parameter Problem and the Problem of Initial Conditions in estimating a Discrete Time-Discrete Data Stochastic Process», in: Manski, C.F. and D. McFadden (eds.), *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Analysis*, Cambridge (Mass.): MIT Press.
- HSIAO, C. (1986). *Analysis of Panel Data*, Cambridge (Mass.): Cambridge University Press.
- KEANE, M.P. (1994). «A Computationally Practical Simulation Estimator for Panel Data», *Econometrica* 62, 95–116.
- LECHNER, M. (1995). *Ökonometrische Modelle für qualitative Paneldaten*, Frankfurt/Main: Campus.
- LEE, L.F. (1995). «Asymptotic Bias in Simulated Maximum Likelihood Estimation of Discrete Choice Models», *Econometric Theory* 11, 437–483.
- MÜHLEISEN, M. (1994). *Human Capital Decay and Persistence - A Simulation Estimation*, Frankfurt/Main: Campus.
- OECD (1993). *Economic Surveys, Switzerland*, Paris.
- OECD (1996). *Labour Market Policies in Switzerland*, Paris.

ZUSAMMENFASSUNG

Mit den seit 1991 zur Verfügung stehenden Paneldaten der Schweizerischen Arbeitskräfteerhebung (SAKE) ist es erstmals möglich, für die Schweiz ein dynamisches Modell des Erwerbsverhaltens von Frauen auf Individualbasis mikroökonomisch zu schätzen. Zu diesem Zweck wird ein dynamisches Probit-Modell der Erwerbsbeteiligung von Frauen geschätzt. Das Modell wird mit verschiedenen Spezifikationen der Kovarianzmatrix der Störterme geschätzt, wobei in den komplexeren Fällen die Methode von Simuliertem Maximum Likelihood verwendet wird. Der Entscheidungsprozess bezüglich Erwerbsbeteiligung ist von grosser Persistenz aufgrund von Zustandsabhängigkeit gekennzeichnet. Kurzfristige Erwerbsunterbrüche schlagen sich auch einige Perioden später noch erkennbar in einer im Vergleich mit ununterbrochener Erwerbstätigkeit tieferen Partizipationswahrscheinlichkeit nieder. Persönliche Charakteristika wie Zivilstand, Familienzusammensetzung und Ausbildung haben einen signifikanten Einfluss auf die Entscheidung, am Arbeitsmarkt zu partizipieren. Die Lage auf dem Arbeitsmarkt spielt ebenfalls eine wichtige Rolle.

SUMMARY

Using the Swiss Labour Force Survey panel data I estimate a dynamic probit model of female labour market participation. The model is estimated with several specifications of the covariance matrix of the error terms. In the more complicated cases the method of Simulated Maximum Likelihood is used. Estimation results indicate strong persistence in the labour market behaviour due to state dependence. Short spells of non-employment lead to smaller employment probabilities in subsequent periods compared to the case of continuous employment. Individual characteristics as marital status, family composition and education have a significant influence on the participation probability. The local unemployment rate is also of importance.

RESUME

Avec le donné panel de l'Enquête suisse sur la population active (ESPA) j'estime un modèle probit dynamique de la participation féminine dans le marché du travail. Le modèle est estimé avec différentes spécifications de la matrice de covariance. Dans les cas plus compliqués la méthode de maximum de vraisemblance simulée est appliquée. Les résultats indiquent une forte persistance de la conduite dans le marché du travail en vertu de 'state dependence'. Un intervalle brève de nonparticipation réduit la probabilité de la participation dans les périodes suivantes comparé avec le cas d'emploi continue. Les caractères individuels comme le statut marital, la composition de famille et

l'éducation ont une influence significative sur la probabilité de la participation. Le taux du chômage cantonale est aussi important.

7. Tagung der Studiengruppe für Finanzmarktforschung

SIND ÜBERDURCHSCHNITTLLICHE AKTIENGEWINNE MÖGLICH?

Diese Frage lag der 7. Tagung der Studiengruppe für Finanzmarktforschung zugrunde. Das Treffen wurde am 1. Oktober 1997 in Dübendorf zusammen mit der Zürcher Kantonalbank unter dem Titel "Dynamische Vermögensallokation" durchgeführt. Vertreter von Theorie und Praxis stellten verschiedene quantitative Modelle zur aktiven Bewirtschaftung nationaler oder internationaler Aktienportfolios vor.

Können mit Aktien überdurchschnittliche Gewinne erzielt werden, d.h. kann mit einer aktiven Anlagestrategie ein Aktienindex systematisch übertroffen werden? Kaum, sagen jene, die an informationseffiziente Kapitalmärkte glauben und propagieren eine rein passive Anlagestrategie. Die Verfechter aktiver Anlagestrategien jedoch insistieren, dass sich Risikoprämien mit der Zeit ändern und dadurch das systematische Übertreffen eines Indexes ermöglichen. Was ist davon zu halten? Die Referenten an der erwähnten Tagung brachen eine Lanze für aktive Anlagestrategien.

Prof. Heinz Zimmermann von der Universität St. Gallen (HSG) und Leiter der Studiengruppe für Finanzmarktforschung eröffnete den Vortragsreigen und zeigte die Schwächen des CAPM-Modells, immer noch ein Standardmodell zur Bewertung von Aktien, auf. Dieses berücksichtigt mit dem Marktportfolio nur einen Risikofaktor und schliesst als Einperiodenmodell die Möglichkeit von Portfolioumschichtungen aus. Beide Annahmen erweisen sich als zu einschränkend: Erstens beeinflusst eine Vielzahl von Faktoren den Wert einer Aktie und zweitens werden die verschiedenen Risikofaktoren am Aktienmarkt nicht immer mit einer gleich hohen Prämie entschädigt. Benötigt wird deshalb ein dynamisches Mehrfaktormodell, welches die in der Zeit schwankenden Risikoprämien erfasst. Diese stellen nämlich gemäss Prof. Zimmermann die Grundlage für Portfolioumschichtungen dar, mit denen ein Index systematisch zu schlagen ist: Das Portfolio soll gegenüber jenen Risikofaktoren exponiert werden, für welche die über die Anlageperiode erwartete Entschädigung am grössten ist. In der Tat scheint dies ein erfolgsversprechender Ansatz zu sein, versuchten doch alle Referenten auf die eine oder andere Art, durch die Modellierung zeitabhängiger Risikofaktoren positive Überschussrenditen zu erzielen.

Einen fundamental orientierten Ansatz stellte Peter Oertmann, Mitarbeiter von Prof. Zimmermann am Schweizerischen Institut für Banken und Finanzen, vor. Seine Analyse zeigt, dass die internationalen Aktien- und Bondkurse in den letzten Jahren einen immer stärkeren Zusammenhang entwickelten. Daraus zieht er den Schluss, dass in erster Linie *globale* Faktoren die Entwicklung der nationalen Märkte bestimmen. Aufgrund umfangreicher empirischer Untersuchungen kommt er zum Schluss, dass drei Faktoren entscheidend sind: Ein Weltaktienindex, das globale langfristige Zinsniveau sowie ein

Wechselkurskorb gegenüber der Referenzwährung. Die Basis für taktische Portfolioumschichtungen ist erstens, dass die einzelnen nationalen Märkte die globalen Risikofaktoren mit unterschiedlich hohen Prämien entschädigen und zweitens, dass diese Risikoprämien im Zeitablauf – zumindest teilweise prognostizierbar – schwanken. Peter Oertmann hat ein Modell gefunden, das die erwarteten Risikoprämien aufgrund von fünf Variablen prognostiziert, nämlich mit der globalen Aktiendividende, dem internationalen Inflationsniveau, der globalen Differenz zwischen lang- und kurzfristigen Zinssätzen, dem amerikanischen Renditespread zwischen Staats- und Unternehmensanleihen sowie dem Unterschied zwischen den Kursen der in Europa und in den USA gehandelten 3-Monats-Festgeldern in US-Dollars. Die Veränderungen der Risikoprämien beruhen damit auf Veränderungen der globalen wirtschaftlichen Rahmenbedingungen. Der Portfoliomanager soll nun auf jenen Aktien- und Bondmärkten eine überdurchschnittliche Exposure eingehen, welche die höchsten erwarteten Risikoprämien aufweisen. Erste empirische Resultate, die Peter Oertmann vorlegte, zeigen, dass mit dieser aktiven Anlagestrategie eine systematisch höhere Performance als mit einer passiven buy-and-hold-Strategie erzielbar ist.

Die von Rudolf Lörtscher, Swissca PMG, präsentierte Strategie beruht auf einer relativen Bewertung nationaler Aktienmärkte, wobei ebenfalls zeitabhängige Risikoprämien modelliert werden. Die Risikoprämien beziehen sich im Ansatz von Lörtscher jedoch nicht auf makroökonomische Faktoren sondern auf «Anomalien»: Sogenannte Substanztitel erzielen beispielsweise oftmals eine bessere Performance als Wachstumstitel und mit Aktien kleiner Firmen kann immer wieder ein höherer Return als mit Aktien grosser Firmen erwirtschaftet werden. Das Setzen auf von vielen Marktteilnehmern ungeliebte Substanztitel oder Aktien kleiner Firmen wird also mit einer Prämie entschädigt, was die Grundlage entsprechender Anlagestile ist. Die Prämien der verschiedenen Anlagestile ändern sich jedoch im Zeitablauf, d.h. kein Anlagestil ist immer der richtige, vielmehr drängt sich eine Stil-Rotation auf. Dabei werden Stilindikatoren gebildet, die voraussagen, für welchen Anlagestil in der Anlageperiode die höchste Prämie erwartet werden kann.

Das Allokationsmodell von Prof. Bertrand Jacquillat, Associés en Finance, beruht auf drei Risikofaktoren: Dem Marktportfolio, der Liquidität sowie dem Spread zwischen Aktien- und Bondrendite. Schätzungen für die Prämien, mit denen die genannten Risikofaktoren entschädigt werden, gewinnt er durch eine Analyse von Unternehmensdaten, die er zu Makroinformationen aggregiert (bottom up). Dieser Ansatz bildet die Grundlage für das von Andrea Bellaggio und Alois Zimmermann, beide Mitarbeiter der Zürcher Kantonalbank, vorgestellte ZKB-Modell. In diesem Modell werden ebenfalls drei, auf die Verhältnisse des Schweizer Aktienmarktes angepasste Risikofaktoren, zu einer einzigen Risikogrösse aggregiert. Die Risikofaktoren sind die Titelliquidität, das Finanzrisiko der Unternehmung, wie es sich aus Bilanzkennziffern ableiten lässt, sowie ein Schätzrisiko. Letzteres bezieht sich auf die Prognoseunsicherheit, mit der die Ertrags-erwartungen der Aktienanalysten behaftet sind. Die aggregierte Risikozahl eines jeden Titels wird dem erwarteten Ertrag gegenübergestellt und daraus mittels einfacher Re-

gression der durchschnittliche Zusammenhang zwischen Risiko und Ertrag ermittelt. In den Portfolios werden dann jene Titel übergewichtet, die – gegeben ihr Risiko – einen überdurchschnittlichen Ertrag versprechen.

Roger Walder von der Zürcher Kantonalbank stellte als letzter Redner ein Modell vor, mit dem die Vermögensallokation zwischen einem Aktienindex und dem Geldmarkt vorgenommen werden kann. Auch er geht von einem zeitabhängigen Risikofaktor, nämlich der Varianz der Aktienrendite, aus. Im Gegensatz zu seinen Vorrednern versucht er jedoch nicht, die Prämie, mit welcher der Risikofaktor entschädigt wird, vorausszusagen. Vielmehr schlägt er vor, die für die Anlageperiode prognostizierte Varianz als Vertrauensintervall für eine Renditeprognose heranzuziehen. Eine Übergewichtung des Aktienanteils wird in seinem Modell vorgenommen, wenn die vorausgesagte Aktienvarianz verhältnismässig tief ist. In diesem Fall ist ein grosses Vertrauen in die prognostizierte Überschussrendite des Aktienindexes gegenüber dem Geldmarkt gerechtfertigt. Als Prognose für die Aktienrendite setzt er dabei deren langfristigen Trend ein, womit sein Modell schwergewichtig auf aktiven Varianzprognosen beruht. Die vorgelegten empirischen Resultate zeigen, dass mit diesem Vorgehen eine – selbst risikobereinigt – systematisch höhere Performance als bei passivem Halten des Aktienindexes möglich ist.

Abgeschlossen wurde die Tagung mit einem kurzen Kommentar von Prof. Zimmermann. Er stellte fest, dass das CAPM bei der Umsetzung in die Praxis offensichtlich Probleme aufweist, denen die Referenten mit unterschiedlichen Ansätzen zu Leibe zu rücken versuchten. Für ihn stellen sich die folgenden zentralen Fragen: Welches sind die relevanten Risikofaktoren und welche Risikoprämien werfen sie ab? Und, sind auf der Basis zeitabhängiger Risikoprämien Überschussrenditen erzielbar? Die Tagung hat gezeigt, dass dafür zumindest Hoffnungen erlaubt sind.

Dr. Jürg Tobler
Zürcher Kantonalbank

Wechselkurskorb gegenüber der Referenzwährung. Die Basis für taktische Portfolioumschichtungen ist erstens, dass die einzelnen nationalen Märkte die globalen Risikofaktoren mit unterschiedlich hohen Prämien entschädigen und zweitens, dass diese Risikoprämien im Zeitablauf – zumindest teilweise prognostizierbar – schwanken. Peter Oertmann hat ein Modell gefunden, das die erwarteten Risikoprämien aufgrund von fünf Variablen prognostiziert, nämlich mit der globalen Aktiendividende, dem internationalen Inflationsniveau, der globalen Differenz zwischen lang- und kurzfristigen Zinssätzen, dem amerikanischen Renditespread zwischen Staats- und Unternehmensanleihen sowie dem Unterschied zwischen den Kursen der in Europa und in den USA gehandelten 3-Monats-Festgeldern in US-Dollars. Die Veränderungen der Risikoprämien beruhen damit auf Veränderungen der globalen wirtschaftlichen Rahmenbedingungen. Der Portfoliomanager soll nun auf jenen Aktien- und Bondmärkten eine überdurchschnittliche Exposure eingehen, welche die höchsten erwarteten Risikoprämien aufweisen. Erste empirische Resultate, die Peter Oertmann vorlegte, zeigen, dass mit dieser aktiven Anlagestrategie eine systematisch höhere Performance als mit einer passiven buy-and-hold-Strategie erzielbar ist.

Die von Rudolf Lörtscher, Swissca PMG, präsentierte Strategie beruht auf einer relativen Bewertung nationaler Aktienmärkte, wobei ebenfalls zeitabhängige Risikoprämien modelliert werden. Die Risikoprämien beziehen sich im Ansatz von Lörtscher jedoch nicht auf makroökonomische Faktoren sondern auf «Anomalien»: Sogenannte Substantitel erzielen beispielsweise oftmals eine bessere Performance als Wachstumstitel und mit Aktien kleiner Firmen kann immer wieder ein höherer Return als mit Aktien grosser Firmen erwirtschaftet werden. Das Setzen auf von vielen Marktteilnehmern ungeliebte Substantitel oder Aktien kleiner Firmen wird also mit einer Prämie entschädigt, was die Grundlage entsprechender Anlagestile ist. Die Prämien der verschiedenen Anlagestile ändern sich jedoch im Zeitablauf, d.h. kein Anlagestil ist immer der richtige, vielmehr drängt sich eine Stil-Rotation auf. Dabei werden Stilindikatoren gebildet, die voraussagen, für welchen Anlagestil in der Anlageperiode die höchste Prämie erwartet werden kann.

Das Allokationsmodell von Prof. Bertrand Jacquillat, Associés en Finance, beruht auf drei Risikofaktoren: Dem Marktportfolio, der Liquidität sowie dem Spread zwischen Aktien- und Bondrendite. Schätzungen für die Prämien, mit denen die genannten Risikofaktoren entschädigt werden, gewinnt er durch eine Analyse von Unternehmensdaten, die er zu Makroinformationen aggregiert (bottom up). Dieser Ansatz bildet die Grundlage für das von Andrea Bellaggio und Alois Zimmermann, beide Mitarbeiter der Zürcher Kantonalbank, vorgestellte ZKB-Modell. In diesem Modell werden ebenfalls drei, auf die Verhältnisse des Schweizer Aktienmarktes angepasste Risikofaktoren, zu einer einzigen Risikogrösse aggregiert. Die Risikofaktoren sind die Titelliquidität, das Finanzrisiko der Unternehmung, wie es sich aus Bilanzkennziffern ableiten lässt, sowie ein Schätzrisiko. Letzteres bezieht sich auf die Prognoseunsicherheit, mit der die Ertrags-erwartungen der Aktienanalysten behaftet sind. Die aggregierte Risikozahl eines jeden Titels wird dem erwarteten Ertrag gegenübergestellt und daraus mittels einfacher Re-

gression der durchschnittliche Zusammenhang zwischen Risiko und Ertrag ermittelt. In den Portfolios werden dann jene Titel übergewichtet, die – gegeben ihr Risiko – einen überdurchschnittlichen Ertrag versprechen.

Roger Walder von der Zürcher Kantonalbank stellte als letzter Redner ein Modell vor, mit dem die Vermögensallokation zwischen einem Aktienindex und dem Geldmarkt vorgenommen werden kann. Auch er geht von einem zeitabhängigen Risikofaktor, nämlich der Varianz der Aktienrendite, aus. Im Gegensatz zu seinen Vorrednern versucht er jedoch nicht, die Prämie, mit welcher der Risikofaktor entschädigt wird, vorausszusagen. Vielmehr schlägt er vor, die für die Anlageperiode prognostizierte Varianz als Vertrauensintervall für eine Renditeprognose heranzuziehen. Eine Übergewichtung des Aktienanteils wird in seinem Modell vorgenommen, wenn die vorausgesagte Aktienvarianz verhältnismässig tief ist. In diesem Fall ist ein grosses Vertrauen in die prognostizierte Überschussrendite des Aktienindex gegenüber dem Geldmarkt gerechtfertigt. Als Prognose für die Aktienrendite setzt er dabei deren langfristigen Trend ein, womit sein Modell schwergewichtig auf aktiven Varianzprognosen beruht. Die vorgelegten empirischen Resultate zeigen, dass mit diesem Vorgehen eine – selbst risikobereinigt – systematisch höhere Performance als bei passivem Halten des Aktienindex möglich ist.

Abgeschlossen wurde die Tagung mit einem kurzen Kommentar von Prof. Zimmermann. Er stellte fest, dass das CAPM bei der Umsetzung in die Praxis offensichtlich Probleme aufweist, denen die Referenten mit unterschiedlichen Ansätzen zu Leibe zu rücken versuchten. Für ihn stellen sich die folgenden zentralen Fragen: Welches sind die relevanten Risikofaktoren und welche Risikoprämien werfen sie ab? Und, sind auf der Basis zeitabhängiger Risikoprämien Überschussrenditen erzielbar? Die Tagung hat gezeigt, dass dafür zumindest Hoffnungen erlaubt sind.

Dr. Jürg Tobler
Zürcher Kantonalbank