

Seifert-Vogt, Hans G.

Working Paper

Die ökonometrische Spezifikation eines sequentiellen Modells der Rückkehrentscheidungen ausländischer Arbeiter aus dem Gastland in ihr Heimatland

Diskussionsbeiträge - Serie II, No. 57

Provided in Cooperation with:

Department of Economics, University of Konstanz

Suggested Citation: Seifert-Vogt, Hans G. (1988) : Die ökonometrische Spezifikation eines sequentiellen Modells der Rückkehrentscheidungen ausländischer Arbeiter aus dem Gastland in ihr Heimatland, Diskussionsbeiträge - Serie II, No. 57, Universität Konstanz, Sonderforschungsbereich 178 - Internationalisierung der Wirtschaft, Konstanz

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/101567>

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:

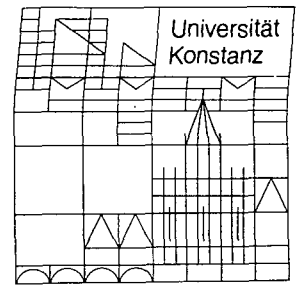
Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

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.

**Sonderforschungsbereich 178
„Internationalisierung der Wirtschaft“**

Diskussionsbeiträge



Juristische
Fakultät

Fakultät für Wirtschafts-
wissenschaften und Statistik


Hans Günther Seifert-Vogt

**Die ökonometrische Spezifikation
eines sequentiellen Modells
der Rückkehrentscheidungen
ausländischer Arbeiter
aus dem Gastland in ihr Heimatland**

DIE ÖKONOMETRISCHE SEPZIFIKATION EINES
SEQUENTIELLEN MODELLS DER RÜCKKEHRENTSCHEIDUNGEN
AUSLÄNDISCHER ARBEITER AUS DEM GASTLAND
IN IHR HEIMATLAND

Hans Günther / Seifert-Vogt

Serie II - Nr. 57

Ag 2769/88 

April 1988

**DIE ÖKONOMETRISCHE SPEZIFIKATION
EINES SEQUENTIELLEN MODELLS DER
RÜCKKEHRENTSCHEIDUNGEN AUSLÄNDI-
SCHER ARBEITER AUS DEM GASTLAND IN
IHR HEIMATLAND**

H.G. Seifert-Vogt (Konstanz)

Abstract: This paper provides the first step of a planned econometric analysis of the factors influencing the remigration decisions of Turkish guest-workers in the FRG back to their home-land: the specification of a decision-theoretically founded sequential discrete-choice model. At this it is presupposed that a panel data set will be available with observations of the individual remigration decisions and of individual characteristics determining the job-career and the related income streams of the migrants. The specification rests on the optimality principle of dynamic stochastic optimization theory, which allows only a numerical computation of the likelihood function. The iterative procedure for this is an essential output of the analysis of this paper which will serve as an input for the second step of the planned econometric analysis, namely the econometric estimation and testing of the model.

1. EINLEITUNG

In dieser Arbeit wird der methodische Teil eines ökonometrischen Modells der Remigrationsentscheidungen von Arbeitskräften, die vor einiger Zeit aus einem Land A (als "Gastarbeiter") in ein Land B migriert sind, präsentiert. Das Erkenntnisziel dieses Modells ist, die Grundlage für eine quantitative Abschätzung von verschiedenen Faktoren, welche die individuellen Rückkehrentscheidungen beeinflussen, zu liefern - und zwar vor dem Hintergrund der immer noch aktuellen Debatte über die vielfältigen mit staatlichen Rückkehrförderungsmaßnahmen verbundenen Probleme.¹⁾

Die ökonometrische Modellierung basiert auf zwei (qualitativ verschiedenen) Arbeitshypothesen.

- (1) Es wird praktisch realisierbar sein, eine Stichprobe von in B seit einigen Jahren lebenden Arbeitnehmern aus A über mehrere Jahre hinweg zu beobachten, und zwar bez. ihrer Remigrationsentscheidung und bez. einer Reihe weiterer individueller Merkmale (Alter, Ausbildung, berufliche Qualifikation, berufliche Situation, Wohnverhältnisse, Familienstand etc.). D.h. die Datenbasis des Modells werden Panel-Daten sein.
- (2) Eine beobachtete Remigrationsentscheidung eines individuellen Arbeitnehmers muß in einem 'dynamischen' Zusammenhang gesehen werden, d.h. speziell eine in einer Periode getroffene Entscheidung, (noch) nicht von B nach A zurückzukehren, eröffnet dem Individuum die Option, in der nächsten Periode wieder zwischen "Rückkehr" und "noch eine weitere Periode bleiben" zu wählen, usf. Damit wird es notwendig, als theoretisch

1) Für einen aktuellen Überblick vgl. HÖNEKOPP (1987).

schen Unterbau des Modells ein sequentielles Entscheidungsmodell zu verwenden.

Im Hinblick auf (1) ist festzustellen, daß nach Kenntnis des Autors bisher noch keine derartigen Erhebungen existieren. Insofern muß die in diesem Paper vorgeschlagene ökonomische Spezifikation als Vorbereitung zu einer ökonomischen Untersuchung der Rückkehrentscheidungen verstanden werden, welche erst endgültig durchführbar wird, wenn entsprechende Paneldaten erhoben wurden. Trotzdem ist der Autor der Meinung, daß das ökonomische Remigrationsmodell auch bereits kurzfristig zu ersten, vorsichtigen quantitativen Analysen des Rückkehrverhaltens eingesetzt werden kann, wenn man mit nicht unplausiblen konstruierten Daten arbeitet. Es wird in diesem Zusammenhang auf Abschnitt 5.3 verwiesen, wo zwei Möglichkeiten solcher Datenkonstruktionen skizziert werden.

Bez. (2) ist zunächst darauf zu verweisen, daß es bisher in der ökonomischen Theorie der Migration ganz allgemein erst wenige Arbeiten gibt, in denen Migrationsentscheidungen im Rahmen sequentieller Entscheidungsmodelle theoretisch analysiert werden.²⁾ Außerdem wird in bisher allen bekannten ökonomischen Migrationsmodellen eine se-

2) Für einen ausführlichen Überblick und eine kritische Würdigung der verschiedenen Ansätze sei auf den "Arbeits- und Ergebnis-Bericht" aus dem Teilprojekt "Informationstheoretische Aspekte von internationalen Faktorbewegungen" für den Zeitraum 1986-1988, im DFG-Sonderforschungsbereich 178 "Internationalisierung der Wirtschaft" an der Universität Konstanz verwiesen. (Dieser Bericht ist auf Anforderung vom Autor erhältlich.) Speziell erwähnt seien BERNINGHAUS/SEIFERT-VOGT (1987) und McCALL/McCALL (1987), und zusätzlich PESINO (1987).

quentielle Entscheidungsstruktur nicht explizit berücksichtigt.³⁾

Falls die Arbeitshypothese (1) akzeptiert wird, so dürfte damit bereits der methodische Teil eines ökonometrischen Remigrationsmodells einen nicht unbedeutenden Neuigkeitswert besitzen.⁴⁾

Es folgt nun ein Überblick über die folgenden vier Abschnitte dieser Arbeit.

In 2. wird eine kurze Einführung in das Grundmuster ökonometrischer Discrete-Choice-Analysen gegeben. Dies geschieht deswegen, weil Migrationsentscheidungen typischerweise die Entscheidung zwischen diskreten Alternativen (etwa: im Land bleiben, oder in ein anderes Land emigrieren, oder in ein drittes Land emigrieren, etc.) darstellen, und durch entsprechende ökonometrische Modelle eben diese Entscheidungen (gemessen durch qualitative Variable) erklärt werden sollen.

In 3. wird dann das theoretische Modell spezifiziert: Hierbei wird - wie bereits erwähnt - von der Grundannahme ausgegangen, daß jede Remigrationsentscheidung Teil eines sequentiellen Entscheidungsproblems ist; denn wenn ein Migrant in dieser Periode nicht zurückkehrt, so kann er

3) Die meisten empirisch-ökonomischen Arbeiten basieren auf dem von SJAASTAD (1962) konzipierten humankapitaltheoretischen Ansatz; (vgl. für entsprechende Überblicke GREENWOOD (1975), (1985) und MOLHO (1986), und die dort zitierte Literatur).

4) Mir sind neben der weiter unten mehr im Detail zu erwähnenden Arbeit von GOTZ/McCALL (1984) nur MILLER (1981) und WOLPIN (1984) als Arbeiten bekannt, in denen - für andere Untersuchungsgegenstände - sequentielle Entscheidungsmodelle ökonometrisch analysiert werden.

in der nächsten Periode wiederum zwischen Rückkehr und Verbleib entscheiden, usf. Es wird also ein sequentielles Remigrations-Entscheidungsmodell spezifiziert und Aussagen über das betreffende Entscheidungsverhalten mit Hilfe der Theorie der stochastischen dynamischen Optimierung hergeleitet.

In 4. wird der Modellannahmenkatalog erweitert, so daß ein, der potentiellen Datenbasis adäquates, ökonometrisches Remigrations-Modell spezifiziert werden kann. Die Datenbasis sollen - wie oben erwähnt - "Panel-Daten" sein, d.h. die Beobachtung einer bestimmten Menge von Migranten über längere Zeit hinweg. Das ökonometrische Modell gestattet dann die Herleitung einer Likelihoodfunktion für die unbekanntem Modellparameter, welche die Grundlage für eine - statistisch und rechentechnisch nicht einfache - ökonometrische Analyse darstellt; (die statistischen und rechentechnischen Probleme werden hier nur angedeutet).

Da aus Gründen der Darstellung bei der Spezifikation des ökonometrischen Modells einige wichtige Probleme in 4. per Annahmen ausgeklammert werden, werden in den ersten beiden Unterabschnitten von 5. Möglichkeiten der praktischen Annäherung an diese Annahmen bzw. zur Lösung dieser Probleme diskutiert. Schließlich wird im dritten Unterabschnitt von 5. - wie bereits erwähnt - auf die Konstruktion von Behelfs-Panel-Daten eingegangen.

Als Vorlage für das ökonometrische Remigrationsmodell diente eine Untersuchung von GOTZ/McCALL (1984). Dort wurde das (frühzeitige) Ausscheidungsverhalten von Offizieren aus der US-Air-Force durch ein sequentielles Entscheidungsmodell abgebildet; und mittels ökonometrischer Methoden, welche dieser sequentiellen Entscheidungsstruk-

tur angepaßt sind, analysiert. Es ist offensichtlich, wie die dort vorgenommene Modellierung auf das Remigrationsverhalten übertragen werden kann, allerdings unter einer einschränkenden Annahme: Wenn ein Arbeitnehmer von B nach A zurückkehrt, dann ist es für ihn auf absehbare Zeit ausgeschlossen, daß er wieder nach B einwandert - eine Voraussetzung, die bei GOTZ/McCALL automatisch durch entsprechende institutionelle Regeln erfüllt ist. Es wird hier aber die Meinung vertreten, daß solche wiederholten Einwanderungen doch eher die (vernachlässigbare) Ausnahme darstellen bzw. daß sie - und darauf kommt es an, wenn die Übertragung des GOTZ/McCALL-Ansatzes sinnvoll sein soll - von den Individuen bei ihren Remigrationsplanungen nicht explizit ins Auge gefaßt werden.

2. DIE GRUNDIDEE DER ÖKONOMETRISCHEN "DISCRETE-CHOICE"-ANALYSE

Die Ausführungen dieses Abschnitts sind für solche Leser gedacht, die mit ökonometrischen Discrete-Choice-Analyse-Methode nicht oder nur wenig vertraut sind. Hierzu soll eine stark vereinfachte Version des Anwendungsfalles "Remigrationsentscheidung von ausländischen Arbeitnehmern" zur Illustration dienen, wobei keinerlei Anspruch auf realitätsbezogene problemadäquate Argumentationen erhoben wird; (vgl. AMEMIYA (1981), BEN-AKIVA/LERMAN (1985), DHRYMES (1986), MADDALA (1983) und (1986), MANSKI/McFADDEN (1981), McFADDEN (1984)).

Ausgangspunkt für diese einführenden Überlegungen ist eine Stichprobe vom Umfang N unter ausländischen Arbeitnehmern aus einem Heimatland A in einem Gastland B. Zum Zeitpunkt der Stichprobenauswahl "leben" alle Stichpro-

benindividuen $i=1, \dots, N$ (noch) in B. Nach einer gewissen Zeitspanne werde folgendes qualitatives Merkmal erhoben:

$$(1) \quad d(i) = \begin{cases} 1, & i \text{ lebt immer noch in B} \\ 0, & i \text{ ist nach A remigriert} \end{cases}$$

Die Stichprobenvariablen $d(i)$ seien die durch einen ökonomischen Ansatz zu erklärenden Variablen. Als erklärende bzw. exogene Variable sollen durch "Beobachtung" an den Migranten i zur Verfügung stehen:

$$(2) \quad \left[\begin{array}{l} \text{Zwei Vektoren } x_L(i) \text{ von länderspezifischen} \\ \text{Variablen, (L-A,B)} \\ \\ \text{Ein Vektor } x(i) \text{ von länderunspezifischen} \\ \text{Variablen} \end{array} \right.$$

($x_L(i)$ wird typischerweise Daten über i 's Einkommenssituation, Arbeitsplatz etc. in L enthalten; $x(i)$ enthält individualspezifische Größen wie Alter, Länge des Aufenthalts in B, Familienstand, Anzahl der Kinder, berufliche Qualifikation und Ausbildung).

Daß in den Vektoren $x(i)$ und $x_L(i)$ qualitative Variable enthalten sind, stellt aus der Sicht der traditionellen Ökonometrie kein Problem dar. Dagegen versagen die traditionellen, letztendlich auf der Regressionsanalyse aufbauenden ökonomischen Methoden, wenn der "Regressand" auch eine qualitative Variable ist⁵⁾ - wie in unserem Beispiel.

Mit folgendem "Trick" versucht man, diesem Problem zu begegnen: Die qualitativen Variablen d_i werden durch die quantitativen Variablen

5) Besonders klar ist das "Versagen" der üblichen Regressionsanalyse für diesen Fall in DHRYMES, op.cit., herausgearbeitet.

$$(3) \quad p(i) = \text{Prob} [d(i) = 1]$$

ersetzt, also durch die Wahrscheinlichkeiten für eine bestimmte Wahl, in unserem Fall zwischen den beiden Alternativen B (= in B bleiben) bzw. A (= nach A remigrieren).

Das adäquate ökonomische Modell ist dann eine Hypothese der Form

$$(4) \quad p(i) = f(\Phi(i)) \text{ mit } \Phi(i) = (x_A(i), x_B(i), x(i)).$$

Für die Begründung für diesen probabilistischen Ansatz werden in der Literatur zwei verschiedene Vorschläge gemacht:

- i) Ausgehend von psychologischen "Erkenntnissen" über individuelles Verhalten in Entscheidungssituationen läßt sich unter einer Reihe von Voraussetzungen der probabilistische Ansatz direkt rechtfertigen; (sehr grundlegende Arbeiten hierzu stammen von R.D. LUCE; vgl. z.B. LUCE (1959)).
- ii) Für den in mikroökonomischer Entscheidungstheorie ausgebildeten Ökonometriker erscheint der 2. Vorschlag attraktiver: Man beginnt mit der Idee, daß das Individuum über den Konsequenzen der zur Auswahl stehenden Alternativen eine Präferenzrelation besitzt, die sich durch eine von-Neumann-Morgenstern'sche Nutzenfunktion darstellen läßt, so daß es Sinn macht in unserem Beispiel etwa, von den Nutzen $U_A(i)$ resp. $U_B(i)$ der Alternativen A resp. B zu sprechen, und Hypothesen über die Determinanten dieser Nutzenszahlen zu formulieren. Wesentlich ist hierbei das jedem Ökonometriker vertraute Vorgehen, diese Aussagen in der Gestalt von sog. Random-Utility-Hypothesen zu formulieren:

$$(5) \quad U_L(i) = g_2(x_L(i), x(i)) + \varepsilon_L(i)$$

mit durch die exogenen Größen $x_L(i)$, $x(i)$ nicht explizit erfaßbaren zufälligen Abweichungen $\varepsilon_L(i)$ mit bekannten bis auf einen unbekanntem Parametervektor μ_i^L bekannter Verteilungsfunktion $F(\cdot | \mu_i^L)$.

Hieraus läßt sich in Verbindung mit der Hypothese, das entscheidende Individuum verhalte sich als (Zufalls-) Nutzenmaximierer, folgendes ableiten:

$$\begin{aligned} d_i = 1 &<=> U_i(B) > U_i(a) <=> \\ &<=> \varepsilon_i := \varepsilon_i^A - \varepsilon_i^B < g_B(x_i^B, x_i) - g_A(x_i^A, x_i) =: \\ &=: g(x_i^A, x_i^B, x_i). \end{aligned}$$

Damit erhält man für p_i aus (3), als mögliche Spezifikation von (4):

$$(4') \quad p_i = F(g(x_i^A, x_i^B, x_i) | \mu_i)$$

wobei $F(\cdot | \mu_i)$ die aus $F(\cdot | \mu_i^A)$ und $F(\cdot | \mu_i^B)$ zumindest prinzipiell berechenbare Verteilungsfunktion von ε_i ist.

Falls g z.B. linear in $\Phi_i = (x_i^A, x_i^B, x_i)$ ist, etwa $g(x_i^A, x_i^B, x_i) = \Phi_i' c$ mit Parametervektor c , und falls alle Individuen i der Stichprobe als bezüglich der Zufallsterme in ihren Nutzenfunktionen homogen unterstellt werden, so daß also $\mu_i \equiv \mu$ für alle $i=1, \dots, N$, so läßt sich zu den Beobachtungen $(d_1, \Phi_1), \dots, (d_N, \Phi_N)$ die Likelihoodfunktion

$$(6) \quad L(\Phi, \tau | d_1, \dots, d_N; \Phi_1, \dots, \Phi_N) = \prod_{i \in N_1} p_i \cdot \prod_{i \in N_0} (1-p_i)$$

bilden, mit $N_1 = \{i \in N: d_i=1\}$, $N_0 = \{i \in N: d_i=0\}$.

Diese Likelihoodfunktion $L(\mu, \tau | \dots)$ bildet dann die Grundlage für die üblichen ökonometrischen Behandlungsmethoden:

- Schätzung der Parameter nach der Maximum-Likelihood-Methode
- Likelihood-Ratio-Tests
- Goodness of Fit-Tests.

3. ZUR ENTSCHEIDUNGSTHEORETISCHEN FUNDIERUNG DES REMIGRATIONSMODELLS

Das in 2. zur Illustration verwendete statische Remigrationsentscheidungsmodell ist - so die Ausgangshypothese - vor allem aus folgendem Grund inadäquat zur Abbildung von Remigrationsentscheidungen: Es wird nicht berücksichtigt, daß der Migrant i , der in B lebt, eine Remigrationsentscheidung nicht hier und heute treffen muß, sondern daß er praktisch nach jeder Periode, in der er noch in B gelebt hat, wieder neu vor die Rückkehralternative gestellt ist. Diese Wiederholungsmöglichkeit ist so evident, daß man wohl, ohne zuviel Rationalität voraussetzen zu müssen, davon ausgehen kann, daß der Migrant i diese Möglichkeiten sieht, und sie in der einen oder anderen Weise versucht, bei seiner Auswahl zwischen A und B zu Beginn jeder neuen Periode t mit in sein Kalkül einzubeziehen.⁶⁾ Wir bezeichnen jetzt mit

6) Im folgenden bezeichnet t den Periodenindex, und i kennzeichne einen 'repräsentativen' Migranten.

- (3/1) $\left\{ \begin{array}{l} A(t) \equiv \text{zu Beginn von Periode } t \text{ nach A zurück-} \\ \text{kehren und bis auf weiteres dort bleiben} \\ \\ B(t) \equiv \text{in Periode } t \text{ noch in B bleiben} \end{array} \right.$

An die Stelle des statischen Entscheidungsmodells tritt nun ein (dynamisches) sequentielles Entscheidungsmodell, welches jetzt genauer spezifiziert werden soll. Hierbei werden aber aus Darstellungsgründen noch eine Reihe von stark vereinfachenden Annahmen gemacht, deren Abschwächungsmöglichkeiten erst in Abschnitt 5 diskutiert werden sollen.

(T.1)⁷⁾ Für i stellt sich das Entscheidungsproblem zwischen $A(t)$ und $B(t)$ in jeder Periode $t \leq T$ - wobei T die Periode bezeichnet, nach welcher i das Rentenalter erreicht -, aber nur solange, bis i 's Entscheidung in $t-1$ gleich $A(t-1)$ war.

(T.2) Der Nutzen $U(t,i)$ des Migranten i in Periode t sei nur abhängig von seinem Periodeneinkommen $w(t,i)$ und von einer Variablen Lebensqualität $Q(t,i)$, und zwar linear. Hierbei sei die Variable Lebensqualität so "normiert", daß ihr Beitrag zum Nutzen $U(t,i)$, falls i in dieser Periode in A lebt, gleich Null ist, d.h. $Q(t,i)$ ist ein Netto-Index für das "Mehr" oder "Weniger" an Lebensqualität, welches bei dem Migranten, wenn er in B lebt, zu "Buche schlägt". Es gelte also

7) Durch (T....) werden die Annahmen des theoretischen Modells gekennzeichnet.

$$(3/2) \quad U(t,i) = \begin{cases} \alpha w^A(t,i), & \text{falls } i \text{ in } t \text{ in } A \text{ lebt} \\ \alpha w^B(t,i) + Q(t,i), & \text{falls } i \text{ in } t \text{ in } B \\ & \text{lebt} \end{cases}$$

Hierbei bezeichnet $w^L(t,i)$ das Einkommen von i in Periode t , wenn er in dieser Periode in L lebt. Speziell sei für $t > T$ $w^A(t,i) = w^B(t,i)$ das länderunabhängige Renteneinkommen, und $Q(t,i) = 0$.

(T.3)⁹⁾ i ist vollständig über $w^B(t,i)$ und

$$(3/3) \quad W^A(t,i) := \sum_{s=t}^{\infty} \delta^{s-t} w^A(s,i)$$

für $t=1,2,\dots$ informiert; hierbei sei δ der Diskontierungsfaktor, $0 < \delta < 1$.

(T.4) Der Lebensqualitätsindex $Q(t,i)$ kann in zwei Teile zerlegt werden, gemäß

$$(3/4) \quad Q(t,i) = Y(t,i) + Z(t,i)$$

so daß i über alle $Y(s,i)$, $s=1,\dots,T_1$ in Periode 1 vollkommen informiert ist, während bis Periode $t-1$ $Z(t,i)$ jeweils eine stochastische Größe ist, deren Realisierung i zu Beginn von Periode t erfährt. Es werde speziell angenommen, daß die Folge $(Z(t,i))_{t=1,\dots,T}$ unabhängig identisch verteilte Zufallsvariable mit einer für i bekannten Verteilungsfunktion F sind.

8) Da der Nutzen nur bis auf positive affin-lineare Transformationen eindeutig bestimmt ist, kann diese spezielle Form der postulierten linearen Abhängigkeit o.B.d.A. vorausgesetzt werden.

9) Diese Annahme gehört zu dem in der Einleitung zu diesem Abschnitt erwähnten "stark vereinfachenden" Annahmen; es wird auf Abschnitt 5 verwiesen.

(T.5) Die Zielfunktion von i laute

$$(3/5) \quad \text{Max } E_F \left[\sum_{t=1}^{\infty} \delta^{t-1} U(t,i) \mid Z(1,i)=z \right]$$

bei gegebenem Anfangszustand z .

(T.6) Das Entscheidungsverhalten von i kann durch die Theorie der stochastischen dynamischen Optimierung beschrieben werden.

Diese Modellannahmen implizieren folgende für die ökonomische Analyse wesentliche

Proposition 1: Die Wahrscheinlichkeit $p(t,i)$, daß i in Periode t nach A zurückkehrt, wenn er bis dahin noch nicht zurückgekehrt ist, ist durch

$$(3/6) \quad p(t,i) = F(z(t,i))$$

gegeben, wobei $z(t,i)$ die Realisierung von $Z(t,i)$ bezeichnet, bei welcher i in Periode t indifferent zwischen $A(t)$ und $B(t)$ ist, d.h. für $z=z(t,i)$ gilt

$$(3/7) \quad V(t,i;z) = \alpha W^A(t,i) = \\ = \alpha W^B(t,i) + Y(t,i) + z + \delta E_F [V(t+1,i;\cdot)]$$

Hierbei ist $V(t,i;z)$ der maximal zu erreichende Wert der Zielfunktion, wenn i nach Periode t optimal zwischen $A(t+s)$ und $B(t+s)$ entscheidet, und wenn in Periode t die Realisierung z von $Z(t,i)$ vorliegt; d.h. gemäß der Bellman'schen Optimalitätsgleichung ist $V(t,i;z)$ durch

$$(3/8) \quad V(t,i;z) = \max \{ \alpha W^A(t,i), \\ \alpha W^B(t,i) + Y(t,i) + z + \delta E_F [V(t+1,i;\cdot)] \}$$

gegeben.

Beweis: Die Charakterisierung der optimalen Entscheidung mittels der Funktionalgleichung (3/8) ergibt sich aus der Theorie der dynamischen stochastischen Optimierung; (vgl. z.B. ROSS (1983)).

Da sich somit i in Periode t genau dann für $A(t)$ entscheidet, wenn $Z(t,i) \leq z(t,i)$, erhält man - unter Ausnutzung der stochastischen Unabhängigkeit der Folge $(Z(t,i))_t$:

$$\begin{aligned} p(t,i) &= \text{Prob} [Z(t,i) \leq z(t,i) | Z(1,i) \leq z(1,i), \dots; \\ &\quad Z(t-1,i) \leq z(t-1,i)] = \\ &= \text{Prob} [Z(t,i) \leq z(t,i)] = F(z(t,i)); \end{aligned}$$

also gilt (3/6).

q.e.d.

Die Indifferenzwerte $z(t,i)$ - im folgenden als "kritische Werte" bezeichnet - lassen sich demnach rekursiv aus den Bestimmungsgleichungen

$$(3/9) \quad z(t,i) = \alpha W^A(t,i) - \alpha W^B(t,i) - Y(t,i) - \delta E_F [V(t+1,i; \cdot)]$$

mit dem Startwert¹⁰⁾

$$(3/10) \quad E_F [V(T+1,i, \cdot)] = \alpha W^A(t+1,i)$$

berechnen.

4. DIE ÖKONOMETRISCHE SPEZIFIKATION DES REMIGRATIONSMODELLS

Wie in der Einleitung erwähnt und bereits andiskutiert, soll die ökonometrische Behandlung des Remigrationsmo-

10) Beachte, daß $V(T+1,i,z) \equiv \alpha W^A(t+1,i)$ für alle z .

dells auf der Verwendung von Panel-Daten basieren, d.h. wir nehmen als erstes konkret an:

(Ö.1) - Gegeben sei eine Menge $N = \{1, \dots, N\}$ von Migranten aus einem Land A, welche in einer Beobachtungsperiode $s=1$ in B "leben". Es sei möglich, jedes $i \in N$ in folgenden Perioden $s=2, \dots, S$ zu "beobachten", solange bis i nach A zurückgekehrt ist.

Eine wesentliche Voraussetzung, um die empirischen Beobachtungen und die theoretischen Konstrukte aus 3. in Beziehung setzen zu können, ist:

(Ö.2) Die Beobachtungsperioden seien ungefähr identisch mit den im theoretischen Modell unterstellten Planungsperioden.

Offensichtlich ist diese Annahme nicht unproblematisch, wenn auch für viele "dynamische" Discrete-Choice-Ansätze (noch!) üblich; (vgl. z.B. FLINN/HECKMAN (1982) und HECKMAN/SINGER (1986), wo ökonometrische Verfahren für den Fall geeignet konstruiert werden, daß Modelle von im kontinuierlichen Zeitablauf stattfindenden Entscheidungsprozessen mit zeit-diskreten Daten empirisch geprüft werden sollen).

Um im folgenden möglichst viel Homogenität unterstellen zu können, wird weiter vorausgesetzt:

(Ö.3) Für alle $i \in N$ gilt, daß sie vor der ersten Beobachtungsperiode $s=1$, ungefähr gleich lange, nämlich t_0 Perioden, in B gelebt haben, und daß sie so jung sind, daß keiner von ihnen vor der letzten Beobachtungsperiode S sein "normal zu erwartendes" Rentenalter erreicht.

Damit sind wesentliche Bedingungen an die zu erhebende Stichprobe formuliert. Ein wichtiges Erhebungsmerkmal ist dann die "Zählvariable"

$$(4/1) \quad D(i) := \left[\begin{array}{l} t_0 + \min\{s; s=1, \dots, S; i \text{ entscheidet sich} \\ \text{für } A(s)\}, \text{ falls sich } i \text{ in einer} \\ \text{Periode } s \leq S \text{ für } A(s) \text{ entscheidet} \\ t_0 + S + 1 \end{array} \right.$$

d.h. für die Migranten i , welche in irgendeiner der Beobachtungsperioden nach A zurückkehren, gibt $D(i)$ eben diese Rückkehrperiode an, jedoch gezählt ab der - gemäß (Ö.3) für alle i identischen - ersten Planungsperiode.

Das theoretische Modell enthält nun eine Reihe von Variablen und Parametern, deren empirische Korrelative als nächstes spezifiziert werden müssen.

a) Die Einkommensvariablen $w^l(i, t)$: Wir können zwar davon ausgehen, daß unter bestimmten Umständen für die $i \in \mathbb{N}$, für die Perioden s , während der sie noch in B leben, die Nominal- (oder u.U. auch Real-)Einkommen $\hat{w}^B(i, s)$ direkt beobachtbar sind. Im theoretischen Modell tauchen aber auch Einkommen nach der Remigration, sowohl in A als auch in B , und zwar bis zum jeweiligen Lebensende; und zusätzlich die Alternativeinkommen in A , während i noch in B lebt.

An dieser Stelle der Präsentation des Modells wird dieses Problem praktisch wegdefiniert, durch die Annahme

(Ö.4) Für jedes $i \in \mathbb{N}$ existieren genügend Daten über einkommensrelevante Determinanten (wie Ausbildung, berufliche Qualifikation, Alter, berufliche Karriere etc.), so daß die Einkommen $w^B(t, i)$, $t=1, \dots, T$ und $w^A(t, i)$ - vgl. (3/3) - so geschätzt werden können,

daß sie mit den gemäß (T.3) dem_Migranten i bekannten Einkommensgrößen übereinstimmen.

Eine Möglichkeit, wie man diese Schätzungen erhalten kann, wird in 5. vorgestellt, zunächst wird jetzt mit (Ö.4) als Arbeitshypothese weiterargumentiert.

b) Die Lebensqualitätsvariablen $Q(t,i) = Y(t,i)+Z(t,i)$:
Diese Größen sind einer direkten Beobachtung praktisch vollkommen unzugänglich, zumal wir sie ja höchstens für jeden Migranten i während seines Aufenthalts in B, etwa durch Befragung, messen könnten. Ein möglicher einfacher, typischer ökonometrischer Ausweg besteht darin, die folgende Faktorzerlegung zu postulieren:

(Ö.5) Es sei $Q(t,i) = Y(i)+Z(t,i)$, also die dem Migranten a priori bekannte Komponente der Lebensqualität $Y(t,i)$ für alle Perioden konstant gleich $Y(i)$. Hierbei seien die $Z(t,i)$ für alle (t,i) unabhängig identisch verteilt mit von einem Parametervektor τ abhängender Verteilungsfunktion $F(\cdot|\tau)$, und es gebe ein $\tau^{(0)}$ (das wahre $\tau^{(0)}$), so daß $F(\cdot|\tau^{(0)})$ gleich der Verteilung F ist, deren Existenz in (T.4) postuliert wurde.

Die Aufteilung des Lebensqualitätsindex in eine zeitunabhängige Komponente $Y(i)$ und eine zeitabhängige Komponente $Z(t,i)$ ist ziemlich naheliegend, und es entspricht auch der ökonomischen Intuition, davon auszugehen, daß der Migrant $Y(i)$ von Anfang an kennt, während er über den zeitvariierenden Term $Z(t,i)$ jeweils erst kurz vor der betreffenden Periode genügend Information erhält, um sich dafür eine vernünftige Schätzung zu machen.

Aber woher soll der Ökonometriker Information über $Y(i)$ erhalten. Am unschuldigsten wäre hier natürlich die An-

nahme, daß die $Y(i)$ - aus der Sicht des Ökonometrikers - unbeobachtbare (!) Realisierungen einer in der Grundgesamtheit aller Migranten von A nach B zufällig verteilten Größe ist. Leider stößt man mit dieser Annahme aber auf die Schwierigkeit, daß die in (3/5) definierten kritischen Schwellenwerte $z(t,i)$, und damit letztendlich die durch (3/8) gegebenen Bleibewahrscheinlichkeiten $p(t,i)$ von diesen unbeobachtbaren Zufallsgrößen $Y(i)$ abhängen.¹¹⁾ Da ich im Moment keine Möglichkeit sehe, dieser Schwierigkeit statistisch-rechentechnisch zu begegnen, wird hier mit der folgenden zusätzlichen Homogenitätsannahme gearbeitet:

(Ö.6) Die zeitinvariante Komponente $Y(i)$ des Lebensqualitätsindex $Q(t,i) = Y(i) + Z(t,i)$ sei für alle Migranten $i \in N$ konstant gleich β .

c) Die Modellparameter

Das Modell enthält die folgenden Parameter:

α \equiv den Gewichtungsfaktor des Periodeneinkommens in der Periodennutzenfunktion

τ \equiv den Parameter (vektor) der Verteilungsfunktion F der $Z(t,i)$, gemäß (Ö.5)

β \equiv den in (Ö.6) eingeführten als konstant angenommenen Wert der $Y(1), \dots, Y(N)$.

11) In GOTZ/McCALL (1984) tritt ein analoges Problem auf, doch wird mir aus dem dortigen Text nicht klar, wieso jene Autoren glauben, es dadurch gelöst zu haben, daß sie die Verteilungsfunktion F_Y der $Y(i)$ parametrisieren, etwa durch η , und dann die Likelihoodfunktion durch Integration bez. $F_Y(\cdot | \eta)$ bestimmen, in Abhängigkeit von η anstelle von β wie bei uns weiter unten.

δ = den Diskontierungsfaktor als Ausdruck der Zeitpräferenzstruktur des Migranten

Hierüber wird nun vorausgesetzt

(Ö.7) Alle Parameter α , β , τ , δ seien für alle $i \in \mathbb{N}$ konstant (und zeitinvariant). Außerdem verwenden wir für δ speziell $\delta = (1+r)^{-1}$, wobei r ein durchschnittlicher Zinssatz für die Perioden $s=1, \dots, S$ sei. Die übrigen Parameter seien für den Ökonometriker unbekannt.

Man kann sich dann überlegen, daß diese unbekanntes Modellparameter i.a. nicht identifiziert werden können. Aus diesem Grund wird noch die folgenden identifizierende Annahme eingeführt:

(Ö.8) Es seien die $Z(t,i)$ standardnormalverteilt (d.h. speziell wird $\tau=(0,1)$ gesetzt).

Hierbei wird die Normalverteilungsannahme aus rechen-technischen Gründen eingeführt; (nebenbei bemerkt: man kann hierfür durchaus auch inhaltliche Gründe anführen). Wesentlich für die Identifizierbarkeit der Modellparameter ist die Annahme der Standardisierung. Da nämlich die Nutzenfunktion des Migranten nur bis auf positive affin-lineare Transformationen eindeutig bestimmt ist, folgt, daß die Nutzenfunktion $U(t,i)$ und die Nutzenfunktion $1/\sigma_z(U(t,i))$ beobachtungsäquivalent sind. Durch die Voraussetzung $\sigma_z=1$ werden daher α und $\beta+E(Z)$ identifizierbar. Die zusätzliche Annahme $E(Z)=0$ garantiert dann, daß auch β identifiziert werden kann.

Hiermit ist das ökonometrische sequentielle Remigrationsmodell in seiner einfachsten Version vollständig spezifiziert. Dann erhalten wir als Grundlage für alle weiteren

ökonometrisch-statistischen Analysen des Migrationsmodells

Proposition 2: Die zu dem durch (T.1), ..., (T.6) und (Ö.1), ..., (Ö.8) spezifizierten ökonometrischen Modell gehörende Likelihoodfunktion des Parametervektors $\mu=(\alpha,\beta)$ besitzt folgende Gestalt:

$$(4/3) \quad L(\mu/D) = \prod_{i=1}^N \prod_{t=t_0+1}^{D(i)-1} (1-F(z(t,i;\mu)))F(z(D(i),i;\mu))$$

Hierbei ist $D = (D(1), \dots, D(N))$ und

$$z(s,i;\mu) = \begin{cases} \text{der durch (3/9) gegebene kritische} \\ \text{Schwellenwert, für } s \leq t_0+S \\ +\infty, \text{ für } s = t_0 + S + 1 \end{cases}$$

Beweis: Für ein beliebiges $i \in \mathbb{N}$ gilt, mit $s=1, \dots, S$

$$\text{Prob } [D(i)=t_0+s | \mu] = \text{Prob } [d(i, t_0+1)=1, \dots, d(i, t_0+s-1)=1,$$

$$d(i, t_0+s)=0 | \mu] = \prod_{t=t_0+1}^{t_0+s-1} p(t,i)(1-p(t_0+s,i)) =$$

$$= \prod_{t=t_0+1}^{t_0+s-1} (1-F(z(t,i;\mu)))F(z(t_0+s,i;\mu)). \text{ Dies ergibt sich}$$

aus der Annahme, daß für jedes i die $Z(t,i)$ in Abhängigkeit von t stochastisch unabhängig sind, und aus (3/8). Da die $Z(t,i)$ auch in Abhängigkeit von i stochastisch unabhängig sind, folgt daraus dann unmittelbar (4/3).

q.e.d.

Zum Abschluß dieses Abschnitts sei auf folgendes rechen-technische Problem hingewiesen: Die Formel (4/3) erlaubt i.a. keine geschlossene analytische Darstellung der Likelihoodfunktion in Abhängigkeit von den unbekanntem Parametern α und β , so daß z.B. eine Maximum-Likelihood-Schätzung dieser Parameter nicht einfach durch Differen-

tiation der Log-Likelihoodfunktion nach α und β und durch Lösen der Bedingungen 1. Ordnung erhalten werden kann. Doch glücklicherweise existieren inzwischen numerische Verfahren zur Bestimmung von Maximumstellen einer Funktion¹²⁾: Im Prinzip müssen hierbei für verschiedene konkrete Werte $\mu^{(0)} = (\alpha^{(0)}, \beta^{(0)})$, $\mu^{(1)} = (\alpha^{(1)}, \beta^{(1)})$, ... zunächst iterativ die Schwellenwerte $z(i, t, \mu^{(k)})$, und damit gemäß (4/3) $L(\mu^{(k)} | D)$ bestimmt werden. Durch geeignete Algorithmen nähert man sich hierbei - wenn auch i.a. mit hohem Rechenaufwand - mit der Folge $(\mu^{(k)})$ der Maximumstelle $\hat{\mu}$ an. (Weitere Details sind in QUANDT (1983) und der dort zitierten Literatur zu finden.)

5. BEMERKUNGEN ZUR LÖSUNG EINIGER PRAKTISCHER PROBLEME

Drei wesentliche Probleme sind bisher aus Darstellungsgründen per geeignete Annahmen ausgeklammert worden, nämlich:

1. Die Bestimmung der - gemäß dem theoretischen Modell entscheidungsrelevanten - Einkommensgrößen $w^B(t, i)$ und $W^A(t, i)$; (vgl. (T.3) und (Ö.4)).
2. Die Frage, wie statistisch-ökonomisch zu verfahren ist, wenn die sehr unrealistische Homogenitätsannahme $Y(i) = \beta$ (Ö.6) bezüglich der zeitinvarianten Komponente des Lebensqualitätsindex aufgehoben wird.¹³⁾

12) Unter dem Titel "Methods employing no derivation" wird ein Überblick über solche Verfahren in QUANDT (1983) gegeben.

13) Natürlich kann man zunächst einmal versuchen, diese Homogenitätsannahme gegen die Alternativhypothese, daß bei einer festen Unterteilung der Stichproben-

3. Die Konstruktion der gemäß (Ö.1) benötigten Panel-Daten.

5.1. EIN VORSCHLAG ZUR BESTIMMUNG DER EINKOMMEN

Dieser Vorschlag läßt sich durch folgende sechs Punkte skizzieren:

- a) Es ist möglich, aus Arbeitsmarktdaten im Land B, unabhängig von der Stichprobe \underline{N} der Migranten, Übergangswahrscheinlichkeiten $P(c|c';x)$ zu schätzen, welche für ein Individuum mit einem Vektor x von persönlichen Charakteristika, wie Alter, Ausbildung, berufliche Qualifikation etc. angibt, wie wahrscheinlich es ist, daß sich dieses Individuum in einer bestimmten Periode in einer durch eine Reihe von Qualitätsmerkmalen charakterisierten beruflichen Situation c befindet, unter der Annahme, daß es sich in der Vorperiode in der beruflichen Situation c' befand. (Spezielle berufliche Zustände sind hierbei "arbeitslos" und "Rentner".)
- b) Hierbei sei es möglich, jeder beruflichen Situation c eindeutig ein spezifisches Periodeneinkommen $m(c)$ zuzuordnen, (aus Daten über Lohnstarife etc.).
- c) Die Übergangswahrscheinlichkeiten $P(c|c';x)$ seien auch für die Migranten $i \in \underline{N}$ einigermaßen zutreffend, und insbesondere könne für jedes $i \in \underline{N}$ der persönliche Charakteristikenvektor $x(i)$ erhoben werden.
- d) Schließlich gelte für jedes $i \in \underline{N}$ eine Rationale-Erwartungs-Hypothese, nämlich daß jeder $i \in \underline{N}$ seine Periodeneinkommen in B schätzt gemäß

menge \underline{N} in \underline{N}_1 und \underline{N}_2 gelte: $Y(i) = \beta_1 = \beta_2 = Y(j)$, für $i \in \underline{N}_1$, $j \in \underline{N}_2$ zu testen.

$$(5/1) \quad w^B(t, i) = \sum_{c \in C} P(c | c'; x(i)) m(c)$$

wobei c' die berufliche Situation sei, die für i in Periode $t-1$ zutreffend ist. (Speziell ergeben sich hieraus auch die Renteneinkommen, und damit $W^A(T+1, i)$).

- e) Aus Daten über die Einkommenssituation von Rückkehrern aus B nach A, unabhängig von den $i \in \underline{N}$, sei es möglich, Schätzungen ihres Alternativeinkommens für den Rest ihres Lebens, $M^A(t, x)$, in Abhängigkeit von ihrer Aufenthaltsdauer t in B und weiteren in x zusammengefaßten persönlichen Charakteristika durchzuführen.
- f) Wiederum unter der Annahme, daß diese Schätzungen auch auf die potentiellen Remigranten $i \in \underline{N}$ projizierbar sind, und unter einer zusätzlichen rationalen Erwartungshypothese ergibt sich dann für

$$(5.2) \quad W^A(t, i) = M^A(t, x(i)), \quad t = 1, \dots, T$$

Damit ist ein Weg skizziert, wie die im ökonomischen Remigrationsmodell benötigten Einkommensgrößen geschätzt werden können. Die entscheidenden Punkte sind hierbei die erwähnten rationalen Erwartungshypothesen. Überspitzt ausgedrückt: Wenn alle anderen Modellannahmen erfüllt sind, und durch (5/1) und (5/2) reine "Phantasieeinkommen" berechnet werden, so würde das der Qualität des Modells und den daraus abgeleiteten Ergebnissen keinen Abbruch tun, solange nur die Migranten i eben diese Phantasieeinkommen ihrem Entscheidungskalkül zugrundelegen. Andererseits - und darauf kommt es schließlich an - werden die Migranten ja bei ihren Überlegungen möglichst "gute" Erwartungen bez. ihrer zukünftigen Einkommenssituation verwenden wollen. D.h. nur wenn unsere Schätzungen dieser

Einkommen so gut sind, daß sie als solche guten Erwartungen gelten können, dürfen wir von der approximativen Gültigkeit der benötigten REH ausgehen.

5.2. EINE MODELLSPEZIFIKATION OHNE HOMOGENITÄTSANNAHME BEZÜGLICH DER $Y(i)$

Diese verallgemeinerte Modellierung basiert auf der Annahme, daß die Komponente $Y(i)$ linear von einem Vektor $\Phi(i)$ persönlicher Charakteristika des Migranten i abhängt, und daß dieser Vektor $\Phi(i)$ für jedes $i \in \mathbb{N}$ beobachtbar (z.B. abfragbar) ist. Es gelte also:

$$Y(i) = b' \Phi(i)$$

mit einem geeignet dimensionierten Spaltenvektor b , welcher für alle i derselbe sei. Für den Ökonometriker sei b unbekannt.

Damit tritt dann an die Stelle des unbekanntem Parameters β im ursprünglichen Modell der Parametervektor b , und mit $\mu = (\alpha, b)$ läßt sich dann die Likelihoodfunktion analog zu (4/3) bilden, wobei jetzt die kritischen Schwellenwerte $z(s, i, \mu)$ auch noch von dem (bekanntem!) Vektor $\Phi(i)$ abhängen.

Ein nicht unbedeutendes Problem bei dieser Modellerweiterung ist die wesentlich höhere Anzahl der unbekanntem Parameter des Modells, und zwar v.a. im Hinblick auf die nur numerischen Methoden zur Bestimmung der Maximum-Likelihoodschätzwerte; (vgl. die Bemerkungen am Ende von 4.).

5.3. ZWEI VORSCHLÄGE ZUR KONSTRUKTION DER BENÖTIGTEN PANEL-DATEN

Wie in der Einleitung erwähnt, existieren nach Kenntnis des Autors bisher noch keine Erhebungen von Daten über seit einer bestimmten Anzahl von Jahren in der BRD lebenden Gastarbeitern aus einem Land A (gedacht ist hier an die Türkei), wobei diese über mehrere Jahre hinweg, etwa 5 Perioden, bez. ihrer Remigrationsentscheidung und bez. einer Reihe weiterer individueller Merkmale (Alter, Ausbildung, berufliche Qualifikation, berufliche Situation, Wohnverhältnisse, Familienstand, Herkunftsregion etc.) beobachtet werden.

Da es im Moment unmöglich ist, solche Panel-Daten auf direktem Weg zu erhalten - entsprechende Forschungsaktivitäten müßten erst eingeleitet werden! -, sollen hier noch zwei Vorschläge zur Diskussion gestellt werden, wie entsprechende Daten konstruiert werden könnten, deren Qualität wenigstens zur Sammlung erster Erfahrungen mit dem ökonomischen Remigrationsmodell ausreichen dürfte.

1. Vorschlag: Beim Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) wurde 1984 eine Befragung unter Antragstellern für das 1984 auf Nicht-EG-Ausländer anwendbare Gesetz zur Rückkehrförderung durchgeführt.¹⁴⁾ Die zentralen Fragestellungen bei der Befragung vor der Rückkehr waren:

- Gründe für die Rückkehr
- (berufliche) Pläne für die Zeit nach der Rückkehr

14) Vgl. HÖNEKOPP (1987).

- Auswirkungen der Rückkehrförderung auf den Rückkehrentschluß.

Die erhobenen Daten reichen aus, um für jeden Befragten i sowohl einen Vektor $x(i)$ der benötigten individuellen Charakteristika, als auch die Anzahl $D(i)$ Jahre, die der Antragsteller in der BRD gelebt hat, zu bestimmen, (wobei vorausgesetzt wird, daß jeder Antragsteller 1984 auch tatsächlich zurückgekehrt ist).

Vom Ideal der in (Ö.1) postulierten Daten weichen diese Behelfsdaten mindestens aus drei Gründen ab: Selbst wenn man sich nur auf Befragte einer bestimmten Nationalität (z.B. aus der Türkei) beschränkt, wird wegen der unterschiedlich langen Vorgeschichten der befragten Individuen eine relativ starke Heterogenität in den Daten zu erwarten sein, welche im ökonomischen Modell, so wie es spezifiziert wurde, keine Berücksichtigung findet. Außerdem enthalten die Daten eine starke Verzerrung in Richtung auf die Rückkehrwilligen; in der Stichprobe treten nur Individuen auf, die sich für Rückkehr entscheiden. Schließlich müssen die Daten insofern als nicht sehr typisch gelten, als die Rückkehrentscheidung ja zu einem nicht unwesentlichen Teil im Zusammenhang mit den rückkehrfördernden Maßnahmen des Gesetzes stehen.

2. Vorschlag: Relativ kurzfristig kann eine gezielte Repräsentativ-Befragung unter seit t_0 Jahren in der BRD lebenden Ausländern einer Nation, etwa der Türkei, durchgeführt werden, aus der sich für jedes befragte Individuum i der Merkmalsvektor $x(i)$ bestimmen läßt. Außerdem kann hierbei jedes i nach seinen Rückkehrplänen innerhalb der nächsten S Jahre befragt werden. Man könnte dann die geäußerte Anzahl der Jahre bis zur geplanten Rückkehr plus t_0 als Proxies für die Zählvariablen $D(i)$ einsetzen.

Der einzige, aber wesentliche Nachteil dieser Konstruktion ist offensichtlich: Es gibt empirische Belege¹⁵⁾, daß Rückkehrplanungen in den meisten Fällen zu optimistisch angesetzt sind, so daß die o.g. Proxies für die Zählvariablen $D(i)$ tendenziell zu niedrig sein dürften. Es wäre überlegenswert, ob man aus einer unabhängigen Untersuchung über geplantes und tatsächliches Rückkehrverhalten sinnvolle Schätzungen für einen "Sicherheitszuschlag" auf die ursprünglichen Proxies und damit "verbesserte" Proxies für die $D(i)$ erhalten könnte.

Zusammenfassend läßt sich somit zu der Datenproblematik feststellen: Die in (Ö.1) geforderten Panel-Daten, auf welche die Spezifikation des ökonometrischen Modells abstellt, können erst durch eine längerfristig angelegte empirische Untersuchung verfügbar werden. Um mit dem in diesem Paper vorgeschlagenen ökonometrischen Remigrationsmodell aber bereits kurzfristig Erfahrungen sammeln zu können, bieten sich zwei Auswege an. Der im 1. Vorschlag skizzierte Weg wäre technisch und finanziell relativ unproblematisch. Allerdings sind die damit konstruierten Behelfsdaten mit einer Reihe nicht unwesentlicher Nachteile versehene sehr grobe Näherungen. Bessere Näherungswerte dürften die gemäß dem 2. Vorschlag konstruierten Behelfsdaten darstellen. Hierbei muß aber mit wesentlich höherem technischen und damit verbundenen finanziellen Aufwand gerechnet werden. - (Für weitere Vorschläge zur Lösung des Datenproblems wäre der Autor dankbar.)

15) Vgl. etwa P. KÖNIG u.a. (1986), Abschnitt 7.

LITERATUR

- AMEMIYA, T. (1981): Qualitative Response Models: A Survey. JEL 19, 1438-1536.
- BEN-AKIVA, M./LERMAN, S. (1985): Discrete Choice Analysis. The MIT Press Cambridge Mass., London England.
- BERNINGHAUS, S./SEIFERT-VOGT, H.G. (1987): International Migration under Incomplete Information. Schweiz. Z. f. Volksw. u. Stat. 123, 199-218.
- DHRYMES, P.J. (1986): Limited Dependent Variables, Chap. 27 in: GRILICHES/INTRILIGATOR (eds.), Vol. III.
- FLINN, C./HECKMAN, J. (1982): New Methods for Analyzing Structural Models of Labor Force Dynamics, J. of Econometrics 18, 115-168.
- GOTZ, G.A./McCALL, J. (1984): A Dynamic Retention Model for Air Force Officers. RAND Corp. Report R-3028-AF.
- GREENWOOD, M. (1975): Research on Internal Migration in the United States: A Survey. JEL 13, 397-433.
- GREENWOOD, M. (1985): Human Migration: Theory, Models and Empirical Studies. J.Reg.Sciences 25, 521-544.
- GRILICHES, Z./INTRILIGATOR, M. (eds.): Handbook of Econometrics, Vol. I (1983), Vol. II (1984), Vol. III (1986), North Holland, Amsterdam u.a.
- HECKMAN, J./SINGER, B. (1986): Econometric Analysis of Longitudinal Data, chap. 29 in: GRILICHES/INTRILIGATOR, Vol. III.
- HÖNEKOPP, E. (1987): Rückkehrförderung und Rückkehr ausländischer Arbeitnehmer - Ergebnisse des Rückkehrförderungsgesetzes, der Rückkehrhilfe-Statistik und der IAB-Rückkehrerbefragung, in: ders. (Hrsg.): Aspekte der Ausländerbeschäftigung in der Bundesrepublik Deutschland, Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 114, Nürnberg.

- KÖNIG, P., u.a. (1986): Situation der ausländischen Arbeitnehmer und ihrer Familienangehörigen in der Bundesrepublik Deutschland - Repräsentativuntersuchung '85. Hrsg.: Der Bundesminister für Arbeit und Sozialordnung, 7/86.
- LUCE, R.D. (1959): Individual Choice Behavior: A Theoretical Analysis. Wiley, New York.
- MADDALA, G.S. (1983): Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics. Cambridge Univ. Press, Cambridge.
- MADDALA, G.S. (1986): Disequilibrium, Self-Selection and Switching Models, chap. 28 in: GRILICHES/INTRILIGATOR (eds.), Vol. III.
- MANSKI, C./McFADDEN, D. (1981): Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications. The MIT Press, Cambridge (Mass.).
- McCALL, B./McCALL, J. (1987): A Sequential Study of Migration and Job Search, J.Labor Economics.
- McFADDEN, D. (1984): Econometric Analysis of Qualitative Response Models, chap. 24 in: GRILICHES/INTRILIGATOR, Vol. II.
- MILLER, R.A. (1984): Job Matching and Occupational Choice. J.Pol.Econ. 92, 1086-1120.
- MOLHO, J. (1986): Theories of Migration: A Review. Scottish J.Pol.Econ. 33, 396-419.
- PESSINO, C. (1987): Sequential Migration under Incomplete Information: Theory and Evidence. Unpubl.Sem.Paper, Univ. of Chicago, June 1987.
- QUANDT, R.E. (1983): Computational Problems and Methods, chap. 12 in: GRILICHES/INTRILIGATOR (eds.), Vol. I.
- ROSS, S.M. (1983): Introduction to Stochastic Dynamic Programming. Acad. Press, New York
- SJAASTAD, L.A. (1962): The Costs and Returns of Human Migration. J.Pol.Econ. 10, (Suppl.), 80-93.
- WOLPIN, K.I. (1984): An Estimable Dynamic Stochastic Model of Fertility and Child Mortality. J.Pol.Econ. 92, 852-874.