

Seifert-Vogt, Hans G.

Working Paper

Ein entscheidungstheoretischer Erklärungsansatz für das Phänomen "temporäre vs. permanente Migration" bei internationalen Migrationen

Diskussionsbeiträge - Serie II, No. 56

Provided in Cooperation with:

Department of Economics, University of Konstanz

Suggested Citation: Seifert-Vogt, Hans G. (1988) : Ein entscheidungstheoretischer Erklärungsansatz für das Phänomen "temporäre vs. permanente Migration" bei internationalen Migrationen, Diskussionsbeiträge - Serie II, No. 56, Universität Konstanz, Sonderforschungsbereich 178 - Internationalisierung der Wirtschaft, Konstanz

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/101604>

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:

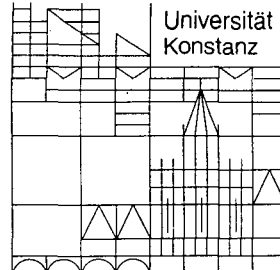
Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

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

**Ein entscheidungstheoretischer
Erklärungsansatz für das Phänomen
„Temporäre vs. permanente Migration“
bei internationalen Migrationen**

EIN ENTSCHEIDUNGSTHEORETISCHER ERKLÄRUNGSANSATZ
FÜR DAS PHÄNOMEN "TEMPORÄRE VS. PERMANENTE
MIGRATION" BEI INTERNATIONALEN MIGRATIONEN

Hans Günther Seifert-Vogt

Serie II - Nr. 56

Ag 2768/88 *pl* Weltwirtschaft
Kiosk →

April 1988

Ein entscheidungstheoretischer Erklärungsansatz für das Phänomen "Temporäre vs. permanente Mi- gration" bei Internationalen Migrationen

Hans Günther Seifert-Vogt, Konstanz

1. EINLEITUNG

Im Zusammenhang mit modernen Arbeitskräftewanderungen von ärmeren in reichere Länder liefern eine Vielzahl von empirischen Untersuchungen Anhaltspunkte für das folgende Phänomen: Der Migrant plant nur einen temporären Aufenthalt im Gastland (von typischerweise 3 bis 6 Jahren). Diese Planungen werden dann in sehr vielen Fällen nach oben revidiert, d.h. die geplante Aufenthaltsdauer wird überschritten. De facto, wenn auch vielfach von den Betroffenen nicht letztlich so gewollt, wird dadurch aus der geplanten temporären Migration eine permanente Migration, d.h. eine Rückkehr vom "Gastland" ins "Heimatland" wird immer unwahrscheinlicher.

Beispielhaft sei als Beleg für diesen empirischen Sachverhalt im Rahmen von Gastarbeiterwanderungen auf entsprechende Befunde in einer Repräsentativuntersuchung zur Situation der ausländischen Arbeitnehmer und ihrer Familienangehörigen in der Bundesrepublik Deutschland hingewiesen (KÖNIG u.a., 1986). Für Immigranten in die Ballungszentren der USA aus Mittelamerika und der Karibik liegen ähnliche Befunde vor, wie in dem Buch von E. PIORE (1979) ausführlich nachgewiesen wird.

Im Rahmen der herkömmlichen mikroökonomisch fundierten Migrationstheorien wäre die Interpretation dieses Phäno-

mens: dem Migrant gefällt es im Gastland wesentlich besser als ursprünglich erwartet. Daher wird für ihn eine Rückkehr zunehmend weniger attraktiv; (vgl. z.B. McCALL/McCALL 1987 und BERNINGHAUS/SEIFERT-VOGT 1987, als besonders elaborierte Versionen von humankapitaltheoretischen Ansätzen zur Erfassung des Rückkehrverhaltens von Migranten).

Gegen diese Interpretation lassen sich aber empirische Gegeneinwände formulieren: So betont PIORE (op.cit.), daß seine auf Befragungen basierenden Erfahrungen mit Migranten zeigen, daß ein moderner Migrant typischerweise ein *target-earner* ist. D.h. er ist ein Wirtschaftssubjekt, welches mit seinem Aufenthalt im Gastland vornehmlich ein Ziel verfolgt, nämlich möglichst schnell sehr viel Einkommen zu erzielen, um mit dem daraus Ersparten im Heimatland ein "besseres Leben" führen zu können als früher; (z.B. indem es die Ersparnis als Startkapital für eine eigene kleine Unternehmung verwendet, die ihm mehr materielle Sicherheit verspricht, als es sie in dem vor der Migration selbständigen oder unselbständigen Arbeitsverhältnis hatte). Ergebnisse der o.e. Repräsentativuntersuchung unter "Gastarbeitern" in der BRD bestätigen diese Sichtweise eines typischen Migranten als *target-earner* oder vielleicht noch zutreffender als *target-saver*.

Vor diesem Hintergrund erscheint es nicht mehr zulässig, eine längere Aufenthaltsdauer als ursprünglich geplant als Indiz für einen kaum erhofften Erfolg des Unternehmens "Migration" anzusehen. Im Gegenteil: Die Revision der geplanten Aufenthaltsdauer nach oben muß als Indiz dafür gewertet werden, daß der Migrant sein Sparziel nicht wie ursprünglich erhofft erreichen kann. Die Verlängerung des Aufenthalts - so erwartet er - bringt ihn seinem Sparziel näher.

Nun hängt die Schwierigkeit, mit der das Sparziel eines Migranten erreicht wird, nicht nur von ökonomischen Faktoren im Gastland ab, sondern auch von denen im Heimatland. Im Gastland sind inflationäre oder rezessive Entwicklungen ein Haupthindernis auf dem Weg zum Sparziel. Ebenso sind aber auch Preissteigerungen und/oder aufgrund schwacher Konjunktur gedämpfte Renditeerwartungen im Heimatland der Erreichung des Sparziels entgegenwirkende Faktoren. D.h. der Erfolg oder Mißerfolg des Unternehmens "Migration in das Gastland G" wird nicht nur durch Faktoren in G, sondern auch von Faktoren in H beeinflusst.

In dem im folgenden entwickelten Modell wird die Absicht verfolgt, das Multi-Armed-Bandit- (oder besser: Two-Armed-Bandit-)Paradigma zur entscheidungstheoretischen Fundierung einer Migrationstheorie um einen nicht unwesentlichen Appendix zu erweitern, daß damit eine konsistente mikroökonomische Interpretation des oben beschriebenen Phänomens möglich wird. Insbesondere soll dabei deutlich werden, daß nur spezielle Zeit- und Risiko-Präferenzstrukturen in der Lage sind, im Rahmen des erweiterten sequentiellen Entscheidungsmodells dieses Phänomen zu erklären. Dieses Ergebnis könnte die Grundlage einer empirisch gehaltvollen Hypothese bilden, die in etwa besagt: nur Wirtschaftssubjekte mit derartigen speziellen Präferenzstrukturen entscheiden sich in einer ansonsten für viele Individuen annähernd gleichen Situation für die Migration.

Es muß auf folgende Einschränkung der folgenden Analyse hingewiesen werden: Empirisch läßt sich beobachten, daß das Hinausschieben des Rückkehrzeitpunktes verbunden ist mit sozialer und kultureller Assimilation (nicht unbedingt Integration) im Gastland, und mit einer entsprechenden Desintegration im Heimatland. Die Familie wird

nachgeholt, man bemüht sich um bessere Wohn- und Lebensverhältnisse im Gastland. Andererseits geht der Kontakt zum Heimatland immer mehr verloren; das Heimatland wird einem "fremd", und bei Heimaturlauben fühlt man sich immer mehr als "Fremder". Diese Entwicklungen liefern in ihrer Gesamtheit die Tendenz, daß die geplante temporäre Migration in einer permanenten Migration endet. Um das Modell möglichst einfach zu halten, wird darauf verzichtet, Präferenzstrukturen, die sich als Folge bestimmter Ereignisse wandeln, und die damit verbundene Dynamik zu modellieren. Trotz dieses in dieser Hinsicht statischen Charakters des Modells wird der Anspruch erhoben, daß das Modell ein sehr wesentliches empirisches Faktum im Spannungsfeld temporäre vs. permanente Migration zu erfassen in der Lage ist.

2. DAS MODELL

Es wird ein Wirtschaftssubjekt M (ein potentieller Migrant) in einem (Heimat-)Land H betrachtet, dem ein Job-Angebot aus einem potentiellen Gastland G vorliegt. M teilt sein zukünftiges Leben in zwei - typischerweise verschieden lange - Perioden 1 und 2 ein. Die Länge von Periode 1 umfaßt den Zeitraum, den M für seinen temporären Aufenthalt in G ins Auge faßt, Periode 2 ist dann der Rest seines Lebens. Vor Periode 1 muß sich M entscheiden zwischen

$h \equiv$ Job-Angebot aus G ablehnen, und in Periode 1 und Periode 2 in H bleiben; und

$g \equiv$ Job-Angebot aus G annehmen, und zunächst für Periode 1 nach G emigrieren.

Im Fall der Entscheidung g muß sich M entscheiden zwischen

$r \equiv$ Rückkehr nach H , und in Periode 2 in H leben; und

$b \equiv$ In Periode 2 in G bleiben.

Insgesamt ist also folgender Entscheidungsbaum unterstellt

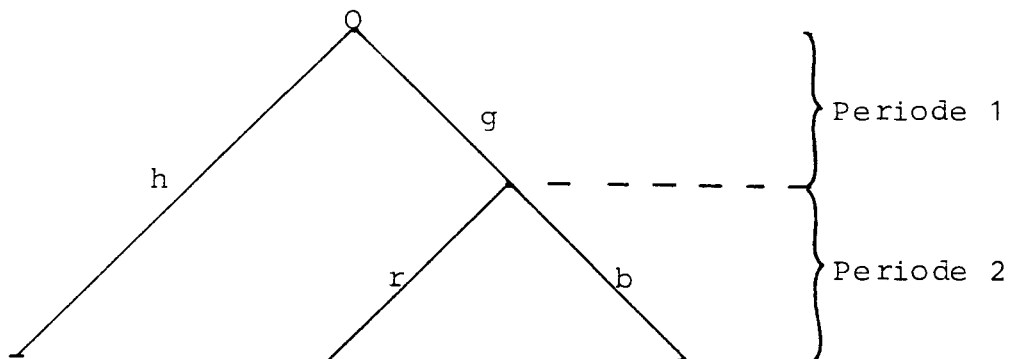


Fig. 1

Zur Beschreibung des Entscheidungsverhaltens von M im Rahmen der hierdurch gegebenen Entscheidungsstruktur benötigen wir eine Spezifikation

- der Präferenzen von M
- der für M entscheidungsrelevanten Parameter
- der Informationsstruktur und deren "Verarbeitung" durch M .

Die Präferenzen von M seien über die Menge $X = X_1 \times X_2 = \mathbb{R}^2$ von aggregierten Konsumplänen (x_1, x_2) für Periode 1 und 2 gegeben, und durch eine intertemporale Nutzenfunktion $u: X \rightarrow \bar{\mathbb{R}}$ darstellbar, welche konsistent mit der Erwar-

tungsnutzenhypothese sei. (Ein negativer Konsumplan $x_t < 0$ bedeutet hierbei, daß M in Periode t einen Geldbetrag in Höhe von $-x_t$ Einheiten auf eine Bank einzahlt. Allerdings nehmen wir an, daß M zu Beginn kein Vermögen besitzt, so daß $x_1 \geq 0$ sein wird.).

Die für M entscheidungsrelevanten Parameter sind:

- der Erwartungsnutzen $U(h)$, der mit der Alternative h verbunden ist; (aus u , und Preisen und Einkommen in H läßt sich $U(h)$ durch intertemporales Optimierungskalkül bestimmen).
- die Nominaleinkommen y_t , $t=1,2$, in G .
- die Konsumgüterpreise p_t in G , $t=1,2$.
- die Rendite-Rate Π von zu Beginn von Periode 2 in H investiertem Kapital.
- der Zinssatz z für in G angelegte Ersparnisse.

Für die Informationsstruktur und deren Bayesianisch-rationale Verarbeitung durch M gelte:

- im Entscheidungspunkt 0 ist M vollkommen über $U(h)$, z , y_1 und y_2 informiert; (die Kenntnis der y_t resultiert aus dem Job-Angebot, welches M aus G erhält).
- im Entscheidungspunkt 0 besitzt M bez. der übrigen Parameter nur unvollkommene Informationen, welche durch subjektive Wahrscheinlichkeitsverteilungen darstellbar sind, nämlich μ_1 für p_1 , μ_2 für p_2 und μ_Π für Π . Außerdem seien p_1 , p_2 und Π stochastisch unabhängig.
- zu Beginn von Periode 1, wenn M nach G migriert ist, erhält M vollständige Information über p_1 .

- zu Beginn von Periode 2 erhält M vollständige Information über p_2 und π .

Der Entscheidungsbaum aus Figur 1 läßt sich unter Berücksichtigung der eingeführten Annahmen genauer spezifizieren als

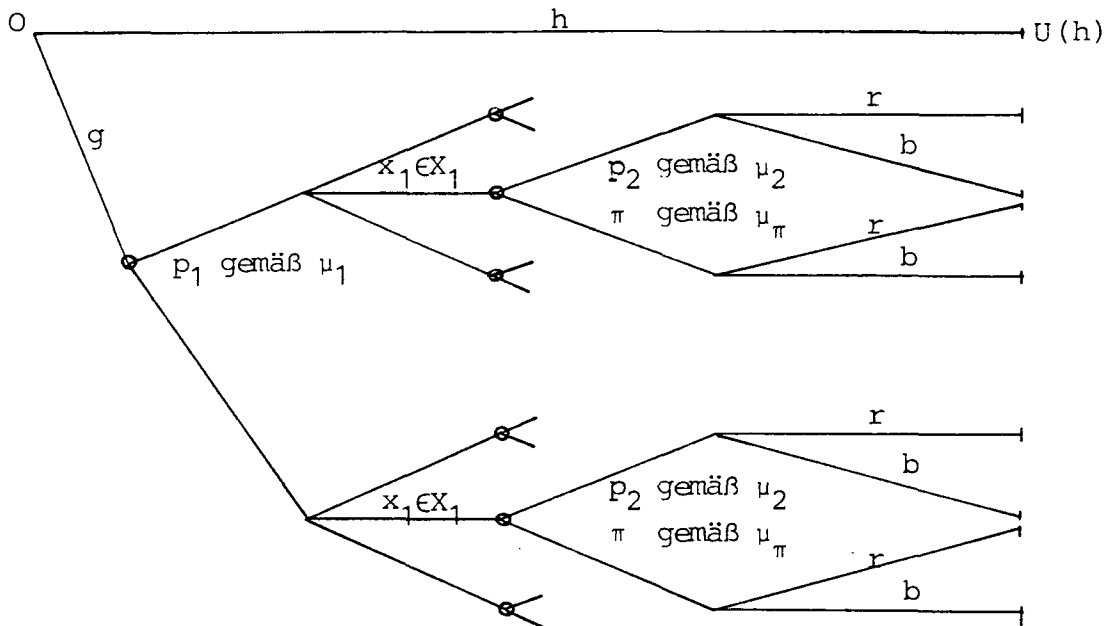


Fig. 2

3. ALLGEMEINE DARSTELLUNG DES ENTSCHEIDUNGSVERHALTENS DES MIGRANTEN

In diesem Abschnitt wird, bezogen auf den Modellrahmen, wie er in 2. dargestellt wurde, in allgemeiner Form das Entscheidungsverhalten von M beschrieben. Wir setzen dabei im folgenden voraus, daß M's Entscheidungsverhalten durch die Hypothese der Theorien der stochastischen dynamischen Optimierung und des Erwartungsnutzens adäquat abgebildet werden kann. Dies impliziert:¹⁾

1) In den folgenden Punkten wird stillschweigend die Existenz aller Integrale und optimalen Entscheidungen

1. M wird sich in 0 für g (resp. h) entscheiden, wenn

$$(1) \quad U(g) > U(h) \quad (\text{resp. } U(h) > U(g))$$

ist. Hierbei ist $U(g)$ der mit der Alternative g verbundene Erwartungsnutzen, welcher durch Rückwärtsprogrammierung in den folgenden Schritten bestimmt wird.

2. Zu Beginn von Periode 2 kennt M seine Konsumausgaben $x_1 \in X_1$, deren Preis p_1 und y_1, y_2, z, p_2 und Π . Daraufhin muß er sich zwischen (r, x_2^r) mit

$$(2) \quad x_2^r = \Pi(y_1 - p_1 x_1)$$

und (b, x_2^b) mit

$$(3) \quad p_2 x_2^b = y_2 + (1+z)(y_1 - p_1 x_1)$$

entscheiden.

Da x_2 eindimensional und für gegebenes x_1 $u(x_1, \cdot)$ zunehmend ist, gilt:

M entscheidet sich für (r, x_2^r) genau dann,

$$(4) \quad \Pi p_2 (y_1 - p_1 x_1) > y_2 + (1+z)(y_1 - p_1 x_1)$$

ist; andernfalls entscheidet sich M für (b, x_2^b) .

3. Zu Beginn von Periode 1, wenn M über p_1 vollständig informiert ist, bestimmt sich für einen beliebigen Periode-1-Konsum x_1 und bei optimaler Entscheidung zwischen (r, x_2^r) und (b, x_2^b) gemäß (4) der Erwartungsnutzen $U(p_1, x_1)$ aus

vorausgesetzt. Genaue Bedingungen hierfür findet man im nächsten Abschnitt.

$$(5) \quad U(p_1, x_1) = \int_{C(p_1, x_1)} u(x_1, \Pi(y_1 - p_1 x_1)) d\mu + \\ + \int_{C'(p_1, x_1)} u(x_1, \frac{1}{p_2} (y_2 + (1+z)(y_1 - p_1 x_1))) d\mu$$

Hierbei ist μ das Produktmaß aus μ_1 und μ_2 , $C(p_1, x_1) = \{(\Pi, p_2) \in \mathbb{R}_+^2 : \text{es gilt (4)}\}$, und $C'(p_1, x_1)$ das Komplement dieser Menge.

M wählt dann seinen Konsum x_1 für Periode 1, und damit seine Ersparnis $v = y_1 - p_1 x_1$ aus Periode 1, so daß der Erwartungsnutzen $U(p_1, x_1)$ maximal wird, d.h. M entscheidet sich für

$$(6) \quad x_1^*(p_1) = \arg \max \{U(p_1, x_1) : x_1 \geq 0\}$$

4. Bei Bekanntwerden von p_1 ist damit der Erwartungsnutzen $U(p_1)$ für M, wenn er seinen Perioden-1-Konsum und seine Entscheidung zu Beginn von Periode 2 zwischen

(r, x_2^r) und (b, x_2^b) optimal wählt, durch

$$(7) \quad U(p_1) = U(p_1, x_1^*(p_1))$$

gegeben.

Vor Bekanntwerden von p_1 ist demnach der Erwartungsnutzen für M der Alternative g , vorausgesetzt M verhält sich in G in der dargestellten Weise optimal durch

$$(8) \quad U(g) = \int_0^\infty U(p_1) d\mu$$

gegeben.

4. CHARAKTERISIERUNG DES ENTSCHEIDUNGSVERHALTENS DES MI-GRANTEN UNTER SPEZIELLEN BEDINGUNGEN ^{2) 3)}

Nun soll für spezielle Bedingungen das optimale Entscheidungsverhalten von M zwischen r und b genauer untersucht werden. Im Hinblick auf das Untersuchungsziel dieses Papers gilt das Hauptinteresse der Gestalt der Menge

$\{(\Pi, q, p) \in R_+^3 : \Pi q(y - px^*(p)) > w + (1+z)(y - px^*(p))\}$, d.h. der Menge der Kombinationen der für M ex-ante unbekanntenen Parameter Π , q und p , bei deren Realisierung sich M nach Periode 1 für die Rückkehr r entscheiden wird. Die diese Rückkehrmenge determinierende Relation (4) legt es nahe, aus darstellerischen Gründen eine Transformation dieser Rückkehrmengen zu betrachten, nämlich

$$(13) \quad R := \{(t, p) \in R_+^2 : t(y - x^*(p)) > w + (1+z)(y - x^*(p))\}$$

Für R erhält man dann folgende Aussage:

Proposition 1: Es gelte

(V1) Die Präferenzen von M über dem Güterraum $X_1 \times X_2$ lassen sich durch eine STONE-GEARY-Nutzenfunktion u gemäß

$$u(x_1, x_2) := \begin{cases} -\infty, & 0 \leq x_1 \leq y \text{ und/oder } x_2 \leq 0 \\ \ln(x_1 - c) + \ln x_2, & \text{für } x_1 > c, x_2 > 0 \end{cases}$$

mit $c > 0$ darstellen.

(V2) $p=p_1$, $q=p_2$ und Π sind stochastisch unabhängig.

2) Aus schreibtechnischen Gründen setzen wir (nur!) in diesem Abschnitt: $p:=p_1$, $x:=x_1$, $q:=p_2$, $w:=y_2$, $y:=y_1$.

3) Dieser Abschnitt enthält alle wesentlichen formaltechnischen Details. Die ökonomische Interpretation der Ergebnisse erfolgt im 5. Abschnitt.

(V3) Die Zufallsvariable $t := q\pi$ besitzt eine Pareto-Verteilungsfunktion

$$F(t) = \begin{cases} 0, & t \leq 1 \\ 1-t^{-1}, & t > 1 \end{cases}$$

(V4) Für die Einkommen $y=y_1$ und $w=y_2$ gilt die Relation $y(1+z) > w$.

Dann existiert ein $p > 0$ und eine Funktion $\Phi: (0, \hat{p}) \rightarrow \mathbb{R}_+$, so daß sich die Rückkehrmenge R schreiben läßt als

$$(10) \quad R = \{(t, p) \in \mathbb{R}^2 : p \in (0, \hat{p}) \text{ und } t > \Phi(p)\}$$

Hierbei besitzt Φ die folgenden Eigenschaften:

- i) Φ ist zunehmend, ii) Φ ist strikt konvex,
- iii) Φ ist nach unten durch $1+z$ beschränkt.

Die wesentlichen Schritte im Beweis dieser Proposition werden nun zweckmäßigerweise durch einige Lemmata formuliert.

Lemma 1: Für beliebiges $p \in \mathbb{R}$, $p > 0$ läßt sich die Erwartungsnutzenfunktion $U(p, \cdot): X \rightarrow \bar{\mathbb{R}}$ schreiben als

$$U(p, x) = \begin{cases} -\infty, & \text{für } x \leq c \\ \ln(y-c) + \ln(w + (1+z)(y-px)) + 1/\sigma(px) - \\ \quad - \int \ln q d\mu_q & \text{für } c < x < y/p \\ \ln(y-c) + \ln(w + (1+z)(y-px)) - \int \ln q d\mu_q \\ \quad \text{für } y/p \leq x < x_p \\ -\infty, & \text{für } x \geq x_p \end{cases}$$

wobei

$$(11) \quad \sigma(px) := \frac{w}{y-px} + 1 + z, \quad \text{für } x < y/p,$$

und x_p durch $w+(1+z)(y-px_p) = 0$ gegeben ist.

Beweis: Für $x \leq c$ ist $u(x, \eta) = -\infty$ für alle η und für $x \geq x_p$ ist $u(\eta, 1/q \cdot (w+(1+z)(y-px))) = -\infty$ für alle η . Außerdem ist für $x \leq c$ die Menge $C(p, x)$ und für $x \geq x_p$ die Menge $C'(p, x)$ nichtleer. Damit ergibt sich aus (5), daß $U(p, x) = -\infty$ für $x \leq c$ und für $x \geq x_p$. - Für x mit $y/p \leq x < x_p$ kann die Relation (4) für kein Paar (Π, q) erfüllt werden, also ist für diese x gemäß (5) $U(p, x) = \ln(x-c) + \ln(w+(1+z)(y-px)) - \int \ln q d\mu_q$.

Für x mit $c < x < y/p$ ergibt sich: $U(p, x) = \ln(y-c) + \ln(y-px) \cdot \tilde{\mu}(C(p, x)) + \int_{C(p, x)} \ln \Pi d\tilde{\mu} + \ln(w+(1+z)(y-px)) (1 - \tilde{\mu}(C(p, x))) -$

$\int_{C'(p, x)} \ln q d\tilde{\mu}$. Nun ist die Verteilung von $t = \Pi q$ das

Bildmaß von $\tilde{\mu}$ unter der Transformation $T(\Pi, q) = \Pi q$. Daher ist $\tilde{\mu}(C(p, x)) = 1 - F(\sigma(px)) = 1/\sigma(px)$. Des weiteren ergibt sich

$$\int_{C(p, x)} \ln \Pi d\tilde{\mu} - \int_{C'(p, x)} \ln q d\tilde{\mu} = \int_{C(p, x)} \ln(\Pi q) d\tilde{\mu} - \int \ln q d\mu_q =$$

$$\int_{\sigma(px)}^{\infty} \ln t dF(t) - J = \int_{\sigma(px)}^{\infty} (\ln t) 1/t^2 \cdot dt - J = \ln(\sigma(px))$$

$\cdot (1/\sigma(px)) + 1/\sigma(px) - J$, (mit $J = \int \ln q d\mu_q$). Somit erhält man

- unter Berücksichtigung von (11): $U(p, x) = \ln(x-c) + \ln(w(1+z)(y-px)) + 1/\sigma(px) - J$.

Q.E.D.

Wegen Lemma 1 liegt die potentielle Maximumstelle $x^*(p) = \arg \max U(p, x)$ im Intervall (c, x_p) , und zwar ist $x^*(p)$ entweder $= \underline{x}(p) := \arg \max \{U(p, x); c < x < y/p\}$ oder $= \bar{x}(p) := \arg \max \{U(p, x); y/p \leq x < x_p\}$. Offensichtlich kann die Analyse von $x^*(p)$ für $V(p, x)$ statt für $U(p, x)$ durchgeführt werden mit

$$(12) \quad V(p, x) := U(p, x) + \int \ln q d\mu_q$$

Es ergibt sich nun zunächst:

Lemma 2: für $p \leq p_0 := \frac{1}{c}(y - \frac{w}{1+z})$ ist $x^*(p) = \underline{x}(p)$, und
für $p \geq p_1 := \frac{1}{c}(y - \frac{w}{2+z})$ ist $x^*(p) = \bar{x}(p)$.

Beweis: Für $c < x < y/p$ ist

$$(13) \quad \underline{v}(p, x) := \frac{\delta V}{\delta x}(p, x) = \frac{1}{x-c} - \frac{p(1+z)}{w+(1+z)(y-px)} - \frac{pw}{(w+(1+z)(y-px))^2}.$$

Da $\underline{v}(p, \cdot)$ in x abnehmend, und $\lim_{x \rightarrow y/p} \underline{v}(p, x) = \frac{p}{y-pc} - p/w(2+z)$ für $p < p_1$, also erst recht für $p \leq p_0$, negativ und für alle $p \lim_{x \rightarrow c} \underline{v}(p, x) = +\infty$ ist, existiert $\underline{x}(p)$ und ist gleich die Lösung von $\underline{v}(p, x) = 0$. Für $y/p \leq x < x_p$ ist

$$(14) \quad \bar{v}(p, x) := \frac{\delta V}{\delta x}(p, x) = \frac{1}{x-c} - \frac{p(1+z)}{w+(1+z)(y-px)}$$

Da $\bar{v}(p, \cdot)$ in x ebenfalls abnehmend und für $p \leq p_0$ an der Stelle $x = y/p$ nichtpositiv ist, ist $\bar{x}(p) = y/p$.

Insgesamt folgt daraus dann: $x^*(p) = \underline{x}(p)$, d.h. für $p \leq p_0$ ist $x^*(p)$ die Lösung von $\underline{v}(p, x) = 0$

Des weiteren gilt für $p > p_0$, also erst recht für $p \geq p_1$, daß $\bar{v}(p, y/p) > 0$ ist. Da andererseits $\lim_{x \rightarrow x_p} \bar{v}(p, x) = -\infty$ für alle p , existiert $\bar{x}(p)$ und ist gleich der Lösung von $\bar{v}(p, x) = 0$. Außerdem ist für $p \geq p_1$ $\underline{v}(p, x) > 0$ für alle. Demnach ergibt sich für $p \geq p_1$: $x^*(p) = \bar{x}(p)$, und $x^*(p)$ ist die Lösung von $\bar{v}(p, x) = 0$.

Q.E.D.

Bemerkung: Wegen (V4) ist $p_0 > 0$.

Die folgenden Abbildungen verdeutlichen die Situation, wie sie sich aufgrund der bisherigen Analyse darstellt.

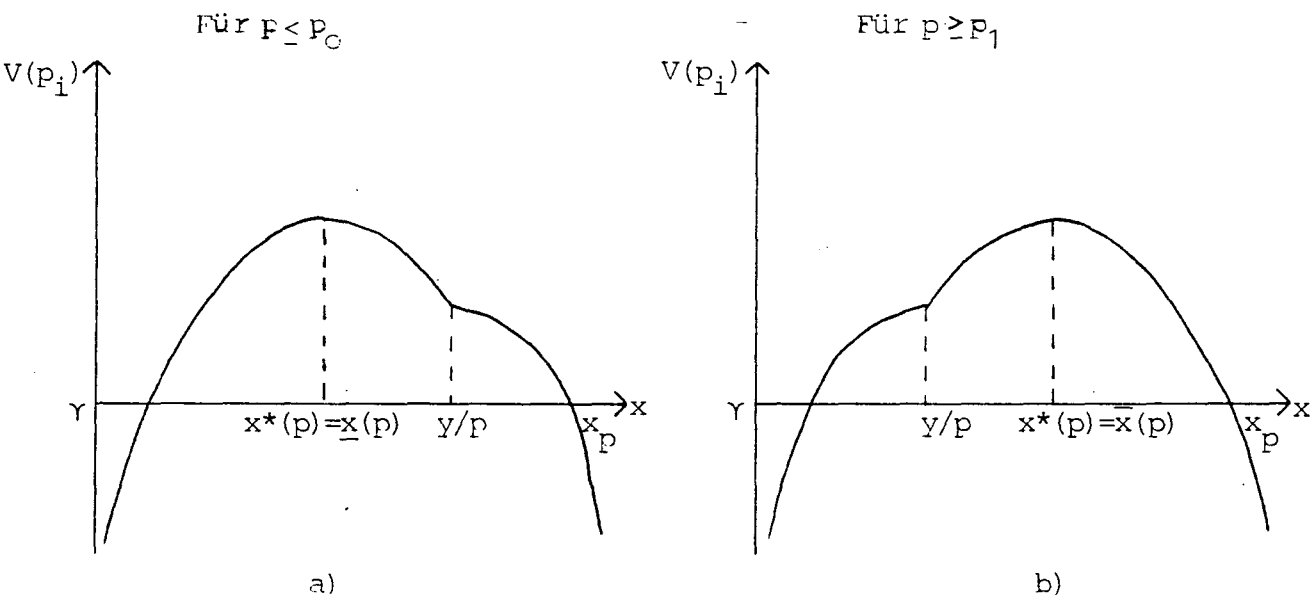


Fig. 3

Aufgrund dieser Bilder und des Lemmas 2 gelangt man zu der im folgenden Lemma formulierten Vermutung:

Lemma 3: Es existiert genau ein $\hat{p} > 0$, charakterisiert durch die Gleichung

$$(15) \quad V(\hat{p}, \underline{x}(\hat{p})) = V(\hat{p}, \bar{x}(\hat{p}))$$

mit folgender Eigenschaft: Für alle $p < \hat{p}$ (resp. $p > \hat{p}$) ist $x^*(p) = \underline{x}(p)$ (resp. $x^*(p) = \bar{x}(p)$). Insbesondere liegt \hat{p} im Intervall (p_0, p_1) , also ist $\hat{p} > 0$.

Beweis: Sei $\underline{H}(p) := V(p, \underline{x}(p))$ und $\bar{H}(p) := V(p, \bar{x}(p))$. Dann ist (wegen des Envelope-Theorems) für $p \in (p_0, p_1)$: $\underline{H}'(p) = \delta/\delta p V(p, \underline{x}(p)) = 1/p \frac{\underline{x}(p)}{c - \underline{x}(p)} < 1/p \frac{\bar{x}(p)}{c - \bar{x}(p)} = \delta/\delta p V(p, \bar{x}(p))$

$= \bar{H}'(p) < 0$. Da außerdem $\underline{H}(p) > \bar{H}(p)$ für alle $p \leq p_0$ und $\underline{H}(p) < \bar{H}(p)$ für alle $p \geq p_1$, existiert genau ein \hat{p} mit $\bar{H}(\hat{p}) = \underline{H}(\hat{p})$ bzw. mit (15) und den in der Behauptung angegebenen Eigenschaften.

Q.E.D.

Wir erhalten demnach die folgenden weiteren Bilder:

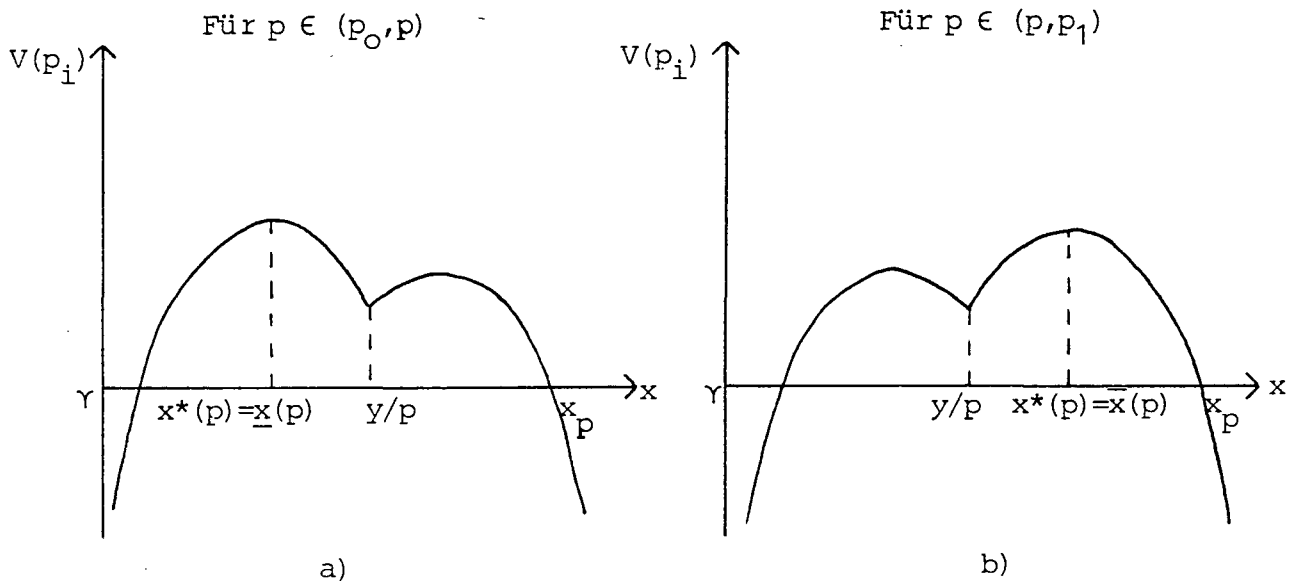


Fig. 4

Der durch (15) gegebene Periode-1-Preis \hat{p} ist demnach jener Preis, für welchen der Migrant M zu Beginn von Periode 1, nach Bekanntwerden von p , indifferent ist zwischen "Unabhängig von der Realisation von Π und q im Gastland bleiben" und "Die Realisation von Π und q abwarten, und dann zwischen r und b gemäß (4) entscheiden". Damit ist klar: Die Rückkehrmenge R muß in der Menge $\{(t, p) : 0 < p < \hat{p}\}$ enthalten sein.

Da sich die Relation (4) für $x < y/p$ schreiben läßt als

$$(4)' \quad t = \Pi q > \sigma(px) = \frac{w}{y-px} + 1 + z$$

(vgl. (11)), wird sich M bei $p < \hat{p}$ de facto für r entscheiden, genau dann wenn

$$(16) \quad t > \Phi(p)$$

mit $\Phi: (0, \hat{p}) \rightarrow \mathbb{R}_+$ definiert durch $\Phi(p) := \sigma(px^*(p)) = \sigma'(p\underline{x}(p))g'(p)$, mit $g(p) := p\underline{x}(p)$. Wegen $\sigma' > 0$ ist

$$(17) \quad \text{sign } \Phi'(p) = \text{sign } g'(p)$$

so daß die in der Proposition behauptete Eigenschaft i) von Φ bewiesen ist, wenn das folgende Lemma gezeigt ist.

Lemma 4: Die Funktion $g: (0, \hat{p}) \rightarrow \mathbb{R}_+$ mit $g(p) := p\underline{x}(p)$ und $\underline{x}(p)$ implizit als Lösung von $\underline{v}(p, x) = 0$ mit \underline{v} gemäß (13) definiert ist stetig differenzierbar und es gilt $g'(p) > 0$.

Beweis: $g(p)$ ist die Lösung der Gleichung

$$(18) \quad \frac{1}{g(p) - pc} = \frac{1+z}{w+(1+z)(y-g(p))} + \frac{w}{(w+(1+z)(y-g(p)))^2}$$

Durch Differentiation dieser Gleichung nach p erhält man

$$(19) \quad g'(p) \left(\frac{1}{(g-pc)^2} + \left(\frac{1+z}{\eta} \right) + \frac{2w(1+z)}{\eta^2} \right) = \frac{c}{(g(p)-pc)^2}$$

mit $\eta = w + (1+z)(y-g) > 0$. Offensichtlich folgt hieraus $g' > 0$.

Q.E.D.

Die Eigenschaft iii) von Φ ergibt sich unmittelbar aus

$$\Phi(p) = \frac{w}{y-g(p)} + 1+z \quad \text{und} \quad w > 0, \quad y-g(p) > 0$$

Schließlich bleibt noch die Eigenschaft ii) von Φ nachzuweisen. Da $\Phi''(p) = \sigma''(g(p))(g'(p))^2 + (g''(p))^2$, und offensichtlich $\sigma'' > 0$ ist, genügt es zu zeigen

Lemma 5: Die Funktion g aus Lemma 4 ist konvex, d.h. $g'' \geq 0$.

Der Beweis hiervon findet sich im Appendix. Er beruht auf der expliziten Berechnung von $g(p)$.

Damit ist Proposition 1 vollständig bewiesen. Nachzutragen bleibt noch:

Korollar 1: Für die Funktion Φ gilt für variierendes y resp. w

$$(iv) \quad \frac{\delta\Phi}{\delta y} < 0, \quad (v) \quad \frac{\delta\Phi}{\delta w} > 0$$

Der Beweis beruht auf $\frac{\delta\Phi}{\delta y} = (\frac{\delta g}{\delta y} - 1)/(y - g(p, y))^2$ und $\frac{\delta\Phi}{\delta w} = (y - g(p, w) + w \frac{\delta g}{\delta w})/(y - g(p, y))^2$ und

Lemma 6: Für die Funktion g aus Lemma 4 gilt bei variierendem y resp. w : $0 < \delta g / \delta y < 1$ resp. $\delta g / \delta w > 0$.

Auch der Beweis dieses Lemmas wird auf den Appendix verschoben.

5. ZUR INTERPRETATION DER ERGEBNISSE AUS ABSCHNITT 4

Unter den Voraussetzungen der Proposition 1 konnte gezeigt werden, daß die Menge der Konstellationen von Parametern Π , p_1 und p_2 , bei deren Realisierung sich der Migrant M , falls er vor Periode 1 sich für die Migration

nach G entschieden hat, am Beginn von Periode 2 für die Rückkehr nach H entscheiden würde, durch die Menge

$R = \{(\Pi p_2, p_1) \in R_+^2 : 0 < p_1 < \hat{p}_1 \text{ und } \Pi p_2 > \Phi(p_1)\}$ darstellen läßt, und zwar folgendermaßen:

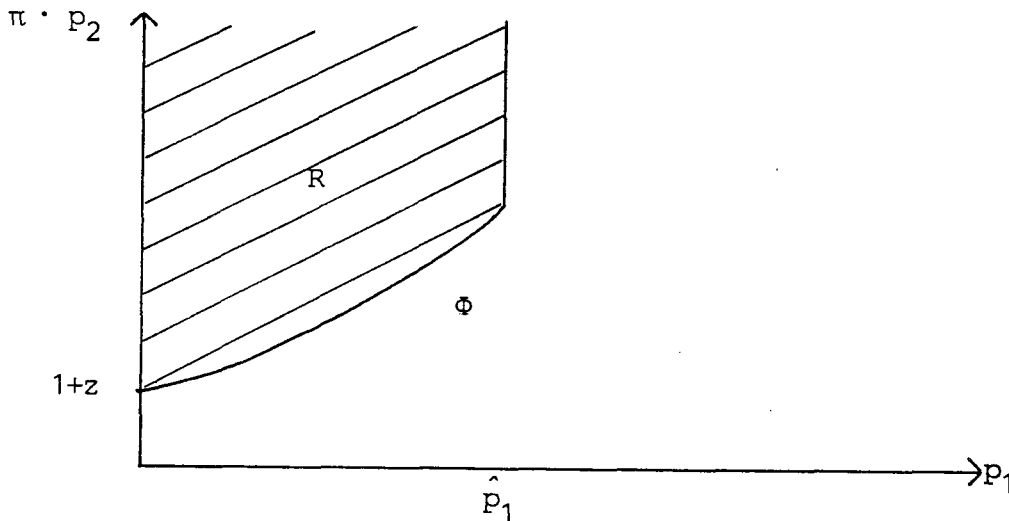


Fig. 5

Dies führt zu folgendem Erklärungsvorschlag für das Phänomen "Temporäre vs. Permanente Migration":

Proposition 2: Falls die Voraussetzungen von Proposition 1 gelten, und zusätzlich die Relation (1), nämlich $U(g) > U(h)$. Dann entscheidet sich M zunächst für die Migration nach G. Aber nur wenn er dort in der 1. Periode einen Preis $p_1 < \hat{p}_1$ und zusätzlich in der 2. Periode bei gegebenem Preis p_2 die Renditerate Π im Heimatland so hoch ist, daß $\Pi p_2 > \Phi(p_1) = y_2 / s_1(p_1) + (1+z)$ mit einer Ersparnis $s_1(p_1) = y_1 - p_1 x_1^*(p_1)$ aus der 1. Periode, wird M in der 2. Periode nach H zurückkehren. Oder andersherum formuliert: Bei gegebenen y_1, y_2 und z kann ein zu hoher

Perioden-1-Preis p_1 und/oder ein relativ niedriger Perioden-2-Preis p_2 bzw. eine zu niedrige sich abzeichnende Renditerate Π in H dazu führen, daß M in G bleibt.

Dieses Ergebnis würde implizieren, daß eine von staatlicher Seite gewünschte Rückkehr von Migranten nach H in 1. Linie durch Förderungen zur Erhöhung des Renditefaktors betrieben werden kann. In dieselbe Richtung würden Maßnahmen zur Erhöhung des Perioden-2-Preisniveaus p_2 wirken, also beispielsweise Maßnahmen zur Verteuerung des Lebens des Migranten im Gastland. Eine Manipulation des Perioden-1-Preisniveaus p_1 - hier würde eine Senkung die Rückkehrwahrscheinlichkeit erhöhen - erscheint nur für solche Migranten sinnvoll, die noch nicht lange in G sind; denn aufgrund von p_1 bildet sich der Migrant seine Ersparnis $s_1(p_1) = y_1 - g/p_1$, d.h. (wegen Lemma 4): Eine Senkung von p_1 führt zu einer Erhöhung von $s_1(p_1)$ und macht daher bei gegebenen Π und p_2 die Rückkehr wahrscheinlicher.

Als Korollar zu Proposition 2 erhalten wir:

Eine Erhöhung des Periode-1-Einkommens y_1 führt cet. par. zu einer Vergrößerung der Rückkehrmenge R, während eine Erhöhung des Periode-2-Einkommens y_2 cet. par. eine Verkleinerung von R nach sich führt.

Hieran schließen sich folgende Implikationen für eine staatliche Migrationspolitik: Eine Rückkehrförderung läßt sich durch eine Erhöhung des nominellen Einkommens der Migranten erreichen - vorausgesetzt, mit dieser Erhöhung verbindet sich für den Migranten nicht automatisch eine Erhöhung des Einkommens, welches er bei einem längeren

Aufenthalt in G erzielen kann. Im Gegenteil: Hier würde eine Reduzierung der Verdienstmöglichkeiten bei verlängertem Aufenthalt die Rückkehrbereitschaft fördern.

Zum Abschluß sollen die entscheidenden Voraussetzungen für die Modellanalyse, nämlich (V1), ..., (V4) aus Proposition 1 diskutiert werden.

Zu (V1): Es wurde die separable, logarithmische Nutzenfunktion gewählt, um mit einigermaßen vertretbarem Aufwand in analytisch einwandfreier Weise konkrete Ergebnisse erzielen zu können. Die Wahl des speziellen STONE-GEARY-Funktionstyps mit $c > 0$ ist durch die Überlegung motiviert, daß damit trotz Separabilität eine intertemporale Verknüpfung der Konsumtionsentscheidungen ermöglicht wird, und zwar ist diese Verknüpfung umso stärker, je größer c ist. Dies schlägt sich auch im Ergebnis nieder: Der Anstieg der Trennfunktion ϕ in Abhängigkeit von p vergrößert sich mit zunehmendem c . (Man vergleiche hierzu die Relation 19) im Beweis von Lemma 2. Danach ist $g'(p)$ proportional zu c , und damit ist es auch $\phi'(p)$).

In diesem Zusammenhang sei noch bemerkt: Es ist leicht nachzuprüfen, daß für $c=0$ die Trennfunktion ϕ horizontal parallel zur p -Achse verläuft.

Tritt an die Stelle der Nutzenfunktion u aus (V1) eine Nutzenfunktion $u(\cdot; \beta)$ mit $u(x_1, x_2; \beta) = \ln(x_1 - c) + \beta \ln x_2$ für $x_1 > c$, $x_2 > 0$ und $-\infty$ sonst, mit einem Diskontierungsfaktor $\beta > 0$ zur Erfassung der Zeitpräferenzen des Migranten, so muß die Relation in (V4) abgeändert werden zu $y\beta(1+z) < w$. Dann bleiben die Aussagen von Proposition 1 weiter gültig. Außerdem ist leicht nachprüfbar, daß g in Abhängigkeit von β abnehmend ist, und sich somit auch ϕ bei zu-

nehmendem β nach unten verlagert, d.h. eine Erhöhung von β impliziert eine Vergrößerung der Rückkehrmenge R .

Zu (V2): Unproblematisch dürfte die Annahme sein, daß Π stochastisch unabhängig von p_1 und p_2 ist. Dagegen bedeutet die stochastische Unabhängigkeit von p_1 und p_2 - bezogen auf die subjektiven Wahrscheinlichkeitsvorstellungen des Migranten -, daß der Migrant glaubt, daß er aus der Kenntnis des Periode-1-Preises p_1 im Gastland den dortigen Periode-2-Preis in keiner Weise besser prognostizieren kann als ohne Kenntnis von p_1 . Alternative Modellrechnungen mit dem anderen Extremfall, daß nämlich μ_2 die auf p_1 degenerierte Verteilung ist, der Migrant also glaubt, aus der Kenntnis von p_1 den Preis p_2 exakt als wiederum $=p_1$ prognostizieren zu können, haben zu keiner eindeutigen Aussage über die Gestalt des Rückkehrbereichs R geführt. Die ökonomische Intuition hinter dieser Schwierigkeit ist: Das Ausgaben- bzw. Sparverhalten des Migranten in der 1. Periode in Abhängigkeit des Preises p_1 unterscheidet sich wesentlich von seinem Verhalten, je nachdem ob er in Periode 2 wiederum mit dem Preis $p_2=p_1$ rechnet oder ob er mit von p_1 gänzlich unabhängigem p_2 kalkuliert. - Es wäre interessant, die Analyse des Modells etwa unter der Annahme einer autoregressiven stochastischen Abhängigkeit der Form $p_2=rp_1 +$ "Störterm" durchzuführen - wobei r eine Maßzahl für diese Abhängigkeit wäre -, und dann Aussagen über Form des Zusammenhangs zwischen r und der Gestalt der Rückkehrmenge R herzuleiten.

Zu (V3): Diese Annahme besagt, daß $t=\Pi p_2$ eine Dichtefunktion der Gestalt

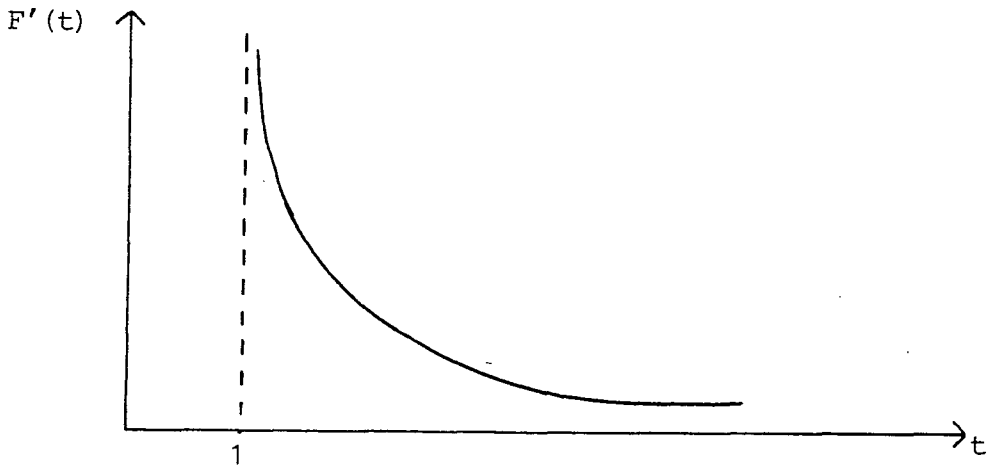


Fig.6

besitzt. Damit läßt sich - vgl. Lemma 1 - der Erwartungsnutzen $U(p,x)$ relativ leicht errechnen. Neben diesem praktischen Vorteil garantiert diese Annahme, daß die Erwartungsnutzenfunktion $U(p, \cdot)$ wenigstens stückweise konkav ist, insbesondere daß sie im Bereich $(c, y/p)$ konkav ist, was die Bestimmung des relativen Maximums in diesem Bereich wesentlich erleichtert.

Wir sind zwar der Meinung, daß die Paretoverteilung für das Produkt aus Renditerate Π und Preis p_2 nicht unplausibel ist: Π wird typischerweise nur Werte $\Pi \geq 1$ annehmen. Bei geeigneter Normierung kann man auch von $p_2 \geq 1$ ausgehen, so daß also t -Werten < 1 die Wahrscheinlichkeit 0 zukommt. Entscheidend für die Gestalt von $F(t)$ ist dann, daß der Migrant Werte des Produkts Πp_2 in der Nähe von 1 für am wahrscheinlichsten hält.

Natürlich wäre es wünschenswert, statt einer Annahme über das aus Π und p_2 gebildete Produkt Annahmen über die Verteilung $F(t)$ mit den o.e. "angenehmen" Eigenschaften der Pareto-Verteilung herzuleiten. Eine Analyse wie in Ab-

schnitt 4 - so ist zu erwarten - dürfte dann möglich sein, wenn eine Verteilung $F(t)$ herauskommt, welche garantiert, daß $U(p, \cdot)$ im Intervall $(c, y/p)$ quasi-konkav ist. Im allgemeinen Fall besitzt $U(p, \cdot)$ im fraglichen Intervall die Gestalt; (vgl. (5) und Lemma 1 und dessen Beweis):

$$\begin{aligned}
 U(p, x) = & \ln(y-c) + \ln(y-px)(1-F_t(\sigma(px))) + \\
 & + \ln(w+(1+z)(y-px))F_t(\sigma(px)) + \\
 & + \int_{\sigma(px)}^{\infty} \ln(t) dF_t - J
 \end{aligned}$$

Diese Formel macht deutlich, mit welchen Problemen man zu rechnen hat, wenn man allgemein die Quasi-Konkavität nachweisen möchte - (bisher ist es jedenfalls nicht gelungen).

Zu (V4): Diese Annahme garantiert, daß die in Lemma 2 definierte Grenze $p_0 > 0$ ist, und dies erlaubte in Lemma 3 den Schluß, daß der kritische Wert $\hat{p} > 0$ ist. Wäre $\hat{p} = 0$, so wäre $R=0$, d.h. der Migrant würde nie zurückkehren - und er wüßte das aufgrund seines Kalküls bereits vor der Migration nach H. Sicher würde $\hat{p} = 0$ sein, wenn der in Lemma 2 definierte Wert p_1 gleich 0 wäre, d.h. wenn $y(2+z) < w$ wäre. Um also überhaupt einen nichtleeren Rückkehrbereich zu erhalten, muß zumindest $y(2+z) > w$ sein. Die Bedingung $y(1+z) > w$ führt uns somit in den sicheren Bereich, wo wir auf jeden Fall eine nichtleere Rückkehrmenge erhalten. Das Periode-2-Einkommen $w=y_2$ sollte also bei gegebenem Sparzinssatz z nicht wesentlich vom Perioden-1-Einkommen $y=y_1$ verschieden sein. (Wie die Diskussion zu der Möglichkeit der Einführung eines Diskontfaktors in die Nutzenfunktion gezeigt hat, besteht eine Beziehung zwischen $p_0 > 0$ und der Höhe von β , und zwar ist p_0 umso eher positiv, je kleiner β ist.)

APPENDIX

Es bleiben die Beweise von Lemma 5 und 6 nachzutragen. Zunächst wird gezeigt:

Lemma 7: Die Gleichung $\underline{v}(p,x)=0$ bzw. (18) besitzt für $p \in (0, p^*)$ im Intervall (c, y) genau eine Lösung $g(p)$, nämlich

$$g(p) = \frac{1}{4(1+z)^2} (3w(1+z) + 3y(1+z)^2 + w + (1+z)^2 pc - \sqrt{D(p)})$$

$$\text{mit } D(p) := ((1+z)((1+z)(y-pc) + w) + 3w)^2 - 8w^2$$

Beweis: Da für $p < p^* < p_1$ $g(p) = p \underline{x}(\beta) < y$ kann (18) zu der quadratischen Gleichung $Ag^2(p) + Bg(p) = C$ mit $A = w(1+z)^2$, $B = -(3w(1+z) + 3y(1+z)^2 + w + (1+z)^2 pc)$ und $C = -(w + (1+z)y)^2 + pc(w + (1+z)w + (1+z)^2 y)$ umgeformt werden. Die Diskriminante $D(p) = B^2/4A^2 + C/A$ läßt sich nach einigen Umformungen in die angegebene Form bringen. Da die Funktion $V(p, \cdot)$ im Intervall $(c, y/p)$ strikt konkav ist - als Summe der strikt konkaven Funktionen $\ln(y-c)$, $\ln(w + (1+z)(y-px))$ und $1/\sigma(px)$ - besitzt (18) in (pc, y) genau eine Lösung. Es bleibt zu überlegen, daß hierfür nur der negative Ast der Lösung der o.g. quadratischen Gleichung in Frage kommt. Bezeichne hierzu $a(p)$ den positiven Ast, welcher also

durch $a(p) - B/2A = 1/2A \sqrt{D(p)}$ gegeben ist. Für ein kleines $\varepsilon > 0$ wäre dann mit $a^+ = a(p) + \varepsilon$: $a^+ - B/2A > 1/2A \sqrt{D(p)}$, was impliziert: $A(a^+)^2 + Ba^+ > C$ bzw. für $x^+ = a^+/p$: $\underline{v}(p, x^+) > 0$. D.h. $a(p)$ kann nicht das Maximum $\underline{x}(p)$ von $V(p, \cdot)$ liefern; demnach kann $a(p)$ nicht die Lösung von (18) im Intervall (pc, y) sein, und es bleibt nur der negative Ast $g(p)$ in der oben behaupteten Form als Lösung übrig.

Q.E.D.

Damit $g'' > 0$ ist, genügt es nun zu zeigen

Lemma 8: Die Funktion $\hat{D}(p) := \sqrt{D(p)}$ ist konkav.

Beweis: Für die 1. Ableitung von \hat{D} erhalten wir $\hat{D}'(p) = \frac{1}{2}(D(p))^{-1/2} D'(p) = -(D(p))^{-1/2} Q(p) (1+z)^2 c$ mit $Q(p) := (1+z)((1+z)(y-pc)+w)+3w$. Damit ergibt sich für die 2. Ableitung:

$$\begin{aligned} \hat{D}''(p) &= -(1+z)^2 c [-1/2 (D(p))^{-3/2} D'(p) Q(p) + (D(p))^{-1/2} Q'(p)] \\ &= -(1+z)^4 c^2 (D(p))^{-3/2} [(Q(p))^2 - \hat{D}(p)] \\ &= -(1+z)^4 c^2 (D(p))^{-3/2} 8w^2 < 0 \end{aligned}$$

Q.E.D.

Hiermit ist Lemma 5 bewiesen. Nun zum Beweis von Lemma 6: Hierzu benützen wir die Bestimmungsgleichung (18) für $g(p)$, schreiben aber jetzt g auch noch in Abhängigkeit von y und w . Durch implizite Differentiation von (18) nach y erhalten wir mit $\eta := w + (1+z)(y-p, y, w) > 0$:

$$-\frac{\delta g / \delta y}{(g-pc)^2} = \frac{(1+z)^2 (\delta g / \delta y - 1)}{\eta^2} + \frac{2w(1+z) (\delta g / \delta y - 1)}{\eta^3}$$

Hieraus ist ersichtlich: $\delta g / \delta y > 1 > 0$ ist nicht möglich, und ebenso ist $\delta g / \delta y < 0$ nicht möglich, also muß $0 < \delta g / \delta y < 1$ sein. Differenzieren wir schließlich (18) nach w , so erhalten wir nach Umformung:

$$\frac{\delta g}{\delta w} \left(\left(\frac{1+z}{\eta} \right)^2 + \frac{2w(1+z)}{\eta^3} + \frac{1}{(g-pc)^2} \right) = \frac{(2+z)w + (1+z)(y-g)^2}{\eta^3}$$

Da der Klammerausdruck links und die rechte Seite beide positiv sind, folgt: $\delta g / \delta w > 0$.

LITERATUR

- S. BERNINGHAUS/H.G. SEIFERT-VOGT (1987): International Migration under Incomplete Information. Schweiz. Z. f. Volkswirtschaft und Statistik, 199-218.
- P. KÖNIG 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.
- J. McCALL/B. McCALL (1987): A Sequential Study of Migration and Job Search. J. of Labor Economics, Oct. 1987.
- M. PIORE (1979): Birds of Passage. Cambridge, University Press.