

"Stochastische und multifaktorielle Theorien der personellen
Einkommensverteilung - Das Problem des Zufalls"

D i p l o m a r b e i t

eingereicht bei

Prof. Dr. Roland Eisen

Institut für Konjunktur, Wachstum und Verteilung

Fachbereich Wirtschaftswissenschaften

Johann Wolfgang Goethe-Universität

Frankfurt am Main

vorgelegt von

cand. rer. pol. Jürgen Faik

Nikolausstr. 10

6230 Frankfurt am Main 80

Telefon: 069/346705

Studienrichtung: Volkswirtschaftslehre, 8. Fachsemester

Gliederung

	<u>Seite</u>
<u>Abbildungsverzeichnis</u>	I
<u>Tabellenverzeichnis</u>	IV
<u>Abkürzungsverzeichnis</u>	V
<u>Symbolverzeichnis</u>	VI
1. <u>Einleitung</u>	1
2. <u>Die empirische Form der personellen Einkommensverteilung in der Bundesrepublik Deutschland</u>	4
2.1. Die funktionale Gestalt der personellen Einkommensverteilung.....	4
2.2. Test auf Lognormalverteilung.....	7
2.3. Test auf Pareto-Verteilung.....	8
3. <u>Stochastische Ansätze der personellen Einkommensverteilung</u>	11
3.1. Wahrscheinlichkeitstheoretische Grundlagen.....	12
3.1.1. Allgemeine Begriffsbestimmungen.....	12
3.1.1.1. Der Begriff der Zufallsvariablen.....	12
3.1.1.2. Der Begriff des stochastischen Prozesses.....	13
3.1.2. Spezielle stochastische Prozesse.....	14
3.1.2.1. Markoff-Prozesse.....	14
3.1.2.2. Der Random-Walk.....	17
3.2. Rein stochastische Prozeßtheorien der personellen Einkommensverteilung.....	18
3.2.1. Das Gesetz des proportionalen Effektes.....	18
3.2.1.1. Darstellung.....	18
3.2.1.2. Kritik.....	21

3.2.2.	Kaleckis 'regression-towards-the-mean'-Ansatz.....	23
3.2.2.1.	Darstellung.....	23
3.2.2.2.	Kritik.....	25
3.2.3.	Rutherfords 'birth-and-death'-Ansatz.....	26
3.2.3.1.	Darstellung.....	26
3.2.3.2.	Kritik.....	28
3.2.3.3.	Simons alternativer 'birth-and-death'-Ansatz.....	29
3.2.4.	Champernownes Markoff-Ketten-Ansatz.....	30
3.2.4.1.	Vorbemerkung.....	30
3.2.4.2.	Darstellung.....	31
3.2.4.3.	Kritik.....	35
3.2.4.4.	Shorrocks' Modellerweiterung zu einem Markoff-Prozeß 2.Ordnung.....	36
3.2.5.	Weitere Anwendungsmöglichkeiten der rein stochastischen Prozeßtheorien.....	38
3.2.5.1.	McCalls empiristisches 'mover-stayer'-Modell.....	38
3.2.5.2.	Wagners normativer Ansatz.....	40
3.2.6.	Abschließende Bemerkungen zu den rein stochastischen Prozeßtheorien der personellen Einkommensverteilung.....	42
3.3.	Die Integration ökonomischer Elemente in stochastische Ansätze der personellen Einkommensverteilung.....	45
3.3.1.	Die explizite Ökonomisierung stochastischer Prozeß- theorien.....	45
3.3.1.1.	Shorrocks' Warteschlangen-Modell der individuellen Vermögensakkumulation.....	46
3.3.1.2.	Ein mikroökonomischer Ansatz der personellen Ver- mögensverteilung von Pestieau und Possen.....	48
3.3.2.	Alternative stochastische Ansätze der personellen Einkommensverteilung.....	50
3.3.2.1.	Thurows Ansatz der personellen Einkommensverteilung.....	50
3.3.2.2.	Friedmans Ansatz der personellen Einkommensverteilung...	54
3.3.3.	Abschließende Bemerkungen zu den stochastischen Theorien mit ökonomischem Gehalt.....	56

4.	<u>Multifaktorielle Ansätze der personellen Einkommensverteilung.....</u>	57
4.1.	Einleitende Bemerkungen zu den multifaktoriellen Ansätzen der personellen Einkommensverteilung.....	57
4.2.	Multifaktorielle Ansätze zur Erklärung der Arbeits-einkommensverteilung.....	59
4.2.1.	Taubman.....	60
4.2.1.1.	Theoretische Grundkonzeption.....	60
4.2.1.2.	Empirische Befunde.....	61
4.2.2.	Atkinson.....	62
4.2.2.1.	Die Grundstruktur des Modells.....	62
4.2.2.2.	Ergänzende Bemerkungen.....	65
4.2.3.	Lydall.....	66
4.2.3.1.	Vorbemerkung.....	66
4.2.3.2.	Die Verteilungsdeterminanten des mittleren Arbeits-einkommensbereiches.....	67
4.2.3.3.	Der Hierarchie-Effekt als Verteilungsdeterminante des oberen Arbeitseinkommensbereiches.....	71
4.2.3.4.	Die empirische Relevanz der Modell-Variablen.....	73
4.3.	Multifaktorielle Ansätze zur Erklärung der Gesamt-einkommensverteilung.....	73
4.3.1.	Meade.....	73
4.3.1.1.	Die Grundstruktur des Modells.....	73
4.3.1.2.	Rückkopplungseffekte des Modells.....	76
4.3.2.	Grüske.....	77
4.3.2.1.	Vorbemerkung.....	77
4.3.2.2.	Die individuellen Faktoren.....	78
4.3.2.3.	Die marktbedingten Faktoren.....	80
4.3.2.4.	Die institutionellen Faktoren.....	82
4.3.2.5.	Der Faktor Zufall.....	82
4.3.2.6.	Die Verbindung der einzelnen Faktoren zum Gesamtmodell..	82
4.4.	Abschließende Bemerkungen zu den multifaktoriellen Ansätzen der personellen Einkommensverteilung.....	84

5.	<u>Eine Synthese aus rein stochastischen Prozeßtheorien und multifaktoriellen Ansätzen der personellen Einkommensverteilung: Das von-Weizsäcker-Modell</u>	86
5.1.	Die Grundstruktur des Modells.....	86
5.2.	Ökonomische Modellpräzisierung.....	88
5.2.1.	Die Erwerbsphase.....	88
5.2.2.	Die Erweiterung des Modells um die Grundausbildungsphase.....	91
5.3.	Verteilungstheoretische Erörterungen.....	93
5.3.1.	Die Intrakohorten-Verteilung des Arbeitseinkommens.....	93
5.3.2.	Die Gesamtverteilung des Arbeitseinkommens.....	95
5.3.3.	Die Lebenszyklus-Verteilung des Arbeitseinkommens.....	96
5.4.	Abschließende Bemerkungen zum von-Weizsäcker-Modell der personellen Einkommensverteilung.....	98
6.	<u>Schlußbetrachtung</u>	100
	<u>Anhang A</u>	102
	<u>Anhang B</u>	112
	<u>Literaturverzeichnis</u>	115

Abbildungsverzeichnis

Seite

<u>Abbildung 1a:</u>	Die personelle (Netto-) Einkommensverteilung in der Bundesrepublik Deutschland nach der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1983 (originäre Einkommenswerte).....	6
<u>Abbildung 1b:</u>	Die personelle (Netto-) Einkommensverteilung in der Bundesrepublik Deutschland nach der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1983 (logarithmierte Einkommenswerte).....	6
<u>Abbildung 2:</u>	Test der personellen (Netto-) Einkommensverteilungen in der Bundesrepublik Deutschland nach den Einkommens- und Verbrauchsstichproben 1962/63, 1969, 1973, 1978 und 1983 auf Lognormalverteilung.....	8
<u>Abbildung 3:</u>	Test der personellen (Netto-) Einkommensverteilungen in der Bundesrepublik Deutschland nach den Einkommens- und Verbrauchsstichproben 1962/63, 1969, 1973, 1978 und 1983 auf Pareto-Verteilung.....	9
<u>Abbildung 4:</u>	Die personelle Einkommensverteilung risikoscheuer und risikofreudiger Individuen sowie die resultierende Gesamtverteilung des personellen Einkommens.....	55
<u>Abbildung 5:</u>	Atkinsons Multifaktor-Modell.....	65
<u>Abbildung 6:</u>	Lydalls Multifaktor-Modell.....	66
<u>Abbildung 7:</u>	Meades Multifaktor-Modell.....	74
<u>Abbildung 8:</u>	Grüskes (vereinfachtes) Multifaktor-Modell.....	78
<u>Abbildung 9:</u>	Grüskes Angebots-/Nachfrage-Modell der personellen Arbeitseinkommensverteilung.....	80
<u>Abbildung 10:</u>	Grüskes (detailliertes) Multifaktor-Modell.....	83
<u>Abbildung A.1a:</u>	Die personelle (Netto-) Einkommensverteilung in der BRD nach der EVS 1962/63 (originäre Einkommenswerte).....	103
<u>Abbildung A.1b:</u>	Die personelle (Netto-) Einkommensverteilung in der BRD nach der EVS 1962/63 (logarithmierte Einkommenswerte).....	103

<u>Abbildung A.2a:</u>	Die personelle (Netto-) Einkommensverteilung in der BRD nach der EVS 1969 (originäre Einkommenswerte).....	104
<u>Abbildung A.2b:</u>	Die personelle (Netto-) Einkommensverteilung in der BRD nach der EVS 1969 (logarithmierte Einkommenswerte).....	104
<u>Abbildung A.3a:</u>	Die personelle (Netto-) Einkommensverteilung in der BRD nach der EVS 1973 (originäre Einkommenswerte).....	105
<u>Abbildung A.3b:</u>	Die personelle (Netto-) Einkommensverteilung in der BRD nach der EVS 1973 (logarithmierte Einkommenswerte).....	105
<u>Abbildung A.4a:</u>	Die personelle (Netto-) Einkommensverteilung in der BRD nach der EVS 1978 (originäre Einkommenswerte).....	106
<u>Abbildung A.4b:</u>	Die personelle (Netto-) Einkommensverteilung in der BRD nach der EVS 1978 (logarithmierte Einkommenswerte).....	106
<u>Abbildung A.5a:</u>	Die personelle (Netto-) Einkommensverteilung 1975 in der BRD nach Berechnungen des DIW (originäre Einkommenswerte).....	107
<u>Abbildung A.5b:</u>	Die personelle (Netto-) Einkommensverteilung 1975 in der BRD nach Berechnungen des DIW (logarithmierte Einkommenswerte).....	107
<u>Abbildung A.6a:</u>	Die personelle (Netto-) Einkommensverteilung 1976 in der BRD nach Berechnungen des DIW (originäre Einkommenswerte).....	108
<u>Abbildung A.6b:</u>	Die personelle (Netto-) Einkommensverteilung 1976 in der BRD nach Berechnungen des DIW (logarithmierte Einkommenswerte).....	108
<u>Abbildung A.7a:</u>	Die personelle (Netto-) Einkommensverteilung 1977 in der BRD nach Berechnungen des DIW (originäre Einkommenswerte).....	109
<u>Abbildung A.7b:</u>	Die personelle (Netto-) Einkommensverteilung 1977 in der BRD nach Berechnungen des DIW (logarithmierte Einkommenswerte).....	109

<u>Abbildung A.8a:</u>	Die personelle (Netto-) Einkommensverteilung 1978 in der BRD nach Berechnungen des DIW (originäre Einkommenswerte).....	110
<u>Abbildung A.8b:</u>	Die personelle (Netto-) Einkommensverteilung 1978 in der BRD nach Berechnungen des DIW (logarithmierte Einkommenswerte).....	110
<u>Abbildung A.9a:</u>	Die personelle (Netto-) Einkommensverteilung 1983 in der BRD nach Berechnungen des DIW (originäre Einkommenswerte).....	111
<u>Abbildung A.9b:</u>	Die personelle (Netto-) Einkommensverteilung 1983 in der BRD nach Berechnungen des DIW (logarithmierte Einkommenswerte).....	111

Tabellenverzeichnis

Seite

<u>Tabelle 1:</u>	Die Einkommensverteilung der privaten Haushalte in der Bundesrepublik Deutschland - Ergebnis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1983.....	5
<u>Tabelle A.1:</u>	Die Einkommensverteilung der privaten Haushalte in der Bundesrepublik Deutschland - Ergebnis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1962/63.....	103
<u>Tabelle A.2:</u>	Die Einkommensverteilung der privaten Haushalte in der Bundesrepublik Deutschland - Ergebnis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1969.....	104
<u>Tabelle A.3:</u>	Die Einkommensverteilung der privaten Haushalte in der Bundesrepublik Deutschland - Ergebnis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1973.....	105
<u>Tabelle A.4:</u>	Die Einkommensverteilung der privaten Haushalte in der Bundesrepublik Deutschland - Ergebnis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1978.....	106
<u>Tabelle A.5:</u>	Die Einkommensverteilung der privaten Haushalte in der Bundesrepublik Deutschland 1975 - DIW-Berechnung.....	107
<u>Tabelle A.6:</u>	Die Einkommensverteilung der privaten Haushalte in der Bundesrepublik Deutschland 1976 - DIW-Berechnung.....	108
<u>Tabelle A.7:</u>	Die Einkommensverteilung der privaten Haushalte in der Bundesrepublik Deutschland 1977 - DIW-Berechnung.....	109
<u>Tabelle A.8:</u>	Die Einkommensverteilung der privaten Haushalte in der Bundesrepublik Deutschland 1978 - DIW-Berechnung.....	110
<u>Tabelle A.9:</u>	Die Einkommensverteilung der privaten Haushalte in der Bundesrepublik Deutschland 1983 - DIW-Berechnung.....	111

Abkürzungsverzeichnis

BRD	: Bundesrepublik Deutschland
cet. par.	: ceteris paribus
CSSR	: Tschechoslowakei
DIW	: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung
EVS	: Einkommens- und Verbrauchsstichprobe
Hrsg.	: Herausgeber
hrsg.	: herausgegeben
Jg.	: Jahrgang
m.E.	: meines Erachtens
NBER (-TH-Stichprobe)	: National Bureau of Economic Research (-Thorn- dike-/Hagen-Stichprobe)
USA	: Vereinigte Staaten von Amerika
vgl.	: vergleiche
vs.	: versus

Symbolverzeichnis

Anmerkung: Bezieht sich ein Symbol bzw. eine bestimmte Symbolbedeutung nur auf eine der in dieser Arbeit besprochenen Theorien, ist der entsprechende Ansatz jeweils in Klammern vermerkt.

- a : relative Anzahl der Arbeitmarkteintritte (bei Rutherford); Wahrscheinlichkeit für den Eintritt in das Erwerbsleben (bei Simon); Anteil der Investitionen in sichere Finanzanlagen (bei Pestieau/Possen); Realisation der Zufallsvariablen A (bei von Weizsäcker)
- \tilde{a} : Parameter in Shorrocks' Warteschlangen-Modell der individuellen Vermögensakkumulation
- a_0 : Grundausstattung an Humankapital zu Beginn des Erwerbslebens (bei von Weizsäcker)
- a_1 : Humankapital-Produktionseffizienz während der Grundausbildungsphase (bei von Weizsäcker)
- A : erwartetes verfügbares Arbeitseinkommen (bei von Weizsäcker)
- A_i : Zustand i der Übergangsmatrix oder Einkommensklasse i
- b : positive, reelle Wurzel (bei Champernowne); Parameter für das individuelle Fähigkeitsniveau (bei Pestieau/Possen)
- \tilde{b} : Parameter in Shorrocks' Warteschlangen-Modell der individuellen Vermögensakkumulation
- b_0 : Humankapital-Produktionseffizienz während des Erwerbslebens (bei von Weizsäcker)
- b_1, b_2 : Humankapital-Produktionselastizitäten (bei von Weizsäcker)
- c : 'learning-by-doing'-Rate (bei von Weizsäcker)
- C : zufallsbedingter Arbeitseinkommensbestandteil (bei von Weizsäcker)
- CON : Konsum (bei Pestieau/Possen)
- Cov (X,Y): Kovarianz zwischen den Variablen X und Y
- CR : 'class-rank'-Variable (bei von Weizsäcker)
- CU : kulturelle Einflüsse (bei von Weizsäcker)
- \tilde{d} : Parameter in Shorrocks' Warteschlangen-Modell der individuellen Vermögensakkumulation
- D : Menge an gekauften Ausbildungsgütern und Dienstleistungen (bei von Weizsäcker)

DF	: D-Faktor (bei von Weizsäcker)
e	: erwartete Ertragsrate der getätigten riskanten Finanzanlage (bei Pestieau/Possen); zufallsbedingte Arbeitseinkommensveränderung (bei von Weizsäcker)
E (X)	: Erwartungswert der Variablen X
f_X	: Dichtefunktion bzw. (erwartete) relative Häufigkeitsfunktion der Variablen X (bei von Weizsäcker)
f (Y)	: relative Häufigkeit der Bezieher eines Einkommens in Höhe von Y (bei Simon)
F_X	: Verteilungsfunktion der Variablen X (bei von Weizsäcker)
G	: Erbanlagen (bei von Weizsäcker)
G_i	: Hierarchiestufe i (bei Lydall)
GB	: Anzahl der 'Geburten' bzw. der Eintritte in das Erwerbsleben (bei von Weizsäcker)
h	: (re-)investierter Teil des Humankapital-Stocks (bei von Weizsäcker)
H (t)	: Altersverteilung (bei von Weizsäcker)
HK	: Humankapital-Stock (bei von Weizsäcker)
HO	: Familienhintergrund (bei von Weizsäcker)
k	: Anzahl der Einkommensklassen (bei Wagner); Skalierungsfaktor (bei Pestieau/Possen); Anzahl der Hierarchiestufen (bei Lydall)
K	: Konstante in der Pareto-Verteilungsfunktion
l	: Konstante in Kaleckis 'regression-towards-the-mean'-Gleichung
L (t)	: Überlebenswahrscheinlichkeit (bei von Weizsäcker)
LA	: Lernfähigkeit (bei von Weizsäcker)
m_j	: Anzahl der Einkommensbezieher in der Klasse A_j (bei Champernowne)
M	: Gesamtzahl der Einkommensbezieher (bei Champernowne)
N	: Anzahl der Einkommensbezieher mit einem Einkommen von Y und mehr
NV	: Normalverteilung
\underline{p}	: Wahrscheinlichkeitsvektor
P	: Ausbildungspreis (bei von Weizsäcker)
\underline{P}	: Übergangsmatrix
\underline{P}_{ij}	: Element der 'mover'-Matrix (bei McCall)
Prob	: Wahrscheinlichkeit

- $Prob_{ij}$: Übergangswahrscheinlichkeit (für den Übergang vom Zustand A_i in den Zustand A_j)
- $Prob_{ijk}$: Übergangswahrscheinlichkeit (für die Übergangssequenz vom Zustand A_i in den Zustand A_j und vom Zustand A_j in den Zustand A_k)
- q : Abwärtsmobilität in der höchsten Einkommensklasse (bei Wagner); Ertragsrate für Geld- und Sachvermögen (bei Grüske)
- Q : Humankapital-Produktionsfunktion (bei von Weizsäcker)
- QPC : bestimmte Persönlichkeits- und Charaktermerkmale wie Führungs- und Organisationsbereitschaft, Fähigkeit bzw. Bereitschaft zur Übernahme von Verantwortung usw. (bei von Weizsäcker)
- r : Aufwärtsmobilität in der niedrigsten Einkommensklasse (bei Wagner); Rendite der getätigten sicheren Finanzanlage (bei Pestieau/Possen); Zinssatz für Humankapital-Investitionen (bei von Weizsäcker)
- \bar{r} : relative Entlohnung eines Vorgesetzten (bei Lydall)
- R : Humankapital-Preis bzw. Lohnrate (bei von Weizsäcker)
- R^2 : Bestimmtheitsmaß
- s : Sparquote (bei Grüske)
- \bar{s} : Kontrollspanne (bei Lydall)
- s_i : 'stayer'-Anteil in der Einkommensklasse A_i (bei McCall)
- S : Länge der Grundausbildung (bei von Weizsäcker)
- t : Zeit-Parameter
- T : erwartete Arbeitseinkommensveränderung (bei von Weizsäcker)
- u : rangmäßige Differenz zwischen den beiden Einkommensklassen A_i und A_j (bei Champernowne)
- u_i : Anzahl der Arbeitskräfte in der Hierarchiestufe G_i (bei Lydall)
- U : Zufallsglied in Kaleckis 'regression-towards-the-mean'-Gleichung; Nutzenfunktion (bei Pestieau/Possen)
- U_i : Gesamtzahl der Arbeitskräfte in allen Hierarchiestufen $\geq G_i$ (bei Lydall)
- V : Vermögen; auf den Arbeitsmarkteintritt abdiskontierter Wert der verfügbaren Periodenarbeitseinkommen - ohne Berücksichtigung der Länge der Grundausbildung - (bei von Weizsäcker)
- V^2 : quadrierter Variationskoeffizient (bei von Weizsäcker)
- $Var(X)$: Varianz der Variablen X

- W : unter Berücksichtigung der Länge der Grundausbildung abdiskontinierter Wert der verfügbaren Periodenarbeitseinkommen (bei von Weizsäcker)
- X : logarithmiertes (Arbeits-)Einkommen
- X' : transformiertes, logarithmiertes (Arbeits-)Einkommen (bei Rutherford)
- X_{\min} : logarithmiertes Mindest-(Arbeits-)Einkommen
- y : Realisation der Zufallsvariablen Y (bei von Weizsäcker)
- Y : (Arbeits-)Einkommen
- Y_{\min} : Mindest-(Arbeits-)Einkommen
- Y_1 : Mindest-Arbeitseinkommen (bei Lydall)
- Z : logarithmierter Zufallseinfluß des (Arbeits-)Einkommens
-
- \mathcal{L} : Konstante in der Pareto-Verteilungsfunktion
- β : Erwartungswert des logarithmierten Einkommens der Berufsanfänger (bei Rutherford)
- γ : Nutzen-Elastizität (bei Pestieau/Possen)
- δ : Faktor, mit dem die Aufwärtsmobilität erhöht und die Abwärtsmobilität gesenkt wird (bei Wagner)
- ε : zufallsbedingte Einkommensveränderung
- η_1 : 'Geburten'-Zuwachsrate (bei von Weizsäcker)
- η_2 : Sterberate (bei von Weizsäcker)
- $1/\alpha$: individuelle Lebenserwartung nach dem Eintritt in das Erwerbsleben (bei Rutherford)
- \mathcal{L} : Lognormalverteilung
- μ_X : Mittelwert der Variablen X
- σ^2 : Varianz des logarithmierten Einkommens der Berufsanfänger (bei Rutherford)
- σ_X^2 : Varianz der Variablen X
- τ : Anzahl der Jahre nach dem Eintritt in das Erwerbsleben (bei Rutherford und bei Gröske)
- ψ : Nutzen-Elastizität (bei Pestieau/Possen)
- Ω : Humankapital-Abschreibungsrate (bei von Weizsäcker)
- Φ : Nutzen-Elastizität (bei Pestieau/Possen)

- \sim asy : ist asymptotisch verteilt wie
- \rightarrow : strebt gegen bzw. nach
- ∞ : unendlich
- $o(\Delta t)$: Term mit der Eigenschaft, schneller gegen Null als Δt zu konvergieren (in Shorrocks' Warteschlangen-Modell der individuellen Vermögensakkumulation)

1. Einleitung

Konventionellerweise unterteilt man die ökonomische Verteilungslehre in die Theorie der personellen Einkommensverteilung und die Theorie der funktionalen Einkommensverteilung. Während mit der personellen Einkommensverteilung die Aufteilung des Volkseinkommens (oder Teile davon) auf die (i.d.R. zu Haushalten zusammengefaßten) Individuen einer Volkswirtschaft gemeint ist, wird unter den Begriff der funktionalen Einkommensverteilung die Aufteilung des Volkseinkommens auf die einzelnen Produktionsfaktoren (üblicherweise auf Kapital und Arbeit) subsumiert¹⁾.

Lange Zeit war in der Ökonomik die funktionale Sichtweise eindeutig dominierend. Die personelle Einkommensverteilung wurde demgegenüber als soziologischer Untersuchungsgegenstand abgetan²⁾. Eine ökonomische Behandlung der personellen Einkommensverteilung wurde als unnötig erachtet, weil sich mit Hilfe der funktionalen Gliederung ohne größeren Informationsverlust auf die (gruppenbezogene) personelle Einkommensverteilung schließen ließ; d.h. der Gruppe der Unternehmer-Haushalte konnte der Verteilungsanteil des Faktors Kapital vollständig zugerechnet werden, während der Gruppe der Arbeitnehmer-Haushalte der Verteilungsanteil des Faktors Arbeit vollständig zugeordnet werden konnte³⁾.

Diese Sichtweise erwies sich im Laufe des 20. Jahrhunderts aber als zunehmend problematischer. Vermögenspolitische Maßnahmen etwa führten dazu, daß die Gruppe der Arbeitnehmer-Haushalte ihr Einkommen nicht mehr ausschließlich aus dem Faktor Arbeit, sondern zu einem bestimmten - wenn auch bescheidenen - Maße auch aus dem Faktor Kapital bezog⁴⁾.

Dem Bedeutungsgewinn der personellen Einkommensverteilung war zudem die Verbreitung der Keyneschen Theorie - trotz deren Makroorientierung - dienlich. Die 'Keynessche Revolutionierung der Ökonomik' rückte die güterwirtschaftliche Nachfrage und damit die Verwendungsseite des Einkommens in den Mittelpunkt des ökonomischen

1) vgl. etwa Woll 1984, S.225.

2) vgl. Krupp 1968, S.23.

3) vgl. etwa Ramser 1987, S.4, oder Atkinson 1983a, S.2.

4) vgl. hierzu z.B. Gröske 1985, S.36-38.

Interesses, was die Beschäftigung mit disaggregierten Verteilungsansätzen förderte¹⁾.

Nicht zuletzt wurde die Relevanz der personellen Einkommensverteilung in der jüngeren Vergangenheit auch durch eine verbesserte Grundlage an disaggregierten Einkommensdaten gestärkt²⁾.

Herausragendes Interesse bei der Beschäftigung mit der personellen Einkommensverteilung hat deren charakteristische, rechtsschiefe Dichtefunktion gefunden³⁾. Dabei erweist sich die rechtsschiefe Form als erstaunlich resistent gegen unterschiedliche Einkommensdefinitionen⁴⁾. Kapitel zwei dieser Arbeit versucht einen Eindruck von der empirischen Form der personellen Einkommensverteilung in der Bundesrepublik Deutschland - gewissermaßen als Einstieg in die in den nachfolgenden Kapiteln erörterte Thematik - zu vermitteln.

Zur Erklärung der empirisch beobachtbaren personellen Einkommensverteilung sind sehr viele, sich vom Ansatzpunkt zum Teil stark unterscheidende Theorierichtungen entstanden⁵⁾. Die vorliegende Arbeit greift sich mit den stochastischen Theorien (Kapitel drei) und den multifaktoriellen Ansätzen (Kapitel vier) zwei Theorierichtungen heraus, deren Gegenüberstellung besonders reizvoll ist. Definiert man nämlich die stochastischen Theorien in einem engeren Sinne und versteht unter ihnen - wie dies im ersten Hauptteil von Kapitel drei geschehen ist - nur die rein stochastischen Prozeßtheorien, bilden die stochastischen und die multifaktoriellen Ansätze zwei, sich auf den ersten Blick grundlegend unterscheidende Erklärungsrichtungen. Während die stochastischen Prozeßtheorien davon ausgehen, daß man die Bestimmungsfaktoren der personellen Einkommensverteilung nicht identifizieren könne und die personelle Einkommensverteilung somit über einen reinen Zufalls-

1) vgl. hierzu z.B. Krupp 1967, S.7, oder Krupp 1968, S.23.

2) vgl. (auf die Einkommens- und Verbrauchstichproben bezogen) Euler 1983, S.200 (vgl. auch Krelle 1978, S.31).

3) Zu einem Verweis auf die typische Form der personellen Einkommensverteilung vgl. etwa Bartmann 1981, S.64.

4) vgl. Mandelbrot 1960, S.85.

5) Zu relativ umfangreichen Übersichten über verschiedene Ansätze der personellen Einkommensverteilung vgl. z.B. Bjerke 1961, S.47-66, Mincer 1970, S.4-24, Blümle 1974, S.66-93, Blümle 1975, S.47-86, Hollitscher 1975, S.58-131, Sahota 1978, S.3-38, Pohmer 1985, S.18-57, oder Ramser 1987, S.25-127.

prozeß generiert werde¹⁾, wird in den multifaktoriellen Ansätzen gerade versucht, möglichst viele systematische Einflüsse der personellen Einkommensverteilung explizit herauszuarbeiten²⁾.

Daß eine Synthese zwischen den beiden genannten Theorierichtungen aber nicht unmöglich ist, beweist der Ansatz von Weizsäckers (Kapitel fünf). In ihm wird - unter der zusätzlichen Berücksichtigung von humankapital-theoretischen Elementen - durch eine Aufspaltung der individuellen Einkommen in einen permanenten (multifaktoriell bestimmten) und in einen transitorischen (zufallsbedingten) Teil eine Vereinbarkeit von stochastischen Prozeßtheorien und multifaktoriellen Ansätzen erreicht, was die ausführliche Beschäftigung mit von Weizsäckers Ansatz im Rahmen eines eigenen Kapitels rechtfertigt.

Abschließend sei noch angemerkt, daß sich die in den Kapiteln drei bis fünf angesprochenen Theorien nicht immer auf das Gesamteinkommen eines Individuums (bzw. eines Haushalts) beziehen, sondern zum Teil ihrer Untersuchung entweder nur das Arbeits- oder nur das Besitzeinkommen zugrunde legen. Die entsprechende reduzierte Einkommensdefinition ist im jeweiligen Textzusammenhang dieser Arbeit explizit vermerkt.

1) vgl. Blümle 1974, S.66 (Fußnote 1).

2) vgl. hierzu z.B. Champervorne 1978, S.128.

2. Die empirische Form der personellen Einkommensverteilung in der Bundesrepublik Deutschland

Da sich die in den Kapiteln drei bis fünf erörterten Theorien mehrheitlich in der einen oder anderen Weise auf die funktionale Gestalt der personellen Einkommensverteilung beziehen, sei ihnen ein kurzer Überblick über die empirische Form der personellen Einkommensverteilung in der Bundesrepublik Deutschland vorangestellt.

Im Anschluß an eine allgemeine Beschäftigung mit der funktionalen Form der personellen Einkommensverteilung (Abschnitt 2.1.) wird der Versuch unternommen, bestimmte, in der Literatur für die personelle Einkommensverteilung häufig vorgeschlagene Verteilungstypen auf ihre empirische Relevanz zu überprüfen (Abschnitte 2.2. bzw. 2.3.).

2.1. Die funktionale Gestalt der personellen Einkommensverteilung

Die empirische personelle Einkommensverteilung in der Bundesrepublik Deutschland wird in diesem Abschnitt exemplarisch anhand der Einkommens- und Verbrauchstichprobe 1983 untersucht. Weitere Einkommensverteilungen für die Bundesrepublik Deutschland finden sich in Anhang A.

Die graphische Darstellung der personellen Einkommensverteilung nach der Einkommens- und Verbrauchstichprobe 1983 baut auf den in Tabelle 1 auf der nachfolgenden Seite enthaltenen Informationen auf. Der besseren Übersichtlichkeit wegen wurde dabei das der Einkommensverteilung zugrunde liegende Histogramm in ein Häufigkeitspolygon umgewandelt. Wie man aus Abbildung 1a ersieht, ergibt sich für die personelle Einkommensverteilung in der Bundesrepublik Deutschland nach der Einkommens- und Verbrauchstichprobe 1983 - unter Berücksichtigung des Faktums, daß Haushalte mit einem monatlichen Nettoeinkommen von 25000 DM und mehr ebensowenig berücksichtigt sind wie solche mit einem negativen monatlichen Nettoeinkommen¹⁾ - ein rechtsschiefer, unimodaler Verlauf.

1) Das Weglassen der negativen und der (sehr) hohen Einkommen bezeichnet Pen ironisch als 'Verachwindetrick' der üblichen graphischen Darstellungsweise (vgl. Pen 1974, S.6).

Tabelle 1: Die Einkommensverteilung der privaten Haushalte^{a)} in der Bundesrepublik Deutschland - Ergebnis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1983

Monatliches Haushalt- nettoeinkommen von ... bis unter ... DM	Klassen- mitte ^{b)}	Absolute Häufig- keit in 1000	Relative Häufig- keit in %	Normierte relative Häufigkeit in % ^{c)}
unter 800	400	559	2,4	0,6
800- 1200	1000	1739	7,4	3,7
1200- 1400	1300	1050	4,5	4,5
1400- 1600	1500	1104	4,7	4,7
1600- 1800	1700	1164	5,0	5,0
1800- 2000	1900	1192	5,1	5,1
2000- 2500	2250	2708	11,5	4,6
2500- 3000	2750	2506	10,7	4,3
3000- 3500	3250	2292	9,8	3,9
3500- 4000	3750	2048	8,7	3,5
4000- 5000	4500	3070	13,1	2,6
5000-10000	7500	3761	16,0	0,6
10000-25000	17500	276	1,2	0,02
Summe:		23469	100,0	

- a) ohne Haushalte von Ausländern, ohne Haushalte in Anstalten und ohne Haushalte mit einem monatlichen Haushaltseinkommen von 25000 DM und mehr
- b) eigene Berechnung nach folgender Formel:
(Klassenobergrenze + Klassenuntergrenze) / 2
- c) eigene Berechnung, Normierung auf eine Klassenbreite von 200 DM

Quellen: Statistisches Bundesamt 1987, S.473 (Spalte 3 der obigen Tabelle) und S.474 (Spalte 4 der obigen Tabelle), sowie eigene Berechnungen (Spalten 2 und 5 der obigen Tabelle).

Trägt man auf der Abszisse die anhand von Tabelle 1 ermittelten logarithmierten Einkommenswerte ab, zeigt sich, daß die in Abbildung 1a dargestellte rechtsschiefe Verteilung in eine annähernd symmetrische Verteilungsform übergeht (siehe hierzu Abbildung 1b). Entsprechende Ergebnisse erhält man auch für die in Anhang A behandelten empirischen Einkommensverteilungen.

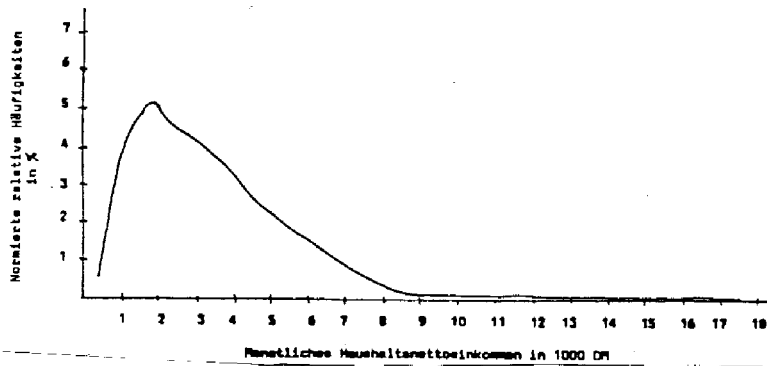


Abbildung 1a¹⁾: Die personelle (Netto-) Einkommensverteilung in der Bundesrepublik Deutschland nach der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1983 (originäre Einkommenswerte)

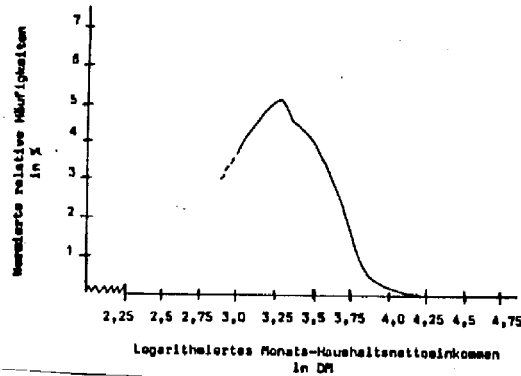


Abbildung 1b¹⁾: Die personelle (Netto-) Einkommensverteilung in der Bundesrepublik Deutschland nach der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1983 (logarithmierte Einkommenswerte)

Die gefundenen Resultate legen die Frage nahe, ob die empirischen personellen Einkommensverteilungen – zumindest teilweise – durch eine Lognormalverteilung adäquat beschrieben werden können²⁾. Dieser Fragestellung ist der nächste Abschnitt gewidmet.

1) Datenquelle: Statistisches Bundesamt 1987, S.474.

2) Zu einer ausführlichen Erörterung der Lognormalverteilung und ihrer Eigenschaften vgl. Aitchison/Brown 1957, insbesondere S.9-19.

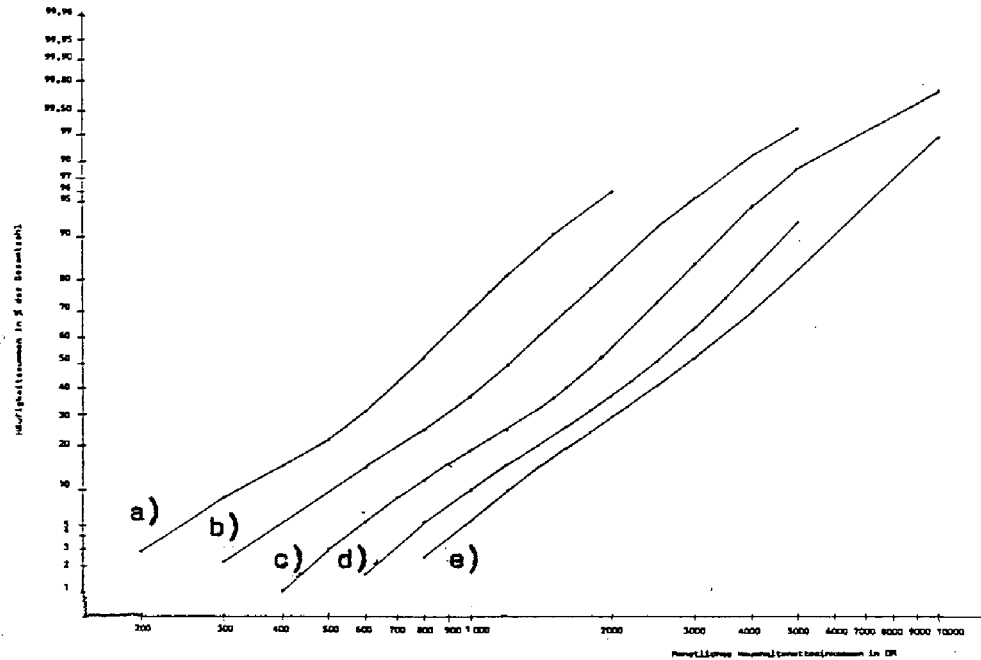
2.2. Test auf Lognormalverteilung

Über die Verwendung von (logarithmischem) Wahrscheinlichkeitspapier kann recht einfach, wenngleich etwas ungenau, überprüft werden, ob die originären Einkommenswerte einer Lognormalverteilung - zumindest in Teilbereichen - folgen oder nicht¹⁾. Zur Durchführung eines derartigen Tests wurden auf der (nach dem Gaußschen Integral geteilten) Ordinate die kumulierten relativen Häufigkeiten und auf der (logarithmischen) Abszisse die originären Einkommenswerte (über die Klassenobergrenzen) abgetragen.

Anschließend wurden die entsprechenden Zuordnungen vorgenommen, und zwar nicht nur für die in Abschnitt 2.1. untersuchte Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1983, sondern auch für deren 'Vorgänger' von 1962/63, 1969, 1973 und 1978. Hierbei gefundene Linearitäten offenbaren eine Strukturähnlichkeit der empirischen personellen Einkommensverteilung des entsprechenden Jahres mit der Lognormalverteilung²⁾.

Die Lognormalverteilung wird in der Literatur häufig als brauchbare Annäherung für den mittleren Einkommensbereich angesehen³⁾. Definiert man den mittleren Einkommensbereich als die Region vom 20. bis zum 70. Perzentil, zeigt eine grobe Abschätzung per Augenmaß anhand von Abbildung 2, daß zwar keine der fünf dargestellten personellen Einkommensverteilungen in diesem Bereich streng linear verläuft, auf der anderen Seite jedoch die Abweichungen von einem streng linearen Verlauf nicht so gravierend sind, um ad hoc die Lognormalverteilung für den mittleren Einkommensbereich als unbrauchbar abzulehnen.

-
- 1) vgl. Hartung 1986, S.190-191. Die Verwendung von (logarithmischem) Wahrscheinlichkeitspapier wurde einem χ^2 -Anpassungstest vorgezogen, da bei letzterem der χ^2 -Testwert bei einem verhältnismäßig großen Stichprobenumfang derart groß werden kann, daß die Nullhypothese einer Normalverteilung der logarithmierten Einkommenswerte bei jedem üblichen Signifikanzniveau zur Ablehnung gebracht wird (vgl. hierzu McDonald 1984, S.659-660).
 - 2) vgl. Hartung 1986, S.190-191, oder Grund 1982, S.30.
 - 3) vgl. z.B. Ramser 1987, S.6, Lydall 1968, S.66-67, oder von Weizsäcker 1986, S.6 (bei Lydall und von Weizsäcker ist die Betrachtung auf das Arbeitseinkommen beschränkt).



- a) Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1962/63
- b) Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1969
- c) Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1973
- d) Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1978
- e) Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1983

Abbildung 2¹⁾: Test der **personellen (Netto-) Einkommensverteilungen** in der Bundesrepublik Deutschland nach den Einkommens- und Verbrauchsstichproben 1962/63, 1969, 1973, 1978 und 1983 auf Lognormalverteilung

2.3. Test auf Pareto-Verteilung

Während die Lognormalverteilung zumeist für den mittleren Einkommensbereich als gute Approximierung angeregt wird, wird für den oberen Einkommensverlauf vielfach die Pareto-Verteilung - zumindest für Marktwirtschaften westlichen Typs²⁾ - als geeignet angesehen³⁾.

- 1) Datenquellen: Euler 1967, S.82, Euler 1972, S.708, Euler 1977, S.735, Euler 1982, S.664, Statistisches Bundesamt 1983, S.457, und Statistisches Bundesamt 1987, S.474.
- 2) Lydalls Schlußfolgerung, daß in den sozialistischen Ländern der obere Einkommensbereich nicht der Pareto-Verteilung folge (vgl. Lydall 1968, S.130; zu einer identischen Aussage vgl. Blümle 1975, S.77), steht indes eine neuere Untersuchung von Grund gegenüber, derzufolge in der CSSR in den Jahren 1970 und 1977 jeweils ca. die obersten 8% der Gesamt-Einkommen und 1970 sogar ca. die obersten 12% der Löhne und Gehälter männlicher Arbeitskräfte durch eine Pareto-Verteilung beschrieben werden können (vgl. Grund 1982, S.46-47).
- 3) vgl. z.B. Ramser 1987, S.6, Lydall 1968, S.66-67, oder von Weizsäcker 1986, S.6.

Der nachfolgende, in Abbildung 3 wiedergegebene Test auf Pareto-Verteilung mit Hilfe von doppelt-logarithmischem Papier wurde auf der Basis der ursprünglich von Pareto formulierten Verteilungsfunktion $N = K \cdot Y^{-\alpha}$ bzw. (nach Logarithmierung) $\log N = \log K - \alpha \cdot \log Y$ durchgeführt. Hierbei kennzeichnet N die Anzahl der Einkommensbezieher mit einem Einkommen von Y und mehr, Y symbolisiert die Variable Einkommen, und K und α stellen zwei Konstanten dar. Der Rückgriff auf die ursprüngliche Fassung der Pareto-Verteilung erfolgt hier ungeachtet der in der Literatur vorgeschlagenen Modifikationen der Pareto-Formel¹⁾, da diese nur scheinbare, aber keine signifikant besseren Anpassungen als die ursprüngliche Fassung sind²⁾.

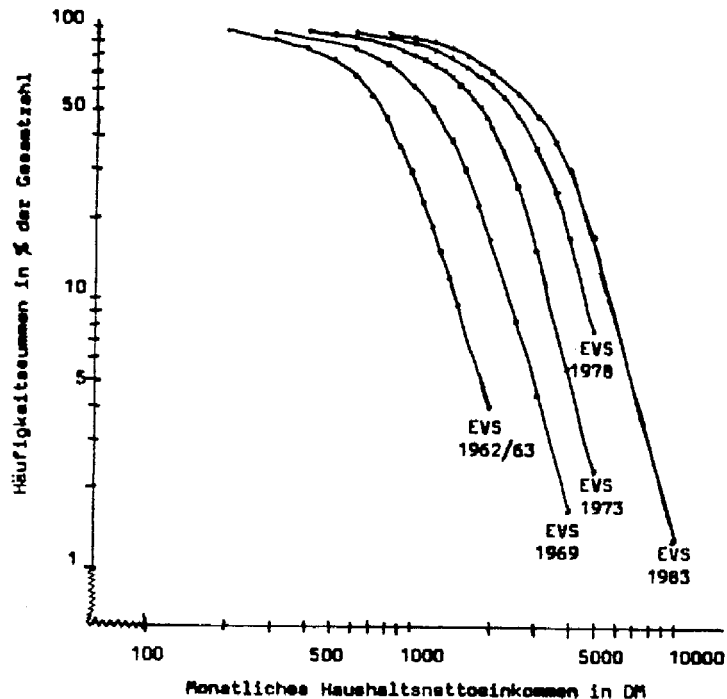


Abbildung 3³⁾: Test der personellen (Netto-) Einkommensverteilungen in der Bundesrepublik Deutschland nach den Einkommens- und Verbrauchsstichproben 1962/63, 1969, 1973, 1978 und 1983 auf Pareto-Verteilung

1) vgl. die Übersicht bei Kroll 1962, S.272-273 (vgl. auch Creedy 1977, S.406-408).
2) vgl. Blümle 1975, S.29.
3) Datenquellen: Euler 1967, S.82, Euler 1972, S.708, Euler 1977, S.735, Euler 1982, S.664, Statistisches Bundesamt 1983, S.457; und Statistisches Bundesamt 1987, S.474.

Da die Pareto-Verteilung in logarithmierter Form als Gerade darstellbar ist, weist ein linearer Verlauf auf doppelt-logarithmischem Papier bei entsprechenden Achsenbezeichnungen¹⁾ eine Strukturähnlichkeit mit der Pareto-Verteilung aus²⁾. Ein entsprechender Test für die Einkommenswerte der Einkommens- und Verbrauchsstichproben 1962/63, 1969, 1973, 1978 und 1983 ergibt - wie Abbildung 3 zeigt -, daß jeweils die oberen Einkommen (ca. 30% aller Einkommensbezieher) verhältnismäßig gut durch die Pareto-Verteilung ausgedrückt werden können.

In das eben skizzierte Bild passen auch zwei beispielhaft für die personelle Einkommensverteilung nach der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1983 mittels der Methode der Kleinsten Quadrate geschätzte Pareto-Geraden³⁾. Die erste Gerade wurde für den Gesamteinkommensbereich, die zweite hingegen nur für einen Bereich höherer Einkommen (hierzu wurde der Betrag von 3500 DM - zugegebenermaßen recht willkürlich - als Untergrenze gewählt) errechnet⁴⁾. Dabei verbesserte sich das Bestimmtheitsmaß R^2 beim Vergleich der beiden Geraden von 0,776 (Gesamt-Einkommensbereich) auf 0,988 (Bereich ab 3500 DM). Auch dies ist ein Indiz dafür, daß die Pareto-Verteilung zwar nicht für den gesamten Einkommensbereich, aber doch immerhin für die Gruppe der höheren Einkommen geeignet erscheint (dies natürlich immer unter dem Vorbehalt, daß in den bisherigen statistischen Erhebungen hohe bis sehr hohe Einkommen nur unzureichend erfaßt worden sind⁵⁾).

1) Anmerkung: In Abbildung 3 wurden auf der Ordinate - ohne Beeinträchtigung der Allgemeinheit - statt der absoluten die relativen Häufigkeitssummen abgetragen. Die Kumulation der relativen Häufigkeiten erfolgte dabei von den oberen zu den unteren Einkommensklassen.

2) vgl. Grund 1982, S.30.

3) Zu einer derartigen Kleinst-Quadrate-Schätzung vgl. im Übrigen auch Krelle 1962, S.270-271, der eine Pareto-Gerade für den gesamten Einkommensbereich anhand von Daten aus der bundesdeutschen Steuerstatistik für das Jahr 1950 errechnet hat und zu den gleichen Schlußfolgerungen wie oben kommt.

4) Die Pareto-Gerade für den Gesamt-Einkommensbereich lautet:

$$\log N = 9,281 - 1,565 \log Y$$

(10,276) (5,887) $R^2 = 0,776;$

die Pareto-Gerade für den Bereich ab 3500 DM lautet:

$$\log N = 16,178 - 3,425 \log Y$$

(3,310) (2,604) $R^2 = 0,998$

(in Klammern jeweils t -Werte; Datenquelle jeweils: Statistisches Bundesamt 1987, S.473).

5) Zu einer derartigen Kritik an den Einkommens- und Verbrauchsstichproben vgl. z.B. Bartmann 1981, S.62.

3. Stochastische Ansätze der personellen Einkommensverteilung

In diesem Kapitel werden mit den stochastischen Ansätzen der personellen Einkommensverteilung solche Theorien angesprochen, die per Definition dadurch gekennzeichnet sein sollen, daß der Faktor Zufall in der theoretischen Betrachtung zumindest einen wesentlichen Einfluß auf die Einkommensverteilung ausübt¹⁾.

Zunächst werden - nach der Darstellung einiger, für den weiteren Gang der Untersuchung bedeutsamer Grundbegriffe der Wahrscheinlichkeitstheorie - die rein stochastischen Prozeßtheorien der personellen Einkommensverteilung behandelt, in denen die Ursachen der Einkommensverteilung als nicht näher spezifizierbare Zufallsgrößen angesehen werden²⁾. Der Zufall fungiert hier als alleiniger Erklärungsfaktor der personellen Einkommensverteilung. Dieser Grundansatz führt - aus ökonomischem Blickwinkel - zu dem Haupteinwand gegen die rein stochastischen Prozeßtheorien: Sie seien, so wird argumentiert, nahezu ohne jeglichen ökonomischen Gehalt³⁾.

Demgegenüber werden im zweiten Hauptteil dieses Kapitels Theorien untersucht, in denen der Faktor Zufall zwar weiterhin eine gewichtige Rolle im Hinblick auf die Generierung der personellen Einkommensverteilung spielt, darüber hinaus aber auch ökonomische Einflüsse von expliziter Verteilungsrelevanz sind.

Hierzu werden in Abschnitt 3.3.1. Versuche, ökonomische Elemente in stochastische Prozeßtheorien zu integrieren, vorgestellt. Anschließend werden in Abschnitt 3.3.2. - gewissermaßen als Alternativansätze zu den stochastischen Prozeßtheorien - solche Theorien einer Analyse unterzogen, die den Zufall - neben ökonomischen Elementen - als eine herausragende Determinante der personellen Einkommensverteilung betrachten, denen aber - im Unterschied zu den zuvor dargestellten Ansätzen - keine explizite mathematische Formulierung eines stochastischen Prozesses⁴⁾ zugrunde liegt. Die

1) Zu einer gleichartigen (impliziten) Begriffsbestimmung stochastischer Ansätze der personellen Einkommensverteilung vgl. Blinder 1974, S.3-8.

2) vgl. Blümle 1974, S.66 (Fußnote 1).

3) vgl. hierzu insbesondere die Ausführungen in Abschnitt 3.2.6. dieser Arbeit sowie die dort angegebenen Literaturhinweise.

4) Zum Begriff des stochastischen Prozesses vgl. Abschnitt 3.1.1.2. dieser Arbeit.

Aufnahme dieser Theorien in das vorliegende Kapitel verdeutlicht die gewählte weite Fassung des Begriffes der stochastischen Einkommensverteilungs-Theorie.

3.1. Wahrscheinlichkeitstheoretische Grundlagen

Zur Analyse der in Kapitel drei beschriebenen Theorien sind einige wahrscheinlichkeitstheoretische Grundbegriffe erforderlich. Diese Grundbegriffe werden daher in diesem Abschnitt in der gebührenden Kürze besprochen. Nach allgemeinen Begriffsbestimmungen wird dabei auf spezielle stochastische Prozesse eingegangen, die vor allem in den Theorien des Abschnittes 3.2. von besonderer Relevanz sind.

3.1.1. Allgemeine Begriffsbestimmungen

3.1.1.1. Der Begriff der Zufallsvariablen

Kann die Ursache eines bestimmten Kausalzusammenhanges mehr als eine unmittelbare Folge haben, liegt ein zufallsgesteuerter Vorgang vor, da ex ante nicht exakt voraussagbar ist, welche der möglichen Folgen eintreten wird¹⁾.

Ein zufälliger Vorgang ist beispielsweise das Werfen einer Münze in Verbindung mit der Fragestellung, ob Kopf oder Zahl zu Tage treten wird. Es ist im vorhinein nicht mit Gewißheit vorhersehbar, welche der beiden Münzseiten letztlich zum Vorschein kommen wird²⁾.

Üblicherweise bezeichnet man die Folgen eines bestimmten zufallsgesteuerten Kausalzusammenhanges - im obigen Beispiel: Kopf bzw. Zahl - als Elementarereignisse³⁾. Deren Wahrscheinlichkeitsverteilung leitet über zum Begriff der Zufallsvariablen. Versteht man unter einem Ereignisraum die zu einem gegebenen Problem korrespondierende Gesamtmenge an möglichen Elementarereignissen⁴⁾, kann man eine Zufallsvariable definieren als "(...) eine reelle Funktion auf dem ganzen Ereignisraum; sie bildet den Ereignisraum (...) eindeutig in die Menge (...) der reellen Zahlen ab (...)"⁵⁾.

1) vgl. Menges 1972, S.28.

2) vgl. etwa Fisz 1971, S.17.

3) vgl. z.B. Menges 1972, S.83.

4) vgl. z.B. Menges 1972, S.84.

5) Menges 1972, S.140.

Eine Zufallsvariable ist demnach durch eine bestimmte Wahrscheinlichkeitsverteilung der ihr zugrunde liegenden Elementarereignisse gekennzeichnet¹⁾.

3.1.1.2. Der Begriff des stochastischen Prozesses

Vom Zufall abhängige reale Vorgänge in der Natur oder der sozialen Welt, die zeitlich gesehen grundsätzlich endlos weitergehen, können durch die Theorie der stochastischen Prozesse erfaßt werden²⁾. Ein stochastischer Prozeß ist dabei definiert als "(...) eine Menge von Zufallsvariablen X_t , die von einem Parameter t abhängen, der in einer gewissen reellen Zahlenmenge I variiert (...)"³⁾. Wie oben bereits angedeutet, ist der prozeß-generierende Parameter t zumeist die Zeit⁴⁾. Diese Gleichsetzung wird im übrigen - zweckmäßigerweise - auch bei den später besprochenen stochastischen Prozeßtheorien der personellen Einkommensverteilung vorgenommen. Der Vollständigkeit halber sei aber darauf hingewiesen, daß der Parameter t durchaus auch andere Größen als die Zeit kennzeichnen kann, wie z.B. den Raum, in dem der entsprechende Prozeß abläuft⁵⁾.

Schließlich sei noch die begriffliche Unterscheidung zwischen einer stochastischen Kette und einem stochastischen Prozeß im engeren Sinne⁶⁾ erwähnt, da diese beiden Begriffe in den weiteren Ausführungen dieser Arbeit - insbesondere im Zusammenhang mit den stochastischen Prozeßtheorien der personellen Einkommensverteilung - des öfteren - unkommentiert - auftauchen werden.

Von einer stochastischen Kette spricht man dann, wenn die Zahlenmenge I mit der Menge der natürlichen Zahlen übereinstimmt. Es handelt sich von daher bei einer stochastischen Kette um einen stochastischen Prozeß mit diskreter Zeiteinteilung. Ein stochastischer Prozeß im engeren Sinne ist dagegen dadurch definiert, daß die Zahlenmenge I nicht-abzählbar ist. Demnach ist ein stocha-

1) vgl. Steindl 1965, S.13.

2) vgl. Menges 1972, S.145.

3) Fisz 1971, S.320.

4) vgl. ebenda, S.320.

5) vgl. ebenda, S.320. Ein aus dem naturwissenschaftlichen Bereich stammendes Beispiel für einen räumlichen Prozeßverlauf wäre, daß sich (kettenförmige) Makromoleküle mit ihren Gliedern einander derart anpassen, daß die Lage des vorhergehenden Gliedes die räumliche Richtung des nachfolgenden Gliedes (über ein Zufallsgesetz) bestimmt (vgl. hierzu Menges 1972, S.147).

6) Zu diesen beiden Bezeichnungen vgl. Fersch 1964, S.28.

stischer Prozeß im engeren Sinne durch eine stetige Zeitkala charakterisiert¹⁾.

3.1.2. Spezielle stochastische Prozesse

3.1.2.1. Markoff-Prozesse

Markoff-Prozesse stellen die "(...) denkbar einfachste Verallgemeinerung des Unabhängigkeitsbegriffes (...)"²⁾ dar, da bei ihnen der Prozeßverlauf in der Zukunft nur vom unmittelbar zuvor realisierten Wert x_t der betreffenden Zufallsvariable X abhängig ist. Die vor dem Zeitpunkt t realisierten Werte haben folglich keinen (direkten) Einfluß auf den Prozeßverlauf³⁾.

Eine übliche Schreibweise für einen Markoff-Prozeß lautet (bei diskretem Ereignisraum):

$$(1) \text{ Prob} (X_{t+1} = x \mid X_0 = x_0, X_1 = x_1, \dots, X_t = x_t) \\ = \text{Prob} (X_{t+1} = x \mid X_t = x_t) \text{ } ^4)$$

Die in Gleichung (1) angegebene bedingte Wahrscheinlichkeit $\text{Prob} (X_{t+1} = x \mid X_t = x_t)$ ist - inhaltlich gesehen - die Wahrscheinlichkeit für einen Übergang von einem Zustand des Prozesses in anderen Prozeß-Zustand. Man bezeichnet sie als Übergangswahrscheinlichkeit⁵⁾.

Die verschiedenen Übergangswahrscheinlichkeiten ordnet man zweckmäßigerweise in Matrix-Form an⁶⁾:

$$\begin{array}{c} \text{Zeitpunkt } t \\ \left\{ \begin{array}{l} A_1 \\ A_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ A_n \end{array} \right. \end{array} \begin{array}{c} \text{Zeitpunkt } t+1 \\ \left(\begin{array}{cccc} A_1 & A_2 & \dots & A_n \\ \text{Prob}_{11} & \text{Prob}_{12} & \dots & \text{Prob}_{1n} \\ \text{Prob}_{21} & \text{Prob}_{22} & \dots & \text{Prob}_{2n} \\ \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \text{Prob}_{n1} & \text{Prob}_{n2} & \dots & \text{Prob}_{nn} \end{array} \right) \end{array}$$

1) vgl. Fisz 1971, S.321.
 2) Menges 1972, S.152 (ähnlich auch z.B. Fisz 1971, S.296).
 3) vgl. z.B. Kemeny u.a. 1966, S.195-196.
 4) vgl. Cox/Müller 1977, S.76. Anmerkung: Die in Gleichung (1) gegebene Definition bezieht sich auf eine Markoff-Kette. Eine analoge Definition gilt aber auch für einen Markoff-Prozeß im engeren Sinne (mit diskretem oder stetigem Ereignisraum).
 5) vgl. z.B. Kemeny u.a. 1966, S.196.
 6) vgl. z.B. Kemeny u.a. 1966, S.196.

Links neben bzw. über der Matrix der Übergangswahrscheinlichkeiten (im folgenden kurz: Übergangsmatrix) sind mit A_i ($i = 1, 2, \dots, n$) - zur Verdeutlichung - die möglichen Zustände des Prozesses angegeben. Entsprechend stehen die Prob_{ij} ($i = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2, \dots, n$) für die einzelnen Übergangswahrscheinlichkeiten des Prozesses. Das Symbol Prob_{12} beispielsweise bedeutet die Wahrscheinlichkeit für einen Übergang vom Zustand A_1 (zum Zeitpunkt t) in den Zustand A_2 (zum Zeitpunkt $t+1$); Prob_{11} gibt die Wahrscheinlichkeit für einen Verbleib in Zustand A_1 (innerhalb einer Zeitperiode) an; usw.¹⁾.

Die Zeilensummen der Übergangsmatrix ergeben jeweils den Wert Eins. Dies liegt darin begründet, daß die Übergangswahrscheinlichkeiten jeder Zeile die wahrscheinliche Aufteilung der Übertritte aus einem bestimmten Zustand (zum Zeitpunkt t) in sämtliche Prozeß-Zustände (zum Zeitpunkt $t+1$) widerspiegeln²⁾.

Bleiben dabei die einzelnen Übergangswahrscheinlichkeiten während des gesamten Prozeßverlaufes konstant, heißt der betreffende Markoff-Prozeß (zeitlich) homogen³⁾. Die folgenden Ausführungen dieses Abschnitts beziehen sich auf einen homogenen Markoff-Prozeß.

Um einen Markoff-Prozeß zu generieren, ist es zunächst notwendig, als Ausgangspunkt einen Wahrscheinlichkeitsvektor⁴⁾ festzulegen, in dem die wahrscheinliche Aufteilung der betrachteten Population auf die einzelnen Prozeß-Zustände angegeben ist. Dieser Wahrscheinlichkeitsvektor wird dann in der Folge mit der Übergangsmatrix multipliziert, was zu einem neuen Wahrscheinlichkeitsvektor führt. Wenn \underline{p} den Wahrscheinlichkeitsvektor und \underline{P} die Übergangsmatrix angibt und die hochgestellte, in Klammern geschriebene Ziffer die Anzahl der (Multiplikations-) Durchgänge darstellt, erhält man nach einem Durchgang: $\underline{p}^{(1)} = \underline{p}^{(0)} \cdot \underline{P}$. Über den gleichen Rechenvorgang gewinnt man - wie sich durch rekursives Auflösen zeigen läßt -

1) vgl. z.B. Menges 1972, S.153-154.

2) vgl. Blümle 1975, S.50.

3) vgl. z.B. Menges 1972, S.156.

4) Anmerkung: Im Kontext mit der personellen Einkommensverteilung erscheint die Bezeichnung Wahrscheinlichkeitsvektor für die Ausgangsverteilung nicht allzu gelungen zu sein, da der Ausgangsvektor der personellen Einkommensverteilung die relativen Besetzungshäufigkeiten der einzelnen Zustände, d.h. der Einkommensklassen, angibt. Die Bezeichnung Zustandsvektor dürfte hier treffender als die des Wahrscheinlichkeitsvektors sein.

nach n Durchgängen: $\underline{p}^{(n)} = \underline{p}^{(0)} \cdot \underline{p}^n$; d.h. der Wahrscheinlichkeitsvektor nach n Durchgängen ist das Produkt aus dem Anfangs-Wahrscheinlichkeitsvektor und der n -ten Potenz der Übergangsmatrix¹⁾.

Von besonderem Interesse sind Markoff-Prozesse, die gegen einen gleichgewichtigen Wahrscheinlichkeitsvektor konvergieren, d.h. die sich im Zeitablauf zunehmend einem bestimmten Endzustand unabhängig (!) von dem anfänglichen Wahrscheinlichkeitsvektor annähern. Wie sich zeigen läßt, ist eine derartige Konvergenz für eine reguläre Übergangsmatrix²⁾ gegeben, ohne daß hierfür besondere Bedingungen zur Sicherung der Konvergenz in den Prozeß eingebaut werden müßten³⁾. Dabei erweist es sich als ausreichend, wenn die Hauptdiagonale der Übergangsmatrix sowie die beiden links und rechts unmittelbar neben ihr platzierten Diagonalen jeweils von Null verschiedene Elemente enthalten⁴⁾.

In Anhang B wird das Gleichgewichtsverhalten von Markoff-Prozessen mittels zweier Beispiele erläutert. Hierbei ergibt sich im ersten Fall die Annäherung an einen gleichgewichtigen Endzustand, im zweiten Fall hingegen nicht.

Am Rande sei schließlich noch vermerkt, daß die Erörterungen dieses Abschnitts Markoff-Prozesse 1.Ordnung zum Gegenstand hatten, d.h. solche Markoff-Prozesse, in denen die Übergangswahrscheinlichkeiten nur den Übergang von A_i (in t) nach A_j (in $t+1$) widerspiegeln. Macht man dagegen die Übergangswahrscheinlichkeiten von der Übergangssequenz A_i (in t) \rightarrow A_j (in $t+1$) und A_j (in $t+1$) \rightarrow A_k (in $t+2$) abhängig, liegt ein Markoff-Prozeß 2.Ordnung vor. Markoff-Prozesse noch höherer Ordnung sind entsprechend definiert⁵⁾. Wählt man indes anstelle des bisher zugrunde gelegten eindimensionalen Ereignisraumes z.B. einen zweidimensionalen Ereignisraum, würde der obige Markoff-Prozeß 2.Ordnung zu einem 1.Ordnung⁶⁾. Von daher erscheint die Beschränkung in diesem Abschnitt auf Markoff-Prozesse 1.Ordnung gerechtfertigt.

1) vgl. Kemeny u.a. 1966, S.278-280.

2) Anmerkung: Eine reguläre Matrix ist dadurch gekennzeichnet, daß irgendeine ihrer Potenzen ausschließlich aus positiven Koeffizienten besteht (vgl. Kemeny u.a. 1966, S.281).

3) vgl. Kemeny u.a. 1966, S.280-282. Hier findet sich der angesprochene Beweis in recht anschaulicher Form. Eine verhältnismäßig leicht verständliche Erläuterung des Konvergenzverhaltens von Markoff-Prozessen bietet auch Klein 1969, S.152-155.

4) vgl. Shorrocks 1976a, S.567.

5) vgl. ebenda, S.570.

6) vgl. ebenda, S.570 (Fußnote 1).

3.1.2.2. Der Random-Walk

Der sog. Random-Walk kann als ein Spezialfall allgemeinerer stochastischer Prozesse - wie etwa der Markoff-Prozesse - aufgefaßt werden¹⁾. Was man unter ihm zu verstehen hat, sei bildlich anhand eines sich auf einer Linie bewegenden Objektes veranschaulicht²⁾.

Kennzeichnet man mit X_0 die Ausgangsposition des Objektes und mit Z_t die Länge der einzelnen Schritte des Objektes - in die eine oder andere Richtung - zum jeweiligen Zeitpunkt t ³⁾, gilt nach n Schritten für die Position des Objektes:

$$(2) X_n = X_0 + Z_1 + Z_2 + \dots + Z_n \quad \text{bzw.}$$

$$(3) X_n = X_{n-1} + Z_n \quad 4)$$

Die einzelnen Schritte Z_t des Objektes sind unabhängig und zudem identisch verteilte Zufallsvariablen⁵⁾.

Können diese Schritte nur die Werte 1, 0 oder (-1) mit den dazu gehörigen Wahrscheinlichkeiten $\text{Prob}(Z_t = 1) = p$, $\text{Prob}(Z_t = 0) = 1 - p - q$ und $\text{Prob}(Z_t = -1) = q$ annehmen, spricht man von einem einfachen Random-Walk⁶⁾. Sind demgegenüber auch noch andere Schrittlängen zugelassen, liegt ein allgemeiner Random-Walk vor⁷⁾.

Die beiden eben angesprochenen Grundtypen eines Random-Walks kann man durch die Annahme von reflektierenden Barrieren, die das betreffende Objekt um eine bestimmte Schrittlänge wieder von sich 'wegschleudern', oder die Annahme von absorbierenden Barrieren, die den Prozeß beenden, noch erweitern⁸⁾.

An einem aus dem ökonomischen Bereich - aber bewußt nicht aus der⁹⁾ Sphäre der personellen Einkommensverteilung - stammenden Beispiel

1) vgl. Steindl 1965, S.160.

2) Zu einer identischen Darstellungsweise vgl. Cox/Miller 1977, S.22, oder Steindl 1965, S.160-161.

3) Anmerkung: Der hier definierte Random-Walk ist ein stochastischer Prozeß in diskreter Zeit (vgl. auch Cox/Miller 1977, S.22).

4) vgl. Cox/Miller 1977, S.22.

5) vgl. ebenda, S.22.

6) vgl. ebenda, S.22.

7) vgl. ebenda, S.22, oder Steindl 1965, S.164.

8) vgl. Steindl 1965, S.161, oder Cox/Miller 1977, S.23.

9) vgl. Cox/Miller 1977, S.23-24.

sei das Prinzip des (beschränkten, allgemeinen) Random-Walks illustriert. Eine Versicherungsgesellschaft starte in der Periode $t = 0$ mit einem Kapital in Höhe von X_0 und empfangen in den folgenden Perioden ($t = 1, 2, \dots$) Prämien o.ä. in Höhe von E_1, E_2, \dots , während sie Auszahlungen in Höhe von W_1, W_2, \dots habe. Folglich beträgt ihr Kapital nach n Perioden: $X_n = X_0 + (E_1 - W_1) + \dots + (E_n - W_n)$. Ferner soll noch gelten, daß die Versicherungsgesellschaft im Fall $X_n < 0$ ihren Geschäftsbetrieb aufgeben muß. Mit der - möglicherweise etwas realitätsfernen - Annahme, daß die E_t und die W_t (voneinander) unabhängige, identisch verteilte Zufallsvariablen sind, liegt ein allgemeiner Random-Walk mit einer absorbierenden, d.h. prozeß-beendenden Schranke am Ursprung vor. Die prozeß-definierenden Gleichungen lauten also:

$$(4) \quad X_n = \begin{cases} X_{n-1} + (E_n - W_n) & \text{bei } X_{n-1} > 0 \text{ und } X_{n-1} + (E_n - W_n) > 0 \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases}$$

3.2. Rein stochastische Prozeßtheorien der personellen Einkommensverteilung

Wie zu Beginn von Kapitel drei angedeutet, werden in Abschnitt 3.2. die rein stochastischen Prozeßtheorien der personellen Einkommensverteilung behandelt. In diesen Theorien wird davon ausgegangen, daß die kausalen Ursachen der personellen Einkommensverteilung nicht näher spezifizierbare Zufallsgrößen sind¹⁾.

Nahezu allen der hier untersuchten rein stochastischen Prozeßtheorien liegt das sog. Gesetz des proportionalen Effektes²⁾ in der einen oder anderen Form zugrunde³⁾. Es sei deshalb zuerst angesprochen.

3.2.1. Das Gesetz des proportionalen Effektes

3.2.1.1. Darstellung

Das Gesetz des proportionalen Effektes (das sog. 'loi de l'effet proportionnel') wurde explizit zuerst von Gibrat formuliert⁴⁾.

Auf die Variable Einkommen (Y) bezogen, besagt es, daß die relative Wachstumsrate des Einkommens eine Zufallsvariable (mit gegebener

1) vgl. S.11 dieser Arbeit.

2) Die Verwendung des Begriffes Gesetz in den Sozialwissenschaften ist insgesamt als kritisch zu beurteilen (vgl. Giersch 1961, S.29). Da sich jedoch die Bezeichnung Gesetz des proportionalen Effektes eingebürgert hat, wird sie in dieser Arbeit beibehalten.

3) vgl. auch von Weizsäcker 1986, S.8 (Fußnote 4).

4) vgl. vor allem Gibrat 1931, S.63-64.

Wahrscheinlichkeitsverteilung) ist:

$$(5) (Y_{t+1} - Y_t) / Y_t = \xi_{t+1} \quad 1).$$

Nach Gleichung (5) ist die Wahrscheinlichkeitsverteilung der proportionalen Einkommensänderungen unabhängig von der derzeitigen Einkommenshöhe²⁾.

Formuliert man Gleichung (5) entsprechend um, zeigt sich, daß das individuelle Einkommen in der Periode (t+1) sich aus dem um einen Zufallseinfluß korrigierten Einkommen der Vorperiode t ergibt, wobei der Einfluß der Zufallsgröße auf das Einkommen in (t+1) multiplikativ ist³⁾ (grundsätzlich wäre natürlich auch ein additiver Einfluß diskutierbar⁴⁾):

$$(6) Y_{t+1} = Y_t \cdot (1 + \xi_{t+1}) \quad 5).$$

Als ein (vereinfachtes) Beispiel für den unterstellten multiplikativen Zufallseinfluß führt Gibrat an, daß sich die individuellen Arbeitslöhne unabhängig von ihrer Ausgangshöhe mit einem allgemeinen Steigerungssatz von z.B. 5% erhöhen⁶⁾.

Über rekursives Einsetzen kann man aus Gleichung (6) - ausgehend von einem Startwert Y_0 - folgenden Ausdruck gewinnen:

$$(7) Y_{t+1} = Y_0 (1 + \xi_1) (1 + \xi_2) \dots (1 + \xi_{t+1}) \\ = Y_0 \prod_{i=0}^t (1 + \xi_{i+1}) \quad 7).$$

Dieser Ausdruck läßt sich durch Logarithmieren mit $X_t := \log Y_t$ und $Z_t := \log (1 + \xi_t)$ - natürlich unter der Bedingung, daß Y_0 und $(1 + \xi_t)$ als positive Variablen definiert sind - überführen in:

$$(8) X_{t+1} = X_0 + \sum_{i=0}^t Z_{i+1} \quad 8).$$

Wie man aus Gleichung (8) ersieht, führt das Gesetz des proportionalen Effektes in seiner obigen Fassung zu einem allgemeinen, unbeschränkten Random-Walk in diskreter Zeit⁹⁾.

1) vgl. von Weizsäcker 1986, S.7, bzw. Gibrat 1931, S.63-64.

2) vgl. von Weizsäcker 1986, S.7, bzw. Gibrat 1931, S.63-64.

3) vgl. von Weizsäcker 1986, S.7-8, bzw. Gibrat 1931, S.63-64.

4) vgl. Ramser 1987, S.25-26.

5) vgl. von Weizsäcker 1986, S.8, bzw. Gibrat 1931, S.63-64.

6) vgl. Gibrat 1931, S.63.

7) vgl. von Weizsäcker 1986, S.8.

8) vgl. ebenda, S.8, bzw. Gibrat 1931, S.64.

9) vgl. von Weizsäcker 1986, S.8.

Bezüglich der Zufallsgrößen Z_t wird im allgemeinen angenommen, daß sie (zeitlich) unabhängig und identisch verteilt sind¹⁾. Diese beiden Annahmen leiten zu zwei weiteren Charakteristika des obigen Prozesses über.

Aus der Unabhängigkeitsannahme folgt, daß der eben skizzierte stochastische Prozeß auf der Markoff-Eigenschaft 1.Ordnung aufbaut. Da die einzelnen Z_t voneinander unabhängig sind, gilt, daß X_{t+1} nicht unmittelbar von X -Werten vor dem Zeitpunkt t , sondern nur vom Wert X_t (sowie dem entsprechenden Zufallseinfluß Z_{t+1}) abhängig ist²⁾.

Die Annahme der identischen Verteiltheit impliziert, daß der Prozeß (zeit-) homogen ist: Die einzelnen Prozeß-Parameter (d.h. die Verteilung der Z_t) ändern sich im Zeitablauf nicht³⁾.

Mit den beiden genannten Annahmen folgt zugleich für den Erwartungswert und die Varianz des logarithmierten Einkommens X_{t+1} ⁴⁾:

$$\begin{aligned} (9) \quad E(X_{t+1}) &= E(X_t + Z_{t+1}) \\ &= E(X_t) + E(Z_{t+1}) \\ &= E(X_t) + E(Z) \\ &= E(X_0) + t E(Z) \quad (\text{über rekursives Einsetzen gewinnbar}) \\ &= X_0 + t \mu_Z ; \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} (10) \quad \text{Var}(X_{t+1}) &= \text{Var}(X_t + Z_{t+1}) \\ &= \text{Var}(X_t) + \text{Var}(Z_{t+1}) + 2 \text{Cov}(X_t, Z_{t+1}) \\ &= \text{Var}(X_t) + \text{Var}(Z) + 0 \\ &= \text{Var}(X_0) + t \text{Var}(Z) \quad (\text{über rekursives Einsetzen gewinnbar}) \\ &= 0 + t \sigma_Z^2 \\ &= t \sigma_Z^2 . \end{aligned}$$

1) vgl. Ramser 1987, S.26.

2) vgl. ebenda, S.26, oder von Weizsäcker 1986, S.9.

3) vgl. Ramser 1987, S.26, oder von Weizsäcker 1986, S.9.

4) vgl. Ramser 1987, S.26. Anmerkung: Die Resultate $E(Z_{t+1}) = E(Z)$ und $\text{Var}(Z_{t+1}) = \text{Var}(Z)$ folgen aus der identischen Verteiltheit der Z_t ; $2 \text{Cov}(X_t, Z_{t+1}) = 0$ resultiert aus der Unkorreliertheit von X_t und Z_{t+1} ; und die Ergebnisse $E(X_0) = X_0$ bzw. $\text{Var}(X_0) = 0$ leiten sich daraus ab, daß X_0 eine Konstante ist (vgl. hierzu Ramser 1987, S.26, und von Weizsäcker 1986, S.9).

Für hinreichend große Werte von t kann man nun über den Zentralen Grenzwertsatz¹⁾ mit den getroffenen Annahmen über die Z_t ableiten, daß $X_t := \log Y_t$ approximativ normalverteilt und Y_t von daher annähernd lognormalverteilt ist:

$$(11) X_t \sim \text{asy NV} (X_0 + t\mu_Z, t\sigma_Z^2) \text{ bzw.}$$

$$(12) Y_t \sim \text{asy LN} (X_0 + t\mu_Z, t\sigma_Z^2)^{2)}$$

Mit Hilfe des Gesetzes des proportionalen Effektes ist es demzufolge möglich, die in Kapitel zwei - auf empirischer Grundlage - diskutierte Lognormalverteilung des Einkommens herzuleiten³⁾.

3.2.1.2. Kritik

Im Zentrum der Kritik am Gesetz des proportionalen Effektes steht der aus (10) ableitbare beständige Anstieg der relativen Einkommensvarianz⁴⁾ im Zeitablauf (d.h. mit zunehmendem t)⁵⁾.

Ein stetiger Anstieg der relativen Einkommensvarianz im Zeitablauf konnte empirisch nicht bestätigt werden; vielmehr weisen empirische Untersuchungen die relative Einkommensstreuung im Zeitablauf als verhältnismäßig konstant aus⁶⁾.

Daß dieser empirische Befund plausibel ist, kann man sich recht plastisch veranschaulichen. Hierzu muß man sich nur vorstellen, daß ein beständiger Anstieg der relativen Einkommensvarianz - unter der Voraussetzung, daß in einer Volkswirtschaft nicht ausschließlich Einkommensverbesserungen im Zeitablauf möglich sind - nach einer längeren Zeitspanne einen beträchtlichen Anteil an Beziehern außergewöhnlich niedriger (absoluter) Einkommen sowie auf der anderen

1) Anmerkung: Hier wie im weiteren ist die folgende Definition des Zentralen Grenzwertsatzes ausreichend:

Die Summe aus n unabhängigen, identisch mit $E(X_i) = \mu$ und $\text{Var}(X_i) = \sigma^2$ (für alle i) verteilten Zufallsvariablen X_i strebt mit wachsendem Stichprobenumfang n gegen eine Normalverteilung mit $E(\sum_{i=1}^n X_i) = t\mu$ und $\text{Var}(\sum_{i=1}^n X_i) = t\sigma^2$ (vgl.

hierzu ein einschlägiges Statistik-Lehrbuch wie z.B. Menges 1972, S.250-251; siehe auch Ramser 1987, S.27 (Fußnote 1)).

2) vgl. Ramser 1987, S.27, oder von Weizsäcker 1986, S.8.

3) vgl. Ramser 1987, S.27, oder von Weizsäcker 1986, S.8.

4) Anmerkung: Der Begriff relative Einkommensvarianz steht hier und im folgenden - wie in der Literatur üblich - für die Varianz des logarithmierten Einkommens.

5) vgl. etwa Ramser 1987, S.27, oder von Weizsäcker 1986, S.10.

6) vgl. etwa Thatcher 1968, S.163, oder Thatcher 1976, S.233.

Seite einige wenige Individuen mit enorm hohen Einkommen hervorbrächte¹⁾. Einer derartigen Vorstellung steht in der Realität - zumindest in den modernen Industriegesellschaften - der Ausbau des sozialen Sicherungssystems im Laufe des 20. Jahrhunderts entgegen, der zumindest physiologische Armut - konkret: Verhungern - weitgehend verhindert.

Dies erkennt auch Gibrat, der seinen Grundansatz dahingehend erweitert, daß er dem in Abschnitt 3.2.1.1. beschriebenen Random-Walk-Prozeß eine untere Schranke X_{\min} in Form eines gesellschaftlichen Existenzminimums auferlegt. Der proportionale, unabhängige Einfluß der Z_t auf das logarithmierte Einkommen X_t macht sich nunmehr nur noch oberhalb von X_{\min} geltend²⁾.

Diese Modifikation Gibrats befriedigt indes auch nicht. Das Varianz-Problem bleibt weiterhin bestehen. Es ist nunmehr nur auf die Varianz der transformierten Variablen $(X_t - X_{\min})$ verlagert³⁾.

Um das Varianz-Problem in den Griff zu bekommen, ist letztlich die Einführung einer Stabilitätsbedingung vonnöten. Die verschiedenen, in den nächsten Abschnitten erläuterten Theorien, die auf dem Gesetz des proportionalen Effektes aufbauen, unterscheiden sich dann auch in erster Linie durch die Wahl und die Interpretation einer derartigen Stabilitätsbedingung⁴⁾.

Neben dem Varianz-Problem kann am Gesetz des proportionalen Effektes vor allem auch noch die Unabhängigkeitsannahme der Z_t kritisiert werden.

So kann die dem Gesetz des proportionalen Effektes immanente Kernaussage, die einzelnen Zufallseffekte wirkten unabhängig von der jeweiligen Einkommenshöhe, angezweifelt werden. Sozialleistungen für Bezieher niedriger Einkommen oder eine progressiv ausgestaltete Einkommensteuer können in diesem Kontext als Beispiele für von der jeweiligen Einkommenshöhe abhängige Einflüsse genannt werden⁵⁾.

1) vgl. Champernowne 1973, S.96.

2) vgl. Gibrat 1931, S.64 und S.69.

3) vgl. Champernowne 1973, S.97.

4) vgl. Steindl 1965, S.31.

5) vgl. Champernowne 1973, S.93.

Kritisch ist auch die Annahme der stochastischen Unabhängigkeit der Z_t über die Zeit hinweg, die zur Ableitung der (approximativen) Lognormalverteilung über den Zentralen Grenzwertsatz notwendig ist. Gerade bei sehr kurzen Zeitabständen sind Abhängigkeiten zwischen den einzelnen Zufallseinflüssen zu erwarten¹⁾.

Dies hat zur Konsequenz, daß die Markoff-Eigenschaft 1.Ordnung - eine der Prozeß-Charakteristika - angezweifelt werden muß, da zeitliche Abhängigkeiten zwischen den einzelnen Z_t zugleich das logarithmierte Einkommen zum Zeitpunkt $(t+1)$ - X_{t+1} - nicht nur vom logarithmierten Einkommen in t , sondern auch von Einkommenswerten zu Zeitpunkten vor t (direkt) abhängig machen würden²⁾. In der Tat ist es fraglich, ob - wie dies die Markoff-Eigenschaft 1.Ordnung suggeriert - Individuen mit dem gleichen Einkommen in der Periode t unabhängig davon, ob ihr Einkommen vor t gestiegen, gefallen oder konstant geblieben ist, die gleichen Aussichten bezüglich der zukünftigen Einkommenshöhe besitzen³⁾.

3.2.2. Kaleckis 'regression-towards-the-mean'-Ansatz

3.2.2.1. Darstellung

Kaleckis Ansatz gründet sich auf die Hypothese, daß die einzelnen Zufallschocks nicht unabhängig von der jeweiligen Einkommenshöhe sind⁴⁾. Wie von Weizsäcker feststellt, wird mit dieser Hypothese im Grunde genommen die Geltung des Gesetzes des proportionalen Effektes aufgehoben⁵⁾.

Oben wurde bereits erwähnt, daß der durch das Gesetz des proportionalen Effektes implizierte stetige Anstieg der relativen Einkommensvarianz empirisch nicht bestätigt werden konnte; man hat vielmehr von einer - weitgehenden - Konstanz der relativen Einkommensvarianz auszugehen:

$$(13) \text{Var} (X_{t+1}) \stackrel{!}{=} \text{Var} (X_t) \quad 6)$$

1) vgl. von Weizsäcker 1986, S.12.

2) vgl. hierzu auch die Ausführungen auf S.20 dieser Arbeit.

3) vgl. Shorrocks 1976b, S.90, oder Ramser 1987, S.28.

4) vgl. Kalecki 1945, S.162.

5) vgl. von Weizsäcker 1986, S.10.

6) vgl. Kalecki 1945, S.162. Anmerkung: Kalecki definiert X_t bzw. Z_t jeweils als Abweichung vom jeweiligen arithmetischen Mittel. Ohne Beeinträchtigung des Endergebnisses wird dieser Definition hier nicht gefolgt, sondern die bislang gewohnte - sich an von Weizsäcker 1986 anlehrende - Definition beibehalten.

Wegen $\text{Var}(X_{t+1}) = \text{Var}(X_t) + \text{Var}(Z_{t+1}) + 2 \text{Cov}(X_t, Z_{t+1})$ ¹⁾
 muß der von $\text{Var}(Z_{t+1})$ hervorgerufene Anstieg von $\text{Var}(X_{t+1})$ ²⁾
 durch eine ebenso hohe, von $2 \text{Cov}(X_t, Z_{t+1})$ erzeugte Verminderung
 ausgeglichen werden, um Bedingung (13) gerecht zu werden. Es muß
 also gelten:

$$(14) \quad 2 \text{Cov}(X_t, Z_{t+1}) \stackrel{!}{=} - \text{Var}(Z_{t+1}) \quad 3)$$

Die in (14) angegebene Bedingung spezifiziert Kalecki über die An-
 nahme einer negativen Korrelation zwischen X_t und Z_{t+1} , was einer
 'regression towards the mean' gleichkommt:

$$(15) \quad Z_{t+1} = -l_{t+1} X_t + U_{t+1}$$

Dabei soll X_t stochastisch unabhängig vom Zufallsglied U_{t+1} sein;
 l_{t+1} stellt einen (für $t+1$) konstanten Wert dar ⁴⁾.

Unterstellt man der Einfachheit halber - im Unterschied zu Kalecki,
 aber ohne Beeinträchtigung des Endergebnisses -, daß $l_1 = l_2 = \dots = l$
 (mit $0 < l < 1$ bzw. $0 < 1-l < 1$), erhält man über die aus
 (15) (und (6)) ableitbare Beziehung

$$(16) \quad X_{t+1} = (1-l) X_t + U_{t+1}$$

durch rekursives Einsetzen:

$$(17) \quad X_{t+1} = (1-l)^{t+1} X_0 + \sum_{i=0}^t (1-l)^{t-i-1} U_{i+1} \quad \text{bzw.}$$

$$(18) \quad \text{Var}(X_{t+1}) = \sum_{i=0}^t (1-l)^2 (t-i-1) \sigma_U^2 \quad 5)$$

Für $t \rightarrow \infty$ ist Ausdruck (18) überführbar in den festen Wert:

$$(19) \quad \text{Var}(X_{t+1}) = \sigma_U^2 / (1 - (1-l)^2)$$

Gleichung (19) gibt an, daß bei Kalecki die relative Einkommens-
 varianz im Zeitablauf nicht stetig ansteigt, sondern vielmehr
 gegen einen konstanten Wert konvergiert ⁶⁾.

1) vgl. S.20 dieser Arbeit.

2) vgl. S.20 dieser Arbeit.

3) vgl. Kalecki 1945, S.162.

4) vgl. ebenda, S.162.

5) vgl. von Weizsäcker 1986, S.10.

6) vgl. ebenda, S.11.

Unter der Annahme, daß die U_t sowohl untereinander als auch gegenüber X_0 stochastisch unabhängig sind, ergibt sich aus Gleichung (17) für hinreichend große Werte von t - ganz in Analogie zum in Abschnitt 3.2.1.1. beschriebenen Vorgehen - eine approximative Normalverteilung des logarithmierten Einkommens und dementsprechend eine näherungsweise Lognormalverteilung des Einkommens¹⁾.

3.2.2.2. Kritik

Die in der Literatur angebrachte Kritik an Kaleckis Ansatz entzündet sich an seiner Hypothese, daß X_t negativ mit Z_{t+1} korreliert sei. Es wird argumentiert, daß diese Annahme ökonomisch nicht haltbar sei, da sie impliziere, daß die Wahrscheinlichkeit für eine Verbesserung der Einkommensposition im Bereich höherer Einkommen systematisch geringer als die entsprechende Wahrscheinlichkeit für niedere Einkommen sei²⁾. Anders ausgedrückt: Kaleckis Ausgangshypothese bedeutet eine (empirisch nicht haltbare) geringere Einkommensmobilität in den oberen Einkommensschichten im Vergleich zu den unteren Einkommensschichten³⁾.

Andererseits muß aber darauf hingewiesen werden, daß Kaleckis oben erwähnte Annahme zumindest eine teilweise theoretische Rechtfertigung über Friedmans permanente Einkommenshypothese erfahren hat⁴⁾. Nach Friedman kann das individuelle Einkommen in eine permanente und in eine transitorische Komponente aufgeteilt werden⁵⁾.

Für die transitorische Komponente nimmt Friedman einen Erwartungswert von Null an. Dies bedeutet, daß Individuen mit einem hohen transitorischen Einkommensanteil in der Vergangenheit vermutlich in der Gegenwart einen verhältnismäßig niedrigen transitorischen Einkommensbestandteil vorzuweisen haben⁶⁾. Geht man davon aus, daß in Z_{t+1} zu einem bestimmten Anteil transitorische Zufallseinflüsse enthalten sind, kann der nach Friedmans permanenter Einkommenshypothese folgende Sachverhalt zumindest teilweise mit Kaleckis

1) vgl. Kalecki 1945, S.163.

2) vgl. Ramser 1987, S.27.

3) vgl. Pohmer 1985, S.20.

4) vgl. Sahota 1978, S.7.

5) vgl. Friedman 1957, S.11 und S.26.

6) vgl. ebenda, S.30, oder Sahota 1978, S.7-8.

Annahme einer negativen Korrelation zwischen X_t und Z_{t+1} in Einklang gebracht werden¹⁾.

3.2.3. Rutherfords 'birth-and-death'-Ansatz

3.2.3.1. Darstellung

Rutherfords Ansatz gleicht einem unbeschränkten Random-Walk, der sich aber - im Unterschied etwa zu Gibrat oder Kalecki - nicht auf die Gesamtbevölkerung, sondern jeweils nur auf einzelne Jahrgangsguppen (sog. Kohorten) einer Volkswirtschaft bezieht. Folglich repräsentiert bei Rutherford die Zeit-Variable t das individuelle Lebensalter²⁾.

Die relative Einkommensvarianz nimmt in Rutherfords Modell zwar innerhalb einer jeden Kohorten mit steigendem Lebensalter zu, für die gesamte Volkswirtschaft hingegen bleibt sie im Zeitablauf konstant. Diesen scheinbaren Gegensatz löst Rutherford über einen 'birth-and-death'-Prozeß auf: Ältere Personen mit einer hohen relativen Einkommensvarianz scheiden über die Zeit hinweg überproportional durch Tod aus dem Erwerbsprozeß aus und werden durch jüngere, neu in den Erwerbsprozeß eintretende Individuen mit einer geringeren relativen Einkommensvarianz ersetzt³⁾.

Den Anteil der Individuen einer Volkswirtschaft, die ab einem bestimmten Lebensalter t_0 in das Erwerbsleben eintreten, unterstellt Rutherford als im Zeitablauf konstant ($= a$). Annahmegemäß soll das logarithmierte Einkommen der Berufsanfänger - für jede Kohorte - normalverteilt mit einem konstanten Erwartungswert $E(X_{t+1}) = \beta$ und einer konstanten Varianz $\text{Var}(X_{t+1}) = \rho^2$ sein⁴⁾.

Im Verlaufe des weiteren Erwerbslebens ist in Rutherfords Ansatz jede Kohorte einer Reihe voneinander unabhängiger (logarithmierter) Zufallsschocks Z_t unterworfen, wobei für die Z_t eine Normalverteilung mit $E(Z_{t+1}) = \mu_Z = 0$ und $\text{Var}(Z_{t+1}) = \sigma_Z^2$ unterstellt wird⁵⁾.

1) vgl. Sahota 1978, S.7-8.

2) vgl. von Weizsäcker 1986, S.11.

3) vgl. ebenda, S.11.

4) vgl. Rutherford 1955, S.280.

5) vgl. ebenda, S.281 und S.282.

Zudem scheiden mit zunehmendem Lebensalter aus jeder Kohorte immer mehr Individuen durch Tod aus, so daß im Zeitablauf in jeder Kohorte nur noch eine bestimmte (abnehmende) Anzahl an Überlebenden verbleibt. Deren Kohorten-Anteil im Lebensalter $(t_0 + \tau)$ spezifiziert Rutherford durch den Ausdruck $a \cdot \exp(-\lambda \cdot \tau)$. Hierbei stellt $1/\lambda$ die individuelle Lebenserwartung - nach dem Eintritt in das Erwerbsleben - dar¹⁾.

Aus der - auf der vorhergehenden Seite angeführten - Annahme, daß der Erwartungswert der (logarithmierten) Zufallseinflüsse gleich Null sein soll, läßt sich für den Erwartungswert des logarithmierten Einkommens der im Zeitablauf konstante Wert β ableiten. Über die hierdurch ermöglichte, bequeme Transformation $X' = X_t - \beta$ sind dann die ersten vier Momente der logarithmischen Einkommensverteilung (d.h. Erwartungswert, Varianz, Schiefe und Exzeß) im Lebensalter von $t = t_0 + \tau$ Jahren gewinnbar:

$$(20) E(X') = 0,$$

$$E(X')^2 = a \cdot e^{-\lambda \cdot \tau} (\sigma^2 + \tau \cdot \sigma_z^2),$$

$$E(X')^3 = 0,$$

$$E(X')^4 = 3 \cdot a \cdot e^{-\lambda \cdot \tau} (\sigma^2 + \tau \cdot \sigma_z^2)^2 \cdot 2)$$

Anhand von (20) erkennt man, daß sich die relative Einkommensvarianz innerhalb einer Kohorte (d.h. $E(X')^2$) im Zeitablauf (d.h. mit steigendem τ) beständig erhöht. Ferner ist ersichtlich, daß der Exzeß der Verteilung (d.h. $E(X')^4$) positiv ist. Die betreffende Verteilung weist folglich Leptokurtosis auf; d.h. das obere Verteilungsende ist im Vergleich zur Normalverteilung durch größere Besetzungshäufigkeiten gekennzeichnet³⁾.

Um nun die Verteilung des logarithmierten Einkommens innerhalb der gesamten Volkswirtschaft herleiten zu können, ist es erforderlich, jedes der in (20) angegebenen Kohorten-Momente über einem Bereich von 0 bis ∞ - für jedes τ - zu integrieren⁴⁾ (Anmerkung: Ruther-

1) vgl. Rutherford 1955, S.281.

2) vgl. ebenda, S.282.

3) vgl. Mincer 1970, S.5.

4) vgl. Rutherford 1955, S.282.

ford unterstellt, daß der kohorten-spezifische Erwerbsprozeß-Eintritt kontinuierlich erfolgt und der Eintrittszeitpunkt der ältesten Kohorte einer Volkswirtschaft unendlich lange zurückliegt¹⁾). Mittels der genannten Integrierung erhält man, daß der Anteil der Überlebenden der gesamten Volkswirtschaft in der Periode t dem Wert a/λ entspricht. Für die ersten vier Momente der Gesamt-Verteilung ergibt sich demnach:

$$(21) E(X') = 0,$$

$$E(X')^2 = (a/\lambda) \cdot (\varphi^2 + \sigma^2/\lambda),$$

$$E(X')^3 = 0,$$

$$E(X')^4 = (3 \cdot a/\lambda) \cdot (\varphi^4 + 2\varphi^2 \sigma^2/\lambda + 2\sigma^4/\lambda^2). \quad 2)$$

Aus (21) wird - neben dem positiven Exzeß - deutlich, daß die relative Einkommensvarianz bei der Betrachtung der gesamten Volkswirtschaft einen im Zeitablauf konstanten Wert annimmt³⁾.

Wie Rutherford im folgenden zeigt, ist über die in (21) angegebenen Momente letztlich eine sog. (standardisiert-symmetrische) Gram-Charlier-Verteilung vom Typ A generierbar⁴⁾, die seinen Ausführungen zufolge über den gesamten Einkommensbereich hinweg eine bessere Anpassung an die empirischen Einkommensdaten als die Lognormalverteilung bietet⁵⁾.

Bedeutsamer als die Ableitung einer Gram-Charlier-Dichtefunktion vom Typ A scheint indes der 'birth-and-death'-Charakter des Rutherford-Modells zu sein, da hierdurch - wie von Weizsäcker anführt - das aus der Anwendung des Gesetzes des proportionalen Effektes entspringende Varianz-Problem weniger 'willkürlich' als z.B. bei Kalecki umgangen wird⁶⁾.

3.2.3.2. Kritik

Eine wesentliche Annahme in Rutherfords Ansatz ist, daß die relative Einkommensvarianz in den einzelnen Kohorten mit zunehmendem Lebensalter ansteigt. Hierdurch wird das Gesetz des proportionalen

1) vgl. Rutherford 1955, S.281.

2) vgl. ebenda, S.282.

3) vgl. ebenda, S.282.

4) vgl. ebenda, S.282-283.

5) vgl. hierzu ebenda, S.277-279 und S.288-294.

6) vgl. von Weizsäcker 1986, S.11.

Effektes in den vorliegenden Ansatz inkorporiert¹⁾.

An dieser Stelle soll deshalb kurz auf diese Annahme eingegangen werden. Es stellt sich die Frage, ob der von Rutherford unterstellte beständige Anstieg der relativen Einkommensvarianz in den einzelnen Kohorten mit der Empirie vereinbar ist. Leider sind die vorliegenden empirischen Ergebnisse zu dieser Fragestellung nicht eindeutig.

Anhand von Längsschnittdaten kommt z.B. Osberg zu der Folgerung, daß ein derartiger, monotoner Anstieg - zumindest auf das Arbeitseinkommen bezogen - nicht unbedingt zu konstatieren sei²⁾. Dieser Schlußfolgerung steht allerdings andererseits eine Untersuchung von Creedy und Hart entgegen, dergemäß - ebenfalls auf der Basis von Längsschnittdaten - die Streuung des Arbeitseinkommens innerhalb der einzelnen Jahrgangsgruppen über die Zeit hinweg ansteigt³⁾.

3.2.3.3. Simons alternativer 'birth-and-death'-Ansatz

Ein anderes 'birth-and-death'-Modell der personellen Einkommensverteilung stammt von Simon⁴⁾. Wie Rutherford geht auch Simon von einem Prozeßverlauf in stetiger Zeit aus⁵⁾. Seine Analyse bezieht sich aber - im Unterschied zu Rutherfords Ansatz - nicht auf den gesamten Einkommensbereich, sondern nur auf die Gruppe der höheren Einkommen⁶⁾. Für diese leitet er mit Hilfe dreier grundsätzlicher Annahmen eine Pareto-Verteilung ab⁷⁾.

Zum einen soll annahmegemäß die Wahrscheinlichkeit dafür, daß ein Individuum mit einem derzeitigen Einkommen in Höhe von Y seine Einkommensposition in der Zukunft verbessert, proportional zur Gesamtzahl der Bezieher eines Einkommens in Höhe von Y sein⁸⁾. Des weiteren unterstellt Simon eine konstante Wahrscheinlichkeit a für den Eintritt eines Individuums in den Erwerbsprozeß⁹⁾, der wiederum eine Wahrscheinlichkeit $a \cdot f(Y)$ für das Ausscheiden aus dem

1) vgl. Osberg 1977, S.212.

2) vgl. ebenda, S.212-213. Zu einem ähnlichen Ergebnis - allerdings auf der Grundlage von Querschnittdaten - vgl. im übrigen auch (für die Gruppe der männlichen, manuellen Arbeitskräfte) Thatcher 1976, S.234.

3) vgl. Creedy/Hart 1979, S.282-284.

4) vgl. hierzu Simon 1957, S.145-164 (vgl. auch die identische Darstellung in Ijiri/Simon 1977, S.23-51).

5) vgl. hierzu Steindl 1965, S.37.

6) vgl. Simon 1957, S.161.

7) vgl. Steindl 1965, S.40, bzw. Simon 1957, S.155.

8) vgl. Simon 1957, S.148 und S.161-162.

9) vgl. ebenda, S.148 und S.162.

Erwerbsleben gegenübersteht (Anmerkung: $f(Y)$ gibt die relative Häufigkeit der Bezieher eines Einkommens in Höhe von Y an). In diesem Zusammenhang geht Simon zusätzlich davon aus, daß der Austritt aus dem Erwerbsprozeß mit dem gesamten Einkommen eines Individuums vonstatten gehen soll¹⁾.

Im Kern läßt sich Simons 'birth-and-death'-Ansatz demnach dadurch charakterisieren, daß neue Einkommensbezieher den Erwerbsprozeß mit einer konstanten Wahrscheinlichkeit a betreten, während andere Individuen - im Todesfall - mit ihrem gesamten Einkommen - unter Zugrundelegung einer Wahrscheinlichkeit von $a \cdot f(Y)$ - ausscheiden. Hierdurch wird - analog zu Rutherford - eine zeitliche Stabilisierung der relativen Einkommensvarianz innerhalb einer Volkswirtschaft erreicht, da die (älteren) Bezieher verhältnismäßig breit gestreuter Einkommen durch (jüngere) Individuen mit vergleichsweise uniformen Einkommen ersetzt werden²⁾.

3.2.4. Champernownes Markoff-Ketten-Ansatz

3.2.4.1. Vorbemerkung

Nach Champernowne wird die personelle Einkommensverteilung durch zwei Gruppen von Zufallseinflüssen bestimmt: a) sog. 'forces of change' und b) sog. 'impulses of change'³⁾.

Diese beiden Faktorgruppen unterscheiden sich durch die Dauer ihrer Einwirkung auf die Einkommensverteilung: Während die 'forces of change' in jeder Periode - also permanent - auf die Einkommensverteilung einwirken, nehmen die 'impulses of change' nur vorübergehend - also transitorisch - auf die Einkommen und deren Verteilung Einfluß⁴⁾.

Als Beispiele für die 'forces of change' führt Champernowne u.a. die Erbschaftsteuer und die (progressive) Einkommensteuer an⁵⁾. 'Impulses of change' können demgegenüber z.B. Kriege oder Konjunkturphasen (wie Boom oder Depression) sein⁶⁾.

1) vgl. Simon 1957, S.154 und S.162.

2) vgl. Steindl 1965, S.40.

3) vgl. Champernowne 1973, S.9.

4) vgl. ebenda, S.9 und S.77.

5) vgl. ebenda, S.78-79.

6) vgl. ebenda, S.166-167.

Champernowne geht davon aus, daß die kurzfristig starke Bedeutung der 'impulses of change' für die Einkommensverteilung langfristig durch die 'forces of change' abgeschwächt wird¹⁾. Als Folge ihres permanenten Wirkungscharakters führen die 'forces of change' laut Champernowne in der langfristigen Betrachtung unabhängig von der jeweiligen Anfangsverteilung prinzipiell die Konvergenz der Einkommensverteilung gegen einen Gleichgewichtszustand herbei. Die (exakte) Erreichung eines derartigen Endzustandes wird in realiter aber vor allem durch die Existenz der 'impulses of change' verhindert, da diese die Einkommensverteilung kurzfristig immer wieder von deren Gleichgewichtstrend abbringen²⁾. Als weitere Störkomponente kommt in der Realität noch hinzu, daß auch bei den 'forces of change' über die Zeit hinweg Änderungen im Grad der Verteilungsbeflussung auftreten³⁾.

Um nun den längerfristigen Charakter des skizzierten Gleichgewichtsprozesses der personellen Einkommensverteilung theoretisch abbilden zu können, bedient sich Champernowne eines Markoff-Ketten-Ansatzes. Dieser ist auf den oberen Einkommensbereich beschränkt⁴⁾, für den Champernowne die Pareto-Verteilung als eine gute Annäherung an das empirische Datenmaterial ansieht⁵⁾.

3.2.4.2. Darstellung

Damit der von Champernowne beschriebene stochastische Prozeß überhaupt längerfristigen Charakter haben kann, trifft Champernowne die vereinfachende Annahme, daß jeder verstorbene Einkommensempfänger durch genau einen neuen Einkommensbezieher - einen 'Erben' - ersetzt wird und umgekehrt ein Nachfahre nur ein einziges 'Erbe' bezieht. Hierdurch ist gesichert, daß a) die Anzahl der Einkommens-

1) vgl. Champernowne 1973, S.78.

2) vgl. ebenda, S.9-10.

3) vgl. ebenda, S.9-10 und S.79.

4) vgl. ebenda, S.174, bzw. Champernowne 1953, S.319. Anmerkung: In einer Modifikation seines Grundansatzes generiert Champernowne eine Pareto-Verteilung sowohl für den unteren als auch für den oberen Einkommensbereich. (vgl. Champernowne 1953, S.327-330). Eine Pareto-Verteilung für den unteren Einkommensbereich ist allerdings eine etwas ungewöhnliche Vorstellung (vgl. hierzu Lydall 1968, S.21). Die eben genannte Modell-Modifikation wird daher in dieser Arbeit nicht weiter angesprochen.

5) vgl. Champernowne 1953, S.318-319.

bezieher im Zeitablauf konstant bleibt und b) das jeweilige Einkommen gewissermaßen 'individuell' fortbesteht¹⁾.

Darüber hinaus teilt Champernowne die annahmegemäß (positiv-) unendlich vielen²⁾ Einkommensklassen derart ein, daß deren Breite geometrisch ansteigt. Die Einkommensklassen sind demnach beispielsweise so gestaffelt: 5000-10000 Geldeinheiten, 10000-20000 Geldeinheiten, 20000-40000 Geldeinheiten usw.³⁾

Des weiteren argumentiert Champernowne, daß relative Einkommensänderungen für unterschiedliche Einkommensgruppen auch verschieden ausfallen würden. Da er jedoch der Ansicht ist, daß für benachbarte Gruppen die relativen Einkommenseffekte (in etwa) gleich seien⁴⁾, besitzt das Gesetz des proportionalen Effektes in seinem Ansatz dennoch Geltung, und zwar für den von ihm betrachteten Bereich der höheren Einkommen⁵⁾. Die im Zeitablauf als konstant unterstellten⁶⁾ Übergangswahrscheinlichkeiten hängen deshalb nicht vom gegenwärtigen Einkommensniveau ab, sondern - laut Champernowne - nur von der Differenz des jeweiligen Überganges (d.h. von $j-i = u$):

$$(22) \text{Prob}_{ij} = \text{Prob}_{j-i} = \text{Prob}_u \quad 7)$$

Die in Gleichung (22) enthaltene Aussage stellt eine wesentliche Bedingung dafür dar, daß sich als Gleichgewichtsverteilung - zumindest asymptotisch - eine Pareto-Verteilung einstellt⁸⁾. Würde man die einzelnen Übergangswahrscheinlichkeiten hingegen von der Relation des jeweiligen Überganges abhängig machen - d.h. $\text{Prob}_{ij} = \text{Prob}_{j/i}$ -, ergäbe sich anstelle der Pareto-Verteilung als Gleichgewichtszustand eine Lognormalverteilung⁹⁾.

Zwischen den einzelnen Einkommensklassen soll weiterhin ein individueller Einkommensaufstieg nur um eine, ein Abstieg dagegen um n Klassen möglich sein. Für die Übergangswahrscheinlichkeiten gilt

1) vgl. Champernowne 1953, S.319-320.

2) vgl. ebenda, S.319.

3) vgl. ebenda, S.319.

4) vgl. Champernowne 1973, S.10 und S.98-99.

5) vgl. Shorrocks 1976a, S.568.

6) vgl. Champernowne 1953, S.321.

7) vgl. ebenda, S.320.

8) vgl. ebenda, S.324.

9) vgl. Aitchison/Brown 1957, S.109.

dann entsprechend:

$$(23) \text{ Prob}_{i,j} = \text{Prob}_u = 0, \text{ wenn } u > 1 \text{ oder } u < -n; \text{ bzw.}$$

$$(24) \text{ Prob}_{i,j} = \text{Prob}_u > 0, \text{ wenn } -n \leq u \leq 1. \quad 1)$$

Trotz der in (23) bzw. (24) enthaltenen restriktiven Annahmen gilt es zu berücksichtigen, daß Champernowne von positiv-unendlich vielen Einkommensklassen ausgeht und somit die Möglichkeit gegeben ist, daß die personelle Einkommensverteilung letztlich doch keinen Gleichgewichtszustand einnimmt. Dies liegt darin begründet, daß bei positiv-unendlich vielen Einkommensklassen Wechsel in stets höhere Einkommensklassen nicht auszuschließen sind. Aus diesem Grund muß eine Stabilitätsbedingung das Erreichen der gleichgewichtigen (Pareto-) Verteilung sichern²⁾.

Zu diesem Zweck führt Champernowne die Gleichung

$$(25) g(z) = \sum_{u=-n}^1 \text{Prob}_u \cdot z^{1-u} - z$$

ein und gelangt über deren erste Ableitung für $z = 1$ zu folgender Stabilitätsbedingung (Anmerkung: z ist eine von Champernowne nicht näher definierte Variable):

$$(26) g'(1) = - \sum_{u=-n}^1 \text{Prob}_u \cdot u > 0. \quad 3)$$

In Worten besagt Gleichung (26), daß der Erwartungswert in jeder Einkommensklasse für eine Änderung der individuellen Einkommensposition von einer Periode zur anderen negativ sein soll⁴⁾; d.h. unabhängig vom jeweiligen Ausgangs-Einkommensniveau soll in jeder Einkommensklasse jeweils im Durchschnitt eine Einkommensschumpfung zu erwarten sein⁵⁾.

Steindl hat versucht, der Stabilitätsbedingung (26) einen ökonomischen Sinn zu geben. Dabei nimmt er Bezug auf Champernownes oben angeführte Annahme, daß jeder verstorbene Einkommensempfänger durch genau einen neuen Einkommensbezieher ersetzt wird. Nach Steindl

1) vgl. Champernowne 1953, S.323.

2) vgl. Shorrocks 1976a, S.568, bzw. Champernowne 1953, S.324.

3) vgl. Champernowne 1953, S.324.

4) vgl. ebenda, S.324.

5) vgl. Steindl 1965, S.35.

ist dieser 'Austauschvorgang' im Regelfall mit einer Senkung der Summe der individuellen Einkommen innerhalb der betrachteten Volkswirtschaft gleichzusetzen, da die neuen Einkommensbezieher im Vergleich zu den ausgeschiedenen Individuen üblicherweise geringere Einkommen aufwiesen. Auf der anderen Seite wird aber durch den skizzierten Vorgang - unter der zusätzlichen Annahme, daß das Einkommen der jüngeren Erwerbspersonen gleichmäßiger verteilt ist als das der älteren Erwerbspersonen - der wachsenden Einkommensstreuung in der betreffenden Volkswirtschaft - analog zu den 'birth-and-death'-Ansätzen Rutherfords und Simons¹⁾ - entgegengewirkt²⁾.

Unter Berücksichtigung der gerade besprochenen Stabilitätsbedingung erhält man über die Auflösung der gleich Null gesetzten Gleichung (25) für die Anzahl der Einkommensbezieher in der Klasse A_j ($:= m_j$):

$$(27) \quad m_j = M \cdot (1-b) \cdot b^j.$$

In Gleichung (27) gibt M die Gesamtzahl von Einkommensbeziehern innerhalb einer Volkswirtschaft an; und b bezeichnet eine der beiden reellen, positiven Wurzeln der gleich Null gesetzten Gleichung (25) ($0 < b < 1$; die andere Wurzel ist im übrigen der Wert 1).

Unterstellt man nun, daß die proportionale Breite jeder Einkommensklasse durch den Faktor 10^h gegeben ist, ergibt sich für die untere Einkommensgrenze der Klasse A_j (wobei Y_{\min} den kleinsten Wert des betrachteten Gesamt-Einkommensbereiches darstellt):

$$(28) \quad Y_j = 10^{j \cdot h} Y_{\min} \quad \text{bzw. (nach Logarithmierung)}$$

$$(29) \quad \log Y_j = j \cdot h + \log Y_{\min}.$$

Durch entsprechende Aufsummation von (27) gewinnt man dann für die Anzahl der Personen, die ein Einkommen von Y_j und mehr beziehen ($:= N$):

$$(30) \quad N = M \cdot b^j \quad \text{bzw. (nach Logarithmierung)}$$

1) vgl. hierzu die S.26-30 dieser Arbeit.

2) vgl. Steindl 1965, S.36.

$$(31) \log N = \log M + j \cdot \log b.$$

Setzt man nun $\alpha := -(\log b)/h$ und $K := \log M + \alpha \cdot \log Y_{\min}$, folgt aus (29) und (31):

$$(32) \log N = K - \alpha \cdot \log Y_j.$$

Wie man unschwer erkennt, repräsentiert Gleichung (32) die exakte Pareto-Verteilung (als Gleichgewichtsverteilung)¹⁾.

Läßt man die bislang unterstellte - unrealistische - Annahme, daß ein einkommensbezogener Aufstieg nur um eine Klasse möglich sein soll, fallen und ersetzt sie durch die Annahme, daß ein Individuum eine (endliche) Anzahl von Einkommensklassen aufsteigen kann, ergibt sich als Gleichgewichtsverteilung - wie Champernowne zeigt - immerhin noch eine asymptotische Pareto-Verteilung²⁾.

3.2.4.3. Kritik

Steindl bemängelt an Champernownes Markoff-Ketten-Ansatz, daß der Faktor Zeit lediglich in diskreter Ausprägung vorkomme. Hierdurch könne nicht der Tatsache Rechnung getragen werden, daß das Einkommen bestimmter Berufsgruppen, wie etwa das von Rechtsanwälten oder anderer Geschäftsleute, nahezu während eines gesamten Jahres (Zufalls-) Schwankungen unterworfen sei³⁾. Wenn man bedenkt, daß die beispielhaft genannten Berufsgruppen (zumindest in einer Durchschnittsbetrachtung) dem oberen Einkommensbereich angehören und Champernownes Modell sich gerade auf diesen Bereich beschränkt, ist dies in der Tat ein Schwachpunkt des Champernowneschen Ansatzes.

Wie weiter oben dargelegt⁴⁾, ist für die Generierung der Pareto-Verteilung als (näherungsweise) Gleichgewichtszustand die Annahme, daß die Übergangswahrscheinlichkeiten unabhängig vom jeweiligen Einkommensniveau nur durch den jeweiligen Übergang $j-i = u$ bestimmt werden, von essentieller Bedeutung.

Sie impliziert, daß sich bei einer empirischen Überprüfung auf den einzelnen Diagonalen der Übergangsmatrix jeweils (in etwa) iden-

1) vgl. zu der skizzierten Herleitung der Pareto-Verteilung Champernowne 1953, S.325-326.

2) vgl. hierzu ebenda, S.330-334.

3) vgl. Steindl 1965, S.36.

4) vgl. S.32 dieser Arbeit.

tische Werte finden lassen müßten¹⁾. Eine derartige Überprüfung hat divergierende Resultate hervorgebracht: Während Shorrocks eine entsprechende Übereinstimmung der Diagonal-Werte - mit Ausnahme der obersten und der untersten Einkommensklasse - feststellt²⁾, konstatiert Osberg in einer anderen empirischen Studie - allerdings auf das Arbeitseinkommen bezogen - signifikant unterschiedliche Diagonal-Werte³⁾.

Ein weiterer, von Shorrocks stammender Kritikpunkt gegen Champernownes Ansatz ist gleichfalls empirischer Natur. Nach Shorrocks bringt die Berechnung einer Übergangsmatrix für zwei länger auseinander liegende Perioden auf der Basis eines Markoff-Prozesses 1.Ordnung eine systematische Unterschätzung der empirischen Hauptdiagonal-Werte mit sich (Anmerkung: Die Hauptdiagonal-Werte der Übergangsmatrix beziehen sich auf den Personenkreis, der während des zugrunde gelegten Zeitraums jeweils in seiner ursprünglichen Einkommensklasse verblieben ist)⁴⁾.

Shorrocks beschäftigt sich deshalb in einer Modifikation des Champernowneschen Modells mit einem Markoff-Prozeß 2.Ordnung⁵⁾.

3.2.4.4. Shorrocks' Modellerweiterung zu einem Markoff-Prozeß 2.Ordnung

In Shorrocks' Markoff-Ketten-Ansatz besitzen diejenigen Individuen, die zum Zeitpunkt $(t-1)$ der Einkommensklasse A_i angehörten und sich zum Zeitpunkt t in der Klasse A_j befinden, jeweils die gleiche Wahrscheinlichkeit für einen Übertritt in die Klasse A_k zum Zeitpunkt $(t+1)$ - und zwar unabhängig vom individuellen Einkommensverlauf vor $(t-1)$ ⁶⁾.

Hieraus ergibt sich bei Shorrocks eine weitere Abänderung des Champernowne-Modells: Das Gesetz des proportionalen Effektes bezieht sich bei Shorrocks nunmehr nur noch auf Individuen mit einem identischen Einkommenswachstum im Zeitraum $(t-1)$ bis t ⁷⁾.

1) vgl. Osberg 1977, S.210.

2) vgl. Shorrocks 1976a, S.569.

3) vgl. Osberg 1977, S.210-211.

4) vgl. Shorrocks 1976a, S.569.

5) vgl. ebenda, S.569-573. Zu einem weitgehend auf den Champernowneschen Annahmen aufbauenden Ansatz vgl. im übrigen auch Mandelbrot 1961, S.518-542. Verglichen mit Champernownes Modell bringt Mandelbrots Ansatz aber - aus ökonomischer Sicht - kaum neue inhaltliche Erkenntnisse; er ist vorrangig von statistischem Erkenntnisinteresse und wird daher hier nicht näher ausgeführt.

6) vgl. Shorrocks 1976a, S.569-570.

7) vgl. ebenda, S.570.

Wegen der bei Shorrocks zu betrachtenden Übergangssequenz $A_i \rightarrow A_j \rightarrow A_k$ gilt demnach für die - im Zeitablauf konstanten - Übergangswahrscheinlichkeiten Prob_{ijk} bei unterstellter Abhängigkeit von den Differenzen $(j-i)$ und $(k-j)$:

$$(33) \text{Prob}_{ijk} = \text{Prob}_{k-j}^{j-i} \quad 1)$$

Mit der - für kurze Zeitperioden und ausreichend große Klassenbreiten nicht ganz unrealistischen²⁾ - Annahme, daß ein Individuum im Laufe einer Periode nur um jeweils eine Klasse auf- bzw. absteigen kann³⁾, ergeben sich folgende Übergangsmatrizen⁴⁾:

- für die Einkommensklassen oberhalb der untersten Klasse:

$$\begin{array}{l} \text{zukünftiger Übergang} \\ (t \rightarrow t+1) \\ \begin{array}{ccc} -1 & 0 & +1 \end{array} \\ \left. \begin{array}{l} \text{vergangener} \\ \text{Übergang} \\ (t-1 \rightarrow t) \end{array} \right\} \begin{pmatrix} \text{Prob}_{-1}^{-1} & \text{Prob}_0^{-1} & \text{Prob}_{+1}^{-1} \\ \text{Prob}_{-1}^0 & \text{Prob}_0^0 & \text{Prob}_{+1}^0 \\ \text{Prob}_{-1}^{+1} & \text{Prob}_0^{+1} & \text{Prob}_{+1}^{+1} \end{pmatrix} \end{array}$$

- für die unterste Einkommensklasse:

$$\begin{array}{l} \text{zukünftiger Übergang} \\ (t \rightarrow t+1) \\ \begin{array}{cc} 0 & +1 \end{array} \\ \left. \begin{array}{l} \text{vergangener} \\ \text{Übergang} \\ (t-1 \rightarrow t) \end{array} \right\} \begin{pmatrix} 1-\text{Prob}_{+1}^{-1} & \text{Prob}_{+1}^{-1} \\ 1-\text{Prob}_{+1}^0 & \text{Prob}_{+1}^0 \end{pmatrix} \end{array}$$

1) vgl. Shorrocks 1976a, S.570.
 2) vgl. ebenda, S.571 (Fußnote 1).
 3) vgl. ebenda, S.571.
 4) vgl. ebenda, S.571.

Unter Beibehaltung der übrigen Annahmen Champernownes erhält Shorrocks letztlich - in Analogie zu Champernownes Vorgehensweise - als Gleichgewichtsverteilung (oberhalb der untersten Einkommensklasse) eine exakte Pareto-Verteilung¹⁾.

Es sei noch auf eine mögliche theoretische Fundierung des von Shorrocks entworfenen Markoff-Ketten-Modells 2.Ordnung hingewiesen: Friedmans permanente Einkommenshypothese²⁾ ist mit Shorrocks' Ansatz durchaus vereinbar. Wenn man ihr zufolge davon ausgeht, daß ein positives Einkommenswachstum in einer bestimmten Periode i.d.R. von einer großen transitorischen Komponente begleitet ist, folgt für die $Prob_{ijk}$ in Shorrocks' Modell, daß die Wahrscheinlichkeit für eine Aufwärtsbewegung zu einer höheren relativen Einkommensposition sich invers zu gegenwärtigen Rangänderungen verhält (et vice versa). Es gilt dann:

$$(34) \text{ Prob}_+^- > \text{ Prob}_+^0 > \text{ Prob}_+^+ \quad (\text{bzw. } \text{ Prob}_-^- < \text{ Prob}_-^0 < \text{ Prob}_-^+) \quad 3).$$

3.2.5. Weitere Anwendungsmöglichkeiten der rein stochastischen Prozeßtheorien

Im Gegensatz zu den bisher angeführten rein stochastischen Prozeßtheorien steht in den in diesem Abschnitt angesprochenen Ansätzen nicht so sehr die explizite Generierung einer Dichtefunktion für die personelle Einkommensverteilung (oder Teilabschnitte von ihr) im Mittelpunkt; vielmehr werden andere Eigenschaften des zugrunde gelegten stochastischen Prozesses stärker betont. Nach McCalls empirisch orientierten 'mover-stayer'-Modell wird in diesem Zusammenhang der normative Verteilungs-Ansatz Wagners besprochen.

3.2.5.1. McCalls empiristisches 'mover-stayer'-Modell⁴⁾

McCalls Ausgangshypothese lautet, daß nicht alle Individuen einer Volkswirtschaft in einen Markoff-Prozeß integrierbar seien. Es gäbe vielmehr innerhalb eines bestimmten Zeitraums immer einige Personen

1) vgl. Shorrocks 1976a, S.571-572.

2) vgl. Friedman 1957, S.11 und S.26 (vgl. in diesem Kontext auch S.25 dieser Arbeit).

3) vgl. Shorrocks 1976a, S.570.

4) vgl. hierzu McCall 1971, S.439-447 (vgl. auch die inhaltlich weitgehend deckungsgleiche Darstellung in McCall 1973, S.14-41).

(die sog. 'stayer'), die permanent - während des betrachteten Zeitraumes - in ein und derselben Einkommensklasse verblieben¹⁾).

Ihnen stehen in McCalls Ansatz die sog. 'mover' gegenüber, die innerhalb des zugrunde gelegten Zeitraumes die Einkommensklasse wenigstens einmal gewechselt haben. Während die 'stayer' eine Wahrscheinlichkeit von Eins haben, in der entsprechenden Einkommensklasse zu verbleiben, soll das (wahrscheinliche) Verhalten der 'mover' annahmegemäß einem Markoff-Prozeß 1. Ordnung folgen²⁾.

Geht man von zwei Einkommensgruppierungen aus³⁾ - und zwar von der Klasse der relativ niedrigen Einkommen (Klasse A_1) und der Klasse der verhältnismäßig hohen Einkommen (Klasse A_2) - ergibt sich folglich diese Einteilung: (1.) 'stayer' in Klasse A_1 , (2.) 'stayer' in Klasse A_2 und (3.) 'mover'⁴⁾.

Die für den modifizierten Markoff-Prozeß McCalls relevanten Übergangswahrscheinlichkeiten bestimmen sich folgendermaßen:

$$(35) \text{ Prob}_{ij} = \begin{cases} s_i + (1-s_i) p_{ij} & \text{für } i = j = 1, 2 \\ (1-s_i) p_{ij} & \text{für } i \neq j. \end{cases}$$

Während s_i in (35) den entsprechenden 'stayer'-Anteil in der Klasse A_1 bzw. in der Klasse A_2 angibt, symbolisiert p_{ij} das jeweilige Element der 'mover'-Matrix⁵⁾.

Der auf (35) aufbauenden empirischen Analyse McCalls liegen Daten der US-amerikanischen Social Security Administration aus den Jahren 1957 bis 1966 zugrunde⁶⁾. Mit Hilfe dieser Daten zeigt ein entsprechender Test McCalls, daß die jeweiligen 'stayer'-Anteile signifikant von Null verschieden sind, was man als eine Bestätigung der theoretischen 'mover-stayer'-Konzeption ansehen könnte⁷⁾.

1) vgl. McCall 1971, S.440.

2) vgl. ebenda, S.440.

3) Anmerkung: Da McCalls Modell primär empirischen Zwecken dient, existiert bei ihm noch eine dritte Einkommensklasse, in der sich die Personen befinden, deren Daten von der US-amerikanischen Social Security Administration für ein bestimmtes Jahr nicht erfaßt worden sind (vgl. hierzu McCall 1971, S.439-440).

4) vgl. McCall 1971, S.439-440.

5) vgl. ebenda, S.440.

6) vgl. ebenda, S.439.

7) vgl. ebenda, S.442-443 (für die männlichen Arbeitskräfte) bzw. S.445 (für die weiblichen Arbeitskräfte).

McCalls empirische Untersuchung ergibt ferner, daß die einzelnen 'mover'-Übergangsmatrizen während der betrachteten Jahre 1957 bis 1966 nicht gegen einen Gleichgewichtszustand konvergieren, was nach McCall auf die innerhalb des betreffenden Zeitraumes schwankenden Übergangswahrscheinlichkeiten der 'mover'-Übergangsmatrix zurückzuführen ist. So beträgt etwa die Wahrscheinlichkeit für einen Verbleib in Klasse A_1 - bei einer Obergrenze von 3000 Dollar für diese Klasse - für die im Jahre 1960 35-44 Jahre alten nicht-weißen Männer (weißen Männer) 1957 → 1958 0,74 (0,62), 1961 → 1962 0,68 (0,56) und 1965 → 1966 0,59 (0,52)¹⁾.

Die Nicht-Konstanz der Übergangswahrscheinlichkeiten wird bei McCall noch dadurch fundiert, daß mittels einer Regressionsanalyse (Probit-Schätzung) die Hypothese eines signifikanten Wachstumseinflusses auf die einzelnen Übergangswahrscheinlichkeiten für die Gruppe der männlichen Arbeitskräfte bestätigt wird. Demnach nehmen bei positivem Wirtschaftswachstum die Wahrscheinlichkeiten für einen Verbleib in Klasse A_1 bzw. für einen Wechsel von Klasse A_2 nach Klasse A_1 ab, während die Wahrscheinlichkeiten für einen Verbleib in Klasse A_2 bzw. für einen Wechsel von Klasse A_1 nach Klasse A_2 ansteigen²⁾.

3.2.5.2. Wagners normativer Ansatz

Normativen Gebrauch von den stochastischen Prozeßtheorien macht Wagner. Sein Ansatz basiert auf einem homogenen, diskreten Markoff-Prozeß 1. Ordnung. Die Konvergenz gegen einen Gleichgewichtszustand wird in Wagners Markoff-Ketten-Ansatz durch die Annahme gesichert, daß ein Auf- bzw. Abstieg in der Einkommenshierarchie nur um jeweils eine Klasse möglich sein soll. Hierdurch wird erreicht, daß die Übergangsmatrix neben der Hauptdiagonalen noch zwei weitere, unmittelbar links bzw. rechts von der Hauptdiagonalen liegende, mit positiven Elementen besetzte Diagonalen aufweist³⁾.

1) vgl. hierzu McCall 1971, S.443 (für die männlichen Arbeitskräfte; unter Einbeziehung der in Fußnote 3 auf S.39 dieser Arbeit genannten dritten Einkommensgruppe) bzw. S.444 (für die männlichen Arbeitskräfte; bei Herausrechnung der dritten Einkommensklasse) bzw. S.446 (für die weiblichen Arbeitskräfte; hier nur eine Berechnungsmethode, und zwar unter Einbeziehung der dritten Einkommensklasse).

2) vgl. ebenda, S.443-444.

3) vgl. Wagner 1978, S.144-145. Zu der genannten Konvergenz-Bedingung vgl. im übrigen nochmals S.16 dieser Arbeit.

Wegen der eben erwähnten Annahme hat die Übergangsmatrix \underline{p} folgendes Aussehen:

$$\underline{p} = \begin{pmatrix} 1-r & r & 0 & \dots & 0 \\ q\delta^{k-2} & 1-q\delta^{k-2}-r\delta & r\delta & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \dots & q\delta^{k-i-1} & 1-q\delta^{k-i-1}-r\delta^{i-1} & r\delta^{i-1} & \dots & 0 \\ \vdots & & \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots \\ 0 & \dots & 0 & 0 & q & \dots & 1-q \end{pmatrix}$$

Hierbei bedeuten:

q : Abwärtsmobilität in der höchsten Einkommensklasse;

r : Aufwärtsmobilität in der niedrigsten Einkommensklasse;

δ : der Faktor, mit dem die Aufwärtsmobilität erhöht und die Abwärtsmobilität vermindert wird;

k : Anzahl der Einkommensklassen.

Die vier genannten Parameter der Übergangsmatrix sind durch die nachfolgenden Restriktionen charakterisiert:

$$(36) \quad 0 < r\delta^{i-1} < 1, \quad 0 < q\delta^{k-i-1} < 1 \quad \text{mit } 1 \leq i \leq k-1 < \infty;$$

$$(37) \quad 0 < 1-r\delta^{i-1}-q\delta^{k-i-1} < 1 \quad \text{mit } 2 \leq i \leq k-1 < \infty. \quad 1)$$

Wagner gliedert nun den der personellen Einkommensverteilung zugrunde liegenden (stochastischen) Prozeß in das Prozeß-Ergebnis, d.h. in die letztlich zu beobachtende Verteilungsform, und in den Allokationsmechanismus, d.h. in den Weg, auf dem die letztlich beobachtbare Verteilungsform zustande kommt²⁾. Er beschäftigt sich in seinem Ansatz auf normativer Basis mit dem Allokationsmechanismus³⁾.

1) vgl. Wagner 1978, S.148.

2) vgl. ebenda, S.141.

3) vgl. ebenda, S.142.

Dies 'begründet' er u.a. so:

"People not only care about how much they receive, but also about the way they get their share." 1)

Als normativen Standard setzt Wagner das sog. 'Dynamic Equity Principle': Die Wahrscheinlichkeit für eine Einkommensverbesserung (Einkommensverschlechterung) soll negativ (positiv) mit dem gegenwärtigen Einkommen korreliert sein²⁾.

Anhand der auf S.41 abgebildeten Übergangsmatrix \underline{P} können nunmehr drei Fälle unterschieden werden:

- (1.) $\delta > 1$: Die Einkommensungleichheit wächst, da die Wahrscheinlichkeit für eine Einkommensverbesserung sich mit zunehmendem Einkommen erhöht, während die Wahrscheinlichkeit für eine Einkommensverschlechterung mit abnehmendem Einkommen ansteigt;
- (2.) $\delta = 1$: Das Gesetz des proportionalen Effektes gilt, was impliziert, daß die Übergangswahrscheinlichkeiten nur von der relativen Größe der Einkommensänderung abhängen;
- (3.) $\delta < 1$: Es findet eine Nivellierung der Einkommen statt ('regression towards the mean'), da die Wahrscheinlichkeit für eine Einkommensverbesserung sich mit abnehmendem Einkommen erhöht, während die Wahrscheinlichkeit für eine Einkommensverschlechterung mit zunehmendem Einkommen ansteigt³⁾.

Es stellt sich die Frage, welcher der drei Fälle das 'Dynamic Equity Principle' erfüllt. Ganz offensichtlich ist nur Fall (3.) mit dem von Wagner postulierten normativen Standard kompatibel⁴⁾.

3.2.6. Abschließende Bemerkungen zu den rein stochastischen Prozeßtheorien der personellen Einkommensverteilung

In Ergänzung zu den bei der Besprechung der einzelnen stochastischen Prozeßtheorien aufgeführten Kritikpunkten müssen an dieser Stelle noch weitere kritische Aspekte der genannten Theoriengruppe, die diese in ihrer Gesamtheit betreffen, angesprochen werden.

1) Wagner 1978, S.142 (im Original gesperrt gedruckt!).
2) vgl. ebenda, S.146.
3) vgl. ebenda, S.148-149.
4) vgl. ebenda, S.149.

Zu erwähnen wäre in diesem Zusammenhang beispielsweise, daß die Konvergenz gegen einen Gleichgewichtszustand in den herkömmlichen stochastischen Prozeß-Modellen ungewöhnlich lange Zeit benötigt¹⁾. Champernowne führt dies weitgehend auf die diesen Modellen immanente Annahme zurück, daß die einzelnen Zufallseinflüsse intertemporal unabhängig voneinander sein sollen²⁾.

Grundsätzlicherer Natur als das eben skizzierte Problem ist aber, daß die rein stochastischen Prozeßtheorien der personellen Einkommensverteilung im Grunde genommen ökonomisch inhaltsleer sind³⁾. Es ist mit ihrer Hilfe zwar immerhin möglich, real zu beobachtende Einkommensverteilungen über einen stochastischen Prozeß beschreibend abzubilden⁴⁾; darüber hinaus werden jedoch keine strukturellen Hinweise zur Entstehung und Verteilung der personellen Einkommen gegeben⁵⁾. So wird etwa in den Markoff-Ketten-Ansätzen das Zustandekommen der Übergangswahrscheinlichkeiten und deren unterstellte Konstanz nicht näher erläutert⁶⁾.

Dieser Mangel der rein stochastischen Prozeßtheorien ist möglicherweise dadurch bedingt, daß sie sich in ihrem Aufbau zu stark an ihren physikalischen Vorbildern orientieren, ohne dabei der größeren Instabilität sozialer Systeme im Vergleich zu naturwissenschaftlichen Vorgängen ausreichend Rechnung zu tragen⁷⁾.

Eine derartige Kritik trifft auch - oder: besonders - auf vereinzelt in der Literatur anzutreffende Entropie-Ansätze der personellen Einkommensverteilung zu⁸⁾. In Analogie zur Thermodynamik wird in diesen Modellen davon ausgegangen, daß die personelle Einkommensverteilung über die Zeit hinweg - unter bestimmten Nebenbedingungen - einem Zustand maximaler Entropie entgegenstrebe; es wird in diesen

1) vgl. Shorrocks 1975, S.631 (vgl. auch Brown 1976, S.83).

2) vgl. Champernowne 1973, S.201.

3) vgl. z.B. von Weizsäcker 1986, S.14-16, Ramser 1987, S.28, Pohmer 1985, S.22, Blümle 1975, S.51, oder Lydall 1979, S.236.

4) vgl. hierzu z.B. Wagner 1978, S.143, oder Champernowne 1978, S.115.

5) vgl. von Weizsäcker 1986, S.14.

6) vgl. Blümle 1975, S.51.

7) vgl. in diesem Zusammenhang - allgemein auf stochastische Prozeßtheorien im sozialwissenschaftlichen Bereich bezogen - Altschul/Biser 1954, S.27.

8) vgl. hierzu - allgemein auf den Bereich der Ökonomik bezogen - Capra 1988, S.446.

Ansätzen demzufolge implizit eine zeitbezogene Bewegung zu einer gleichmäßigeren Einkommensverteilung unterstellt¹⁾.

Der - mit dem geringen ökonomischen Inhalt einhergehenden - Suggestion der rein stochastischen Modelle, Einkommensveränderungen würden allein durch den Faktor Glück hervorgerufen, glaubt Taubman auf empirischer Basis entgegenzutreten zu können. Er führt - u.a. neben der Feststellung, daß die einzelnen Zufallseinflüsse in der Realität Heteroskedastizität aufwiesen - an, daß im Rahmen seines Regressionsansatzes das Bestimmtheitsmaß R^2 systematischer Komponenten wie Ausbildung, Fähigkeit, familiärer Hintergrund, nicht-pekuniäre Präferenzen u.ä. im Zeitablauf (1969 gegenüber 1955) gestiegen sei (um ca. vier Prozentpunkte)²⁾.

Taubmans Regressionsansatz wird aber den stochastischen Prozeßtheorien nicht gerecht, da in diesen gerade davon ausgegangen wird, daß es unmöglich sei, die systematischen Bestandteile der Einkommensbestimmung zu identifizieren³⁾. Shorrocks etwa vertritt die Auffassung, daß es zumindest umstritten sei, ökonomische Kausalzusammenhänge - wie in der Ökonometrie üblich - in einen systematischen Teil und einen Zufallsteil - wobei letzterer in der Bedeutung eines 'unerklärten' Residuums - aufzuspalten:

"While this is undoubtedly convenient for the purposes of empirical analysis, it is not clear why economic factors should necessarily operate in this way." 4)

Eine derartige Grundposition ist aber andererseits insofern nicht unproblematisch, als sie die stochastischen Prozeßtheorien gegen Falsifizierungsversuche im Grunde genommen immunisiert. Durch die Unbestimmtheit der einzelnen Einflußfaktoren ist an sich nur noch die theoretische Konsequenz derartiger Ansätze überprüfbar. Stimmt aber dann die theoretische Konsequenz nicht mit den empirischen

1) vgl. etwa die Ansätze von Mogridge 1972, S.9-42, Näslund 1978, S.305-309, oder Theil 1967, S.91-120 (zu einer Definition von Entropie vgl. z.B. Beer 1967, S.41).

2) vgl. Taubman 1975, S.141-142.

3) vgl. Shorrocks 1976b, S.92. Wie Taubman denkt im Übrigen auch Mincer bezüglich der stochastischen Prozeßtheorien in ökonometrischen Kategorien. Die stochastischen Einflußfaktoren setzt er - fälschlicherweise - mit dem 'unerklärten' Residuum der Regressionsanalyse gleich (vgl. hierzu Mincer 1970, S.4).

4) Shorrocks 1976b, S.92 (zu ähnlichen Bemerkungen vgl. Tintner 1971, S.26-27).

Fakten Überein, ist den Befürwortern der rein stochastischen Prozeßtheorien immer noch der Rückzug auf den Standpunkt möglich, daß die - unspezifizierten - Anwendungsbedingungen der Theorie in realiter nicht erfüllt gewesen seien!¹⁾

Aus diesem Grunde kann man Blinder zumindest partiell zustimmen, wenn er sagt:

"Assuming a stochastic mechanism, no matter how complex, to be the sole determinant of income inequality is to give up before one starts. It is antithetical to the mainstream of economic theory which seeks to explain complex phenomena as the end result of deliberate choices by decision-makers. (...) One would hope that economics could do better than that." 2)

3.3. Die Integration ökonomischer Elemente in stochastische Ansätze der personellen Einkommensverteilung.

Der Abschnitt 3.3. ist in zwei Teile untergliedert. Im ersten Teil wird auf die explizite Einbindung ökonomischer Elemente in stochastische Prozeßtheorien der personellen Einkommensverteilung Bezug genommen. Der zweite Teil ist dann Ansätzen gewidmet, denen keine mathematische Formulierung eines stochastischen Prozesses zugrunde liegt, die aber dennoch beträchtlich durch den Faktor Zufall geprägt sind.

3.3.1. Die explizite Ökonomisierung stochastischer Prozeßtheorien

Eine Möglichkeit, ökonomische Einflüsse ausdrücklich in stochastische Prozeßtheorien der personellen Einkommensverteilung zu integrieren, bietet sich, wenn man die Annahme aufgibt, die (logarithmischen) Zufallseinflüsse Z_t seien identisch verteilt bzw. die Übergangswahrscheinlichkeiten Prob_{ij} seien im Zeitablauf konstant³⁾.

Wie eine strukturelle Determination der Übergangswahrscheinlichkeiten im Rahmen eines Markoff-Modells der personellen Einkommensverteilung aussehen könnte, deutet Solow an, der Änderungen der Übergangswahrscheinlichkeiten - ohne Verlust der Konvergenz-Eigen-

1) vgl. Arnold 1979, S.24.

2) Blinder 1974, S.7.

3) vgl. Shorrocks 1975, S.636-637.

schaft des Prozesses - als Resultante völlig regelmäßiger Konjunkturschwankungen modelliert¹⁾.

Nicht im Zusammenhang mit der personellen Einkommensverteilung, sondern in bezug auf die Verteilung von Firmen - nach dem Kriterium Output - haben Newman/Wolfe einen Markoff-Ansatz entwickelt, in dem die Übergangswahrscheinlichkeiten als eine Funktion des Güterpreises aufgefaßt werden. Aus einer Erhöhung des volkswirtschaftlichen Güterpreisniveaus soll annahmegemäß eine Verbesserung der allgemeinen Profitlage resultieren, was wiederum im Newman-/Wolfe-Modell zur Folge hat, daß sich die Wahrscheinlichkeiten für einen Übertritt in eine höhere Output-Klasse erhöhen (et vice versa)²⁾.

Ein die genannte theoretische Linie verfolgendes, recht anschauliches stochastisches Modell mit ökonomischem Bezug hat Shorrocks entworfen. Es wird beispielhaft in Abschnitt 3.3.1.1. dargestellt. Ihm folgt in Abschnitt 3.3.1.2. ein (mikro-)ökonomisch vergleichsweise fundierterer Ansatz von Pestieau und Possen.

Obwohl sich beide Ansätze auf die individuelle Vermögensakkumulation beziehen³⁾, ist eine knappe Behandlung beider Modelle an dieser Stelle von Interesse, nicht zuletzt auch deswegen, weil sich das individuelle Besitzeinkommen - eine der Komponenten des Gesamteinkommens - aus dem individuellen Vermögensbestand herleiten läßt.

3.3.1.1. Shorrocks' Warteschlangen-Modell der individuellen Vermögensakkumulation

In Shorrocks' Warteschlangen-Modell sind die einzelnen Vermögensbezieher einer Volkswirtschaft im Hinblick auf den Erwerb bzw. den Verlust einer zusätzlichen Vermögenseinheit - innerhalb eines bestimmten Zeitraumes - in einer bestimmten Reihenfolge - einer 'Warteschlange' - angeordnet⁴⁾.

Die Wahrscheinlichkeit für den Erwerb einer zusätzlichen Vermögenseinheit V im Zeitintervall $[t, t + \Delta t]$ ist in Shorrocks' Ansatz

1) vgl. Solow 1951, S.333.

2) vgl. Newman/Wolfe 1962, S.55.

3) Zu anderen stochastischen Ansätzen der personellen Vermögensverteilung vgl. im übrigen Sargan 1957, S.568-590, oder Wold/Whittle 1957, S.591-595.

4) Zu einem recht anschaulichen Beispiel für einen Warteschlangen-Prozeß vgl. Cox/Miller 1977, S.8-12.

durch den Ausdruck $(\tilde{b}(t) \cdot V + \tilde{a}(t)) \cdot \Delta t + O(\Delta t)$ gegeben¹⁾. Hierbei kennzeichnet $O(\Delta t)$ Terme mit der Eigenschaft, schneller gegen Null als Δt zu konvergieren. Die Wahrscheinlichkeit, mehr als eine Vermögenseinheit in dem betrachteten Zeitintervall akkumulieren zu können, soll annahmegemäß vernachlässigenswert klein sein²⁾.

Der Wahrscheinlichkeit für den Erwerb einer zusätzlichen Vermögenseinheit in Δt steht die Wahrscheinlichkeit für den Verlust einer Vermögenseinheit in Δt gegenüber, die Shorrocks mit $\tilde{d}(t) \cdot V \cdot \Delta t + O(\Delta t)$ angibt³⁾. Analog zu oben soll auch im Verlust-Fall gelten, daß die Wahrscheinlichkeit für den Verlust von mehr als einer Vermögenseinheit unbedeutend ist⁴⁾.

Wie aus den beiden Bestimmungsgleichungen der Übergangswahrscheinlichkeiten hervorgeht, bezieht sich in Shorrocks' Ansatz das Gesetz des proportionalen Effektes nur auf die Variablen $\tilde{b}(t)$ und $\tilde{d}(t)$: Nur diese beiden Variablen bedingen proportionale Änderungen des individuellen Vermögens im Vergleich zum Vermögensbestand in t . Inhaltlich könnte man \tilde{b} und \tilde{d} demnach beispielsweise als Vermögenseffekte von Faktoren wie Zinserträgen, Wertzuwächsen einzelner Vermögensbestandteile (im Falle von \tilde{b}) oder Wertminderungen einzelner Vermögensbestandteile (im Falle von \tilde{d}) deuten.

Im Gegensatz zu \tilde{b} und \tilde{d} bewirkt die Variable $\tilde{a}(t)$ eine Vermögensakkumulation, die unabhängig vom vorhandenen individuellen Vermögen in t vonstatten geht. Man könnte \tilde{a} deshalb z.B. als den Vermögenseffekt der aus dem individuellen Arbeitseinkommen in t hervorgehenden Ersparnis interpretieren⁵⁾.

Wie ersichtlich geworden sein dürfte, hängen die Größen \tilde{a} , \tilde{b} und \tilde{d} jeweils vom Parameter t (d.h. von der Zeit) ab: Sie können demnach in Abhängigkeit von t variieren. Dies bedeutet, daß auch die jeweiligen Übergangswahrscheinlichkeiten im Zeitablauf nicht konstant sind, sondern sich über die Zeit hinweg verändern⁶⁾.

1) vgl. Shorrocks 1975, S.632 und S.637.

2) vgl. ebenda, S.632.

3) vgl. ebenda, S.632 und S.637.

4) vgl. ebenda, S.632.

5) vgl. ebenda, S.632.

6) vgl. ebenda, S.637.

Es läßt sich nun zeigen, daß auch ein solcherart modifiziertes stochastisches Modell - unter bestimmten Bedingungen - gegen eine Gleichgewichtsverteilung konvergieren kann¹⁾. Im Unterschied zum Fall mit konstanten Übergangswahrscheinlichkeiten kann sich nunmehr aber die Gleichgewichtsverteilung ihrerseits im Zeitablauf ändern²⁾.

Hieraus wird ersichtlich, daß die Einbeziehung ökonomischer Elemente in stochastische Prozeßtheorien zum Verlust der - mathematisch beeindruckenden - stabilen Gleichgewichtszustände führen kann³⁾.

3.3.1.2. Ein mikroökonomischer Ansatz der personellen Vermögensverteilung von Pestieau und Possen

Der mikroökonomische Ansatz der personellen Vermögensverteilung von Pestieau und Possen bedient sich des Gesetzes des proportionalen Effektes. Mit dessen Hilfe wird für die Vermögensverteilung im Laufe von Generationen die Konvergenz gegen eine Lognormalverteilung erreicht⁴⁾.

Der Einfachheit halber unterstellen Pestieau und Possen, daß ein Individuum nur zwei Perioden lang lebe. Dieses Individuum, das der Generation i angehört, bezieht ein Anfangsvermögen in Höhe von $V_{i,0}$, das - gewissermaßen als Proxy-Variable z.B. für Ausbildung - zusammen mit den (innerhalb einer Volkswirtschaft ungleich verteilten) individuellen Fähigkeiten b in die Bestimmung des individuellen Arbeitseinkommens der ersten Periode (d.h. in $t = 0$) eingeht. Das individuelle Arbeitseinkommen ist durch den Ausdruck $Y_{i,0} = k \cdot V_{i,0} \cdot b$ beschreibbar (Anmerkung: k ist hier ein Skalierungsfaktor)⁵⁾.

Das individuelle Vermögen am Ende der ersten Periode ergibt sich folglich durch die Summe aus Anfangsvermögen und Arbeitseinkommen abzüglich des Konsums der ersten Periode ($:= CON_{i,0}$). Annahm gemäß soll nun von dem Vermögen der ersten Periode ein Anteil

1) vgl. Shorrocks 1975, S.637-639.

2) vgl. ebenda, S.639.

3) vgl. ebenda, S.637.

4) vgl. hierzu Pohmer 1985, S.37, bzw. Pestieau/Possen 1979, S.761.

5) vgl. Pestieau/Possen 1979, S.762.

(1-a) in eine sichere Vermögensanlage und ein Anteil a in eine riskante Anlage investiert werden, wobei die erwartete Ertragsrate der riskanten Anlage ($:= e$) größer als die Rendite der sicheren Anlage ($:= r$) sein soll¹⁾.

Berücksichtigt man noch, daß das Vermögen in der zweiten Periode (d.h. in $t = 1$) in eigenen Konsum $CON_{i,1}$ und in Vermögen für die Erben $V_{i,1}$ aufgeteilt wird²⁾, ergibt sich folgende intertemporale Budgetbeschränkung:³⁾

$$(38) V_{i,1} = (V_{i,0} + k \cdot V_{i,0} \cdot b - CON_{i,0}) \cdot [a \cdot (1+e) + (1-a) \cdot (1+r)] - CON_{i,1}$$

bzw.

$$(39) V_{i,1} + CON_{i,1} = (V_{i,0} + k \cdot V_{i,0} \cdot b - CON_{i,0}) \cdot [a \cdot (1+e) + (1-a) \cdot (1+r)]$$

Des Weiteren unterstellen Pestieau und Possen, daß jedes Individuum die gleiche (Cobb-Douglas-) Nutzenfunktion maximieren wolle:

$$(40) U = (CON_{i,0})^{\Phi} \cdot (CON_{i,1})^{\Psi} \cdot (V_{i,1})^{\chi} \rightarrow \max.! \quad 4)$$

Die Maximierung von (40) - unter der Nebenbedingung (38) bzw. (39) - ergibt für das optimale individuelle Vermögen am Ende von $t = 1$:

$$(41) V_{i,1} = [a \cdot (1+e) + (1-a) \cdot (1+r)] (1+k \cdot b) V_{i,0} \left[\frac{\chi}{\Phi + \Psi + \chi} \right]. \quad 5)$$

Unter der zusätzlichen Annahme einer Bevölkerungswachstumsrate von $(1+m)$ und einer gleichmäßigen Aufteilung von (41) auf die jeweiligen Nachfahren kann die Vermögensverteilung der Generation $(i+1)$ aus derjenigen der Generation i abgeleitet werden⁶⁾. Es gilt:

$$(42) V_{i+1,1} = V_{i,1} \cdot (1+\zeta_{i+1})$$

mit $(1+\zeta_{i+1}) := \left[\frac{1}{(1+m)} \right] \cdot [a \cdot (1+e) + (1-a) \cdot (1+r)] \cdot (1+k \cdot b) \cdot \left[\frac{\chi}{\Phi + \Psi + \chi} \right]$ ⁷⁾.

Nach Logarithmierung von (42) erhält man:

$$(43) \log V_{i+1,1} = \log V_{i,1} + \log (1+\zeta_{i+1}) \quad \text{bzw.}$$

1) vgl. Pestieau/Possen 1979, S.762.

2) vgl. ebenda, S. 762.

3) vgl. Pohmer 1985, S.37, bzw. Pestieau/Possen 1979, S.763.

4) vgl. Pestieau/Possen 1979, S.763.

5) vgl. Pohmer 1985, S.37, bzw. Pestieau/Possen 1979, S.763.

6) vgl. Pestieau/Possen 1979, S.763-765.

7) vgl. Pohmer 1985, S.38, bzw. Pestieau/Possen 1979, S.765.

$$(44) \log V_{i+1,1} = \log V_{0,1} + \sum_{t=1}^{i+1} \log (1 + \xi_t). \quad 1)$$

Wie erkennbar, stimmt (44) mit dem Gesetz des proportionalen Effektes überein. Geht man von einer unabhängigen Verteilung von $\log (1 + \xi_t)$ aus, gewinnt man über den Zentralen Grenzwertsatz für die personelle Vermögensverteilung - nach ausreichend vielen Generationen (präzise: $i \rightarrow \infty$) - eine Lognormalverteilung²⁾.

Die Quellen der Randomness des vorliegenden Ansatzes sind zum einen die Unsicherheit bezüglich des Ertrages der riskanten Vermögensanlage und zum anderen die Unsicherheit bezüglich der (ungleichen) Verteilung der individuellen Fähigkeiten³⁾.

3.3.2. Alternative stochastische Ansätze der personellen Einkommensverteilung

Dem zuletzt behandelten Modell von Pestieau und Possen inhaltlich recht ähnlich sind zwei nachfolgend besprochene Ansätze. In ihnen wird zwar - wie schon mehrfach betont - kein stochastischer Prozeß beschrieben (zumindest nicht mathematisch-explizit); nichtsdestotrotz kommt in ihnen dem Faktor Zufall ein nennenswerter Verteilungseinfluß zu.

In concreto handelt es sich hierbei um die Modelle Thurows und Friedmans⁴⁾.

3.3.2.1. Thurows Ansatz der personellen Einkommensverteilung

Thurows Ansatz der personellen Einkommensverteilung⁵⁾ gliedert sich in zwei (unabhängige) Teile: a) in eine 'job-competition'-Theorie zur Erklärung der Arbeitseinkommensverteilung und b) in einen 'random-walk'-Ansatz zur Erklärung der Besitzeinkommensverteilung⁶⁾.

Diese beiden Teile werden anschließend in der genannten Reihenfolge erläutert.

1) vgl. Pestieau/Possen 1979, S.765.

2) vgl. ebenda, S.765.

3) vgl. ebenda, S.761.

4) Zu deren Einstufung als nicht-deterministisch vgl. im übrigen auch - bezogen auf Friedman - Blinder 1974, S.7, Arnold 1979, S.27-28, und Pohmer 1985, S.38, sowie - bezogen auf Thurow - Klanberg 1981, S.20.

5) Anmerkung: Thurows Analyse ist stark auf die Volkswirtschaft der USA zugeschnitten. Es muß an dieser Stelle offen bleiben, inwieweit Thurows Ansatz auch auf andere Volkswirtschaften zutrifft.

6) vgl. Sahota 1977, S.738.

a) Der 'job-competition'-Ansatz

In Thurows mikroökonomischem 'job-competition'-Modell konkurrieren die Arbeitnehmer nicht auf der Basis des Lohnsatzes, sondern vielmehr über persönliche Charakteristika wie Schulausbildung, angeborene Begabungen usw. um die verfügbaren Arbeitsplätze¹⁾.

Thurow begründet dies damit, daß die Arbeitnehmer die für einen bestimmten Beruf (und die hiermit verbundene Karriere²⁾) erforderlichen Voraussetzungen vom Bildungssystem her nicht mitbrächten und erst über on-the-job-training vermittelt bekommen müßten³⁾.

Die Kosten der berufsbezogenen Ausbildung werden **annahmegemäß** überwiegend vom Arbeitgeber aufgebracht⁴⁾. Dieser wird auf Kostenminimierung bedacht sein und sich daher den oben erwähnten, individuellen Charakteristika gewissermaßen als Kostenindikatoren bedienen. Über diese Indikatoren bringt er in Thurows Modellwelt die einzelnen Stellenbewerber untereinander in eine bestimmte Reihenfolge. Es entsteht unter den Stellenbewerbern eine Warteschlange (die sog. 'labor queue'). Eine freie Stelle wird schließlich an den Arbeitnehmer vergeben werden, der sich in der Warteschlange ganz vorne befindet und daher aus der Sicht des Arbeitgebers die geringsten Einarbeitungskosten erwarten läßt⁵⁾.

An dieser Stelle kommt - aus der Perspektive des Arbeitnehmers - der Faktor Zufall ins Spiel, da unter den verschiedenen Arbeitgebern unterschiedliche Präferenzen im Hinblick auf die Gewichtung der verschiedenen Charakteristika bestehen und die jeweilige Präferenzordnung vom einzelnen Arbeitnehmer im vorhinein kaum **antizipierbar** ist. Dessen Teilnahme am Arbeitsmarkt gleicht somit der Teilnahme an einer Lotterie⁶⁾.

Die bisherigen Ausführungen könnten den Gedanken nahegelegt haben, daß allein die Form der Warteschlange die Verteilung des Arbeitsinkommens bestimme. Dem ist jedoch nicht so. Bei Thurow wird die

1) vgl. Thurow 1975, S.75 und S.86 (vgl. auch Brinkmann 1984, S.239, Klanberg 1981, S.20, oder Sahota 1977, S.738).

2) Anmerkung: Thurow versteht den Begriff 'job' als eine "(...) lifetime sequence of jobs rather than as a specific job with a specific employer" (Thurow 1975, S.76).

3) vgl. Thurow 1975, S.76 und S.78 (vgl. auch Brinkmann 1984, S.239).

4) vgl. Thurow 1975, S.91 (vgl. auch Brinkmann 1984, S.240).

5) vgl. Thurow 1975, S.87 (vgl. auch Brinkmann 1984, S.240, Klanberg 1981, S.20, oder Sahota 1977, S.738).

6) vgl. Thurow 1975, S.91-92.

Verteilung des Arbeitseinkommens in erster Linie durch die - in Thurows Ansatz exogen vorgegebene - Verteilung der Arbeitsplätze determiniert¹⁾.

Wird etwa eine homogene Gruppe von Arbeitskräften - d.h. eine Gruppe mit identischen Trainingskosten - über eine heterogene Arbeitsstellen-Anordnung hinweg verteilt, folgt, daß die einzelnen Arbeitnehmer per Zufall auf die verschiedenen Berufe aufgeteilt werden. Dies wiederum hat für die Arbeitskräfte (i.d.R.) unterschiedliche Trainingsquanten und divergierende Arbeitseinkommen zur Konsequenz²⁾.

An dieser Stelle ist aber darauf hinzuweisen, daß Thurow erkennt, daß job-competition in der Realität - ebenso wie Lohnkonkurrenz (also: wage-competition) - nicht in reiner Form vorkommt³⁾. Aus diesem Grunde trifft die nachfolgende Kritik Brinkmanns nur bedingt zu.

Nach Brinkmann ist Thurows Ausgangsthese, die Arbeitsanbieter erlangten ihre berufsspezifischen Fähigkeiten erst nach Eintritt in das Erwerbsleben, durch die zum Teil nicht-berufsbezogene Ausbildung an den Colleges und Universitäten in den USA eher gerechtfertigt als beispielsweise in der Bundesrepublik Deutschland. Allerdings gelte dies auch in den USA nur für einige bestimmte Bereiche⁴⁾.

b) Der 'random-walk'-Ansatz

Hinsichtlich der überaus rechtsschiefen Vermögensverteilung vertritt Thurow die Auffassung, daß sie weitgehend das Ergebnis der sog. schnellen Vermögensbildung sei⁵⁾. Unter schneller Vermögensbildung versteht Thurow - im Unterschied zur neoklassischen Vorstellung, beharrliche Ersparnisbildung sei die Voraussetzung zur Erlangung von Vermögen⁶⁾ - den Erwerb von Vermögen in verhältnismäßig kurzer Zeit. Als ein Indiz für die schnelle Vermögensbildung führt Thurow an, daß in den USA sehr reiche Personen in recht kurzer

1) vgl. Thurow 1975, S.94.

2) vgl. ebenda, S.123.

3) vgl. ebenda, S.75-76.

4) vgl. Brinkmann 1984, S.240.

5) vgl. Thurow 1975, S.154.

6) Zu Thurows Auseinandersetzung mit der neoklassischen Vermögentheorie vgl. vor allem Thurow 1975, S.131-140.

Zeit sehr viel Geld akkumuliert hätten. Dies sei unmöglich mit der (neoklassischen) Doktrin der geduldrigen Vermögensbildung vereinbar¹⁾.

Um den Prozeß des schnellen Vermögenserwerbs analysieren zu können, gliedert Thurow den Kapitalmarkt in zwei Teilmärkte auf: a) in den Markt für physische Investitionen (auf dem Fabriken, Druckmaschinen usw. gehandelt werden) und b) in den Finanzmarkt (auf dem Aktien, Schuldverschreibungen usw. gehandelt werden)²⁾.

Nach Thurow ist es für den realen (US-) Kapitalmarkt charakteristisch, daß sich die realen Renditen wesentlich - und zum Teil langandauernd - voneinander unterscheiden. Diese Divergenz führt Thurow in erster Linie darauf zurück, daß die (US-) Unternehmen ihre intern gebildeten Finanzmittel i.d.R. in ihrem eigenen Industriebereich und nicht in anderen Industrien investierten³⁾, selbst dann nicht, wenn die eigene Investitionsrendite (weit) unter dem nationalen Durchschnittswert läge⁴⁾. Als Grund hierfür nennt er wettbewerbliche Beschränkungen (in den USA) wie hohe Markteintrittsschranken oder wie das fehlende Spezialwissen der (US-) Führungskräfte über Anlagemöglichkeiten in anderen Branchen⁵⁾.

Die wegen des eben skizzierten Ungleichgewichtes auf dem realen Kapitalmarkt erzielten (hohen) Gewinne ermöglichen nun über ihre Kapitalisierung auf dem Finanzmarkt die schnelle Bildung von Vermögen⁶⁾. Ex ante sind dabei die erwarteten Ertragsraten von Finanzinvestitionen der gleichen Risikoklasse identisch; da jedoch die Kursentwicklung der Wertpapiere zufallsbedingt ist (sog. 'random-walk'), fallen die Ertragsraten ex post auseinander. Der Kapitalisierungsprozeß auf dem Finanzmarkt gleicht demnach einer Lotterie, bei der die einzelnen Teilnehmer nicht mehr verlieren können als sie eingesetzt haben, bei der sie aber ein Vielfaches ihres Einsatzes gewinnen können⁷⁾.

Da die 'Gewinner' der großen Vermögenswerte schließlich - im Nor-

1) vgl. Thurow 1975, S.130-131 (vgl. auch Thurow 1981, S.160).

2) vgl. Thurow 1975, S.143 (vgl. auch Thurow 1981, S.160-161).

3) vgl. Thurow 1975, S.143-146 (vgl. auch Thurow 1981, S.161-162).

4) vgl. Thurow 1981, S.162.

5) vgl. Thurow 1975, S.147 (vgl. auch Thurow 1981, S.162).

6) vgl. Thurow 1975, S.148-149 (vgl. auch Thurow 1981, S.161, oder Sahota 1977, S.738).

7) vgl. Thurow 1975, S.150-151 (vgl. auch Thurow 1981, S.163).

malfall - ihre erworbenen Wertpapierbestände diversifizieren werden, bleiben diese Vermögenswerte und damit die äußerst rechtsschiefe Vermögensverteilung auch bei einem eventuell eintretenden Gleichgewicht auf dem realen Kapitalmarkt erhalten¹⁾.

3.3.2.2. Friedmans Ansatz der personellen Einkommensverteilung

Friedmans Modell der personellen Einkommensverteilung ist dem 'random-walk'-Ansatz Thurows zumindest nicht unähnlich²⁾.

Nach Friedman stehen jedem Individuum bestimmte, sein späteres Einkommen betreffende Wahlhandlungen offen. Dabei ist bedeutsam, daß die einzelnen Handlungsalternativen unter Unsicherheit ausgewählt werden müssen. Annahmegemäß sollen die Wahrscheinlichkeitsverteilungen für das Einkommen aus den einzelnen (unterschiedlich risikanten) Handlungsalternativen im vorhinein bekannt sein³⁾.

Friedmans Ansatz kann man demnach - vereinfacht - so verstehen, als ob jedes Individuum über ein bestimmtes Grundeinkommen verfüge und darüber hinaus die Möglichkeit besäße, an einer Lotterie teilzunehmen⁴⁾. Über die Teilnahme an der Lotterie entscheidet die individuelle Nutzenfunktion, die die jeweilige Risikoneigung zum Ausdruck bringt⁵⁾. Friedman unterscheidet in diesem Zusammenhang zwischen der Gruppe der Risikoaversiven und der Gruppe der Risikofreudigen⁶⁾.

Die unterschiedliche Risikoneigung kann sich u.a. bei der Berufswahl manifestieren: Während risikoscheue Individuen zur Wahl eines 'sicheren' Arbeitsplatzes (z.B. im Öffentlichen Dienst) tendieren werden, werden risikofreudige Individuen eher höhere Verdienstmöglichkeiten in Verbindung mit einem 'unsicheren' Arbeitsplatz anstreben⁷⁾.

Das höhere Risiko der gewählten Alternativen drückt sich bei den risikofreudigen Individuen in einer größeren Einkommensstreuung im Vergleich zu den risikoscheuen Personen aus. Gleichzeitig muß man aber davon ausgehen, daß das Durchschnittseinkommen der Risikofreu-

1) vgl. Thurow 1975, S.151-152 (vgl. auch Thurow 1981, S.163).

2) vgl. Sahota 1977, S.738 (vgl. in diesem Kontext auch den human-kapitaltheoretisch fundierten Ansatz von Levhari/Weiss 1974, S.951-961).

3) vgl. Friedman 1953, S.278 (vgl. auch Sahota 1978, S.10).

4) vgl. Friedman 1953, S.284 (vgl. auch Blinder 1974, S.7).

5) vgl. Friedman 1953, S.285 (vgl. auch Blinder 1974, S.7).

6) vgl. Friedman 1953, S.283 (vgl. auch Sahota 1978, S.10).

7) vgl. Dieckheuer 1980, S.36-37.

digen über dem der Risikoaversiven liegen wird. Die Differenz zwischen den beiden Durchschnittseinkommen ist gewissermaßen als Risikoprämie aufzufassen¹⁾.

Setzt man - wie allgemein üblich - die Gruppe der Risikofreudigen mit den Selbständigen und die Gruppe der Risikoaversiven mit den Unselbständigen gleich, lassen sich die gemachten Aussagen auch empirisch untermauern²⁾.

Unter der weiteren - realistischen - Annahme, daß der Anteil der Risikofreudigen an der Summe aller Wirtschaftssubjekte verhältnismäßig klein ist, läßt sich zeigen, daß auch bei jeweils symmetrischer Einkommensverteilung der beiden Risikogruppen eine rechtsschiefe Gesamtverteilung entsteht³⁾ (siehe hierzu Abbildung 4). Bei Friedman ergibt die vertikale Addition der - (ohne nähere Begründung!⁴⁾) als normalverteilt angenommenen - Einkommen der beiden Risikogruppen eine lognormale Gesamtverteilung⁵⁾.

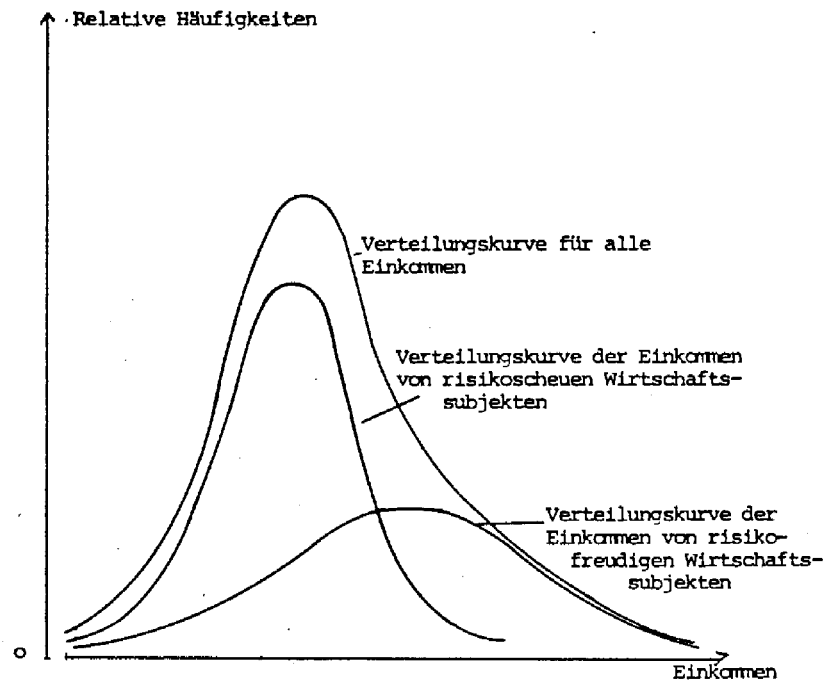


Abbildung 4⁶⁾: Die personelle Einkommensverteilung risikoscheuer und risikofreudiger Individuen sowie die resultierende Gesamtverteilung des personellen Einkommens

- 1) vgl. Friedman 1953, S.288-289 bzw. S.284-286 (vgl. auch Dieckheuer 1980, S.37).
- 2) vgl. Dieckheuer 1980, S.37.
- 3) vgl. Friedman 1953, S.288-289 bzw. S.284-286 (vgl. auch Dieckheuer 1980, S.37).
- 4) vgl. hierzu die Kritik in Arnold 1979, S.28-29.
- 5) vgl. Friedman 1953, S.289 (Fußnote 20).
- 6) Quelle: Dieckheuer 1980, S.38.

3.3.3. Abschließende Bemerkungen zu den stochastischen Theorien mit ökonomischem Gehalt

Die in Abschnitt 3.3. untersuchten Theorien wurden bewußt nach den in Abschnitt 3.2. behandelten rein stochastischen Ansätzen der personellen Einkommensverteilung eingeordnet, um zu demonstrieren, daß eine Einbindung ökonomischer Elemente in stochastische Theorien der personellen Einkommens- bzw. Vermögensverteilung möglich ist. Die Theorien des Abschnittes 3.3. sind damit prinzipiell vom Vorwurf der ökonomischen Inhaltslosigkeit befreit.

Auf der anderen Seite bleibt in der genannten Theoriengruppe der Zufall weiterhin ein wesentlicher Beeinflussungsfaktor der personellen Einkommens- bzw. Vermögensverteilung. Arnold kritisiert dann auch, daß hierdurch - analog zu den rein stochastischen Ansätzen - empirische Widerlegungsversuche weitgehend verhindert würden¹⁾.

Betrachtet man sich im Übrigen die in Abschnitt 3.3. vorgestellten Ansätze, so fällt auf, daß die Vermögens- bzw. die Besitzeinkommensverteilung im Vordergrund steht. In der Tat scheint die Akkumulation von risikobehaftetem Kapital ein sinnvolles Forschungsfeld für stochastische (Prozeß-) Theorien zu sein, da hier vermutlich Zufallseffekte - trotz der ökonomischen Erwägungen bei der Wahl des optimalen Portfolios - eine hervorstechende Rolle spielen²⁾.

1) vgl. Arnold 1979, S.29.

2) vgl. Blinder 1974, S.7-8.

4. Multifaktorielle Ansätze der personellen Einkommensverteilung

Im vergangenen Kapitel wurde auf Ansätze Bezug genommen, die die personelle Einkommensverteilung in hohem Maße durch den Faktor Zufall bestimmt sahen. Besonders hervorstechend in diesem Zusammenhang waren die rein stochastischen Prozeßtheorien. In ihnen werden strukturelle Verteilungseinflüsse nicht herausgearbeitet; das individuelle Einkommen der Periode $(t+1)$ wird vielmehr in reduzierter Form aus dem Einkommen der Periode t abgeleitet.

Im Unterschied zu den rein stochastischen Prozeßtheorien werden im vorliegenden Kapitel solche Ansätze vorgestellt, in denen **systematische** Einflüsse zur Erklärung des individuellen Einkommens und dessen Verteilung explizit herangezogen werden. Es sind dabei Modelle ausgewählt worden, die für die Untersuchung der personellen Einkommensverteilung mehrere Erklärungsvariablen benutzen. Derartige Ansätze werden als multifaktorielle Theorien der personellen Einkommensverteilung bezeichnet¹⁾.

Da Zufallseinflüsse realistischerweise in der einen oder anderen Form bei der Bestimmung der personellen Einkommensverteilung eine Rolle spielen, erscheint eine Einbeziehung des Faktors Zufall in Mehrfaktoren-Modelle notwendig. Folglich werden nachstehend Theorien, die den Zufall ignorieren, nicht explizit angesprochen²⁾.

4.1. Einleitende Bemerkungen zu den multifaktoriellen Ansätzen der personellen Einkommensverteilung

Die Entwicklung multifaktorieller Ansätze der personellen Einkommensverteilung ist vor dem Hintergrund zu sehen, daß Einfaktoren-Theorien wie z.B. der Humankapitalansatz die in realiter zu beobachtende Einkommensvarianz nur unzureichend zu erklären vermögen³⁾. So ermittelt etwa Mincer - ein Exponent des Humankapitalansatzes - ein Bestimmtheitsmaß R^2 von maximal ca. 50% für den Zusammenhang zwischen dem Arbeitseinkommen und der Erklärungs-

1) vgl. hierzu Grüske 1985, S.50.

2) Dementsprechend werden multifaktorielle Ansätze wie z.B. der von Brinkmann 1981, S.88-92, in dieser Arbeit nicht näher erläutert.

3) vgl. Grüske 1985, S.48, oder Wagner 1981, S.168-169.

variablen Ausbildung¹⁾. Andere Autoren setzen den Erklärungswert des Humankapitalansatzes noch niedriger an. Thurow etwa nennt für den oben angeführten Zusammenhang ein Bestimmtheitsmaß R^2 von maximal 20-30%²⁾.

Die geringe Erklärungskraft der Einfaktoren-Modelle hatte die theoretische Zusammenführung von Erklärungsfaktoren wie Beruf, Ausbildung, Alter, Region, Fähigkeiten usw. im Rahmen eines eigenständigen (multifaktoriellen) Modells zur Konsequenz³⁾.

In den solcherart entstandenen Multifaktor-Theorien finden sich stochastische Elemente entweder a) dadurch, daß die einzelnen Erklärungsfaktoren selbst als Zufallsvariablen aufgefaßt werden, oder b) dadurch, daß die erklärenden Variablen als deterministisch angesehen werden und der von ihnen nicht erklärte Teil der Einkommensgleichung als Zufallsglied berücksichtigt wird⁴⁾.

Die unter a) genannte Einbeziehung stochastischer Elemente in multifaktorielle Erklärungsansätze ist im Regelfall dann von besonderer Relevanz, wenn die rechtsschiefe Form der empirischen Einkommensverteilung auf der Basis einer Multifaktor-Theorie modellhaft generiert werden soll. Üblicherweise wird dabei ein Weg beschritten, den ein 1950 präsentiertes Modell von Roy⁵⁾ vorgezeichnet hat. Es sei deshalb an dieser Stelle kurz vorgestellt, ehe dann in den nachfolgenden Abschnitten dieses Kapitels auf einige multifaktorielle Theorien der personellen Einkommensverteilung eingegangen wird.

In Roys Ansatz wird zunächst die Prämisse aufgestellt, das (Arbeits-) Einkommen eines Arbeiters spiegele dessen erbrachtes Produktionsergebnis wider⁶⁾. Das Produktionsergebnis eines Arbeiters führt Roy auf die individuellen Fähigkeiten Schnelligkeit, Genauigkeit und Ausdauer zurück, die in der betreffenden Volkswirtschaft allesamt symmetrisch verteilt sein sollen. Dabei sollen das Produktionsergebnis durch die Anzahl der fehlerfrei gefertigten Produkte pro Arbeitstag, die Schnelligkeit durch die Zahl der pro Stunde gefertigten Produkte, die Genauigkeit durch den Anteil der fehlerfrei

1) vgl. Mincer 1976, S.146.

2) vgl. Thurow 1981, S.167.

3) vgl. in diesem Zusammenhang auch die älteren ökonometrischen (Eingleichungs-) Modelle von Adams 1958, S.390-398, und von Hill 1959, S.357-370.

4) vgl. Lydall 1979, S.255-256, und Lydall 1968, S.122-123.

5) vgl. Roy 1950, S.490-494.

6) vgl. ebenda, S.490.

gefertigten Produkte und die Ausdauer durch die geleisteten Arbeitsstunden pro Arbeitstag repräsentiert werden¹⁾.

Mit dieser Präzisierung der Größen Produktionsergebnis, Schnelligkeit, Genauigkeit und Ausdauer ergibt sich folgender Zusammenhang (dessen Korrektheit durch Kürzen überprüfbar ist):

$$(45) \frac{\text{Fehlerfreie Produkte}}{\text{Arbeitstag}} = \frac{\text{Gefertigte P.}}{\text{A.-Stunde}} \cdot \frac{\text{Fehlerfreie P.}}{\text{Gefertigte P.}} \cdot \frac{\text{A.-Stunde}}{\text{A.-Tag}}$$

bzw.

$$(46) \text{Produktionsergebnis} = \text{Schnelligkeit} \cdot \text{Genauigkeit} \cdot \text{Ausdauer.} \quad 2)$$

Es läßt sich nun - natürlich unter der Annahme, daß die von den einzelnen Arbeitern gefertigten Produkte homogen sind³⁾ - zeigen, daß das Produktionsergebnis trotz der symmetrischen Fähigkeiten-Verteilungen eine rechtsschiefe Verteilung aufweist, was - wegen des unterstellten positiven Zusammenhanges zwischen Output und (Arbeits-) Einkommen - zugleich eine rechtsschiefe (Arbeits-) Einkommensverteilung bedeutet⁴⁾.

Dieses Ergebnis ist auf die multiplikative Verknüpfung der drei Fähigkeiten Schnelligkeit, Genauigkeit und Ausdauer zurückzuführen und über den Zentralen Grenzwertsatz - in Analogie zum in Kapitel drei beschriebenen Vorgehen - ableitbar. Die Anwendung des Zentralen Grenzwertsatzes ist hier trotz nur dreier (unabhängig, identisch verteilter) Zufallsvariablen statthaft, da man sich vorstellen kann, daß die drei genannten Zufallsgrößen ihrerseits wieder von hinreichend vielen 'Unter'-Faktoren beeinflusst werden⁵⁾.

4.2. Multifaktorielle Ansätze zur Erklärung der Arbeitseinkommensverteilung

Nachfolgend sollen multifaktorielle Modelle vorgestellt werden, die sich auf die Erklärung der Arbeitseinkommensverteilung beschränken. Zunächst wird dabei in Abschnitt 4.2.1. ein Ansatz von Taubman

1) vgl. Roy 1950, S.490-491.

2) vgl. Blümle 1975, S.52.

3) vgl. Roy 1950, S.490.

4) vgl. ebenda, S.491-492.

5) vgl. ebenda, S.492.

präsentiert, in dem die Zusammenhänge zwischen den einzelnen Erklärungsfaktoren des Arbeitseinkommens vergleichsweise rudimentär herausgearbeitet werden. Den Hauptgegenstand der Taubmanschen Analyse bildet indes die empirische Überprüfung, welchen quantitativen Anteil die einzelnen Faktoren an der Entstehung von Arbeitseinkommen haben.

Der anschließend in Abschnitt 4.2.2. dargestellte Ansatz von Atkinson untersucht die Zusammenhänge zwischen einzelnen Erklärungsvariablen des Arbeitseinkommens intensiver als Taubman, ist darüber hinaus aber auch mehr an der Bestimmung der Höhe des individuellen Arbeitseinkommens als an der Generierung einer bestimmten Dichtefunktion des Arbeitseinkommens orientiert.

Letzteres ist das Hauptanliegen des Lydall-Ansatzes, der in Abschnitt 4.2.3. wiedergegeben wird. Zusätzlich ergänzt Lydall die vorstehenden Ansätze um (möglicherweise) relevante Erklärungsfaktoren, so daß sein Modell sinnvollerweise den Abschluß von Abschnitt 4.2. bildet.

4.2.1. Taubman

4.2.1.1. Theoretische Grundkonzeption

In Taubmans Ansatz wird das individuelle Arbeitseinkommen letztendlich als das Resultat mehrerer, miteinander gekoppelter Fähigkeiten angesehen. Der Begriff Fähigkeit ist bei Taubman recht weitgespannt. Er umfaßt Fähigkeiten kognitiver Art ebenso wie z.B. solche affektiver oder physischer Natur¹⁾.

Die verschiedenen Fähigkeiten eines Individuums trennt Taubman ihrerseits wieder in eine genetische und in eine umweltbedingte Komponente²⁾.

Greift man sich etwa aus dem Fähigkeiten-Katalog die kognitive Fähigkeit **Intelligenz** heraus, so scheinen empirische Untersuchungen darauf hinzudeuten, daß der genetische Intelligenz-Anteil den umweltbedingten überwiegt³⁾. So kann man z.B. feststellen, daß eineiige Zwillinge, die recht bald nach der Geburt getrennt wurden

1) vgl. Taubman 1981, S.109.

2) vgl. ebenda, S.110.

3) vgl. z.B. Jencks 1973, S.104.

und in unterschiedlichen Familien aufwachsen, bei Intelligenzmessungen in etwa gleich abschneiden. Intelligenztests mit getrennt aufgewachsenen einiigen Zwillingen haben üblicherweise einen Korrelationskoeffizienten von ca. 0,8 hervorgebracht¹⁾.

Im Zeitablauf scheint indes die Umwelt-Komponente zumindest einiger Fähigkeiten an Bedeutung zu gewinnen, und zwar über den Faktor Ausbildung. Als Lerninstitutionen nennt Taubman hierbei neben der Schule u.a. die Familie und den Arbeitsplatz²⁾.

Bei alledem gilt es aber die Umsetzung der erworbenen Fähigkeiten in die beruflichen Anforderungsmuster zu beachten. Konkret heißt dies: Bestimmte Fähigkeiten können in einigen Berufen äußerst wertvoll, in anderen hingegen völlig wertlos sein³⁾. Die einzelnen Fähigkeiten spielen dabei - nach Taubman - die Rolle eines Indikators, der dem Arbeitgeber bestimmte Qualitäten des betreffenden Individuums anzeigt und etwa bei der Einstellungs- oder der Beförderungsentscheidung von Relevanz ist⁴⁾.

Die Transformierung der individuellen Fähigkeiten in Arbeitseinkommen wird schließlich laut Taubman noch von einem weiteren Faktor geprägt, und zwar von den sog. nicht-pekuniären Erträgen. Ein nicht-pekuniärer Ertrag kann z.B. aus erhöhter Freizeit bestehen, die - im Rahmen eines individuellen Nutzenkalküls - entgangenes monetäres Arbeitseinkommen möglicherweise aufwiegt⁵⁾.

4.2.1.2. Empirische Befunde

Taubmans (auf den Bemerkungen des Abschnittes 4.2.1.1. aufbauender) empirischer Regressionsansatz gründet sich auf die sog. NBER-TH-Stichprobe, die sich aus ca. 5100 Männern zusammensetzt, die 1943 in den USA im Rahmen des 'Pilot, Bombardier, and Navigator Programme' freiwillig in der Armee dienten. Da nur Personen aus der oberen Hälfte der gemessenen Intelligenzquotienten-Verteilung den Dienst in der US-Armee aufnehmen durften, ist die genannte Stichprobe nicht unbedingt als repräsentativ für die US-Bevölkerung einzustufen⁶⁾.

1) vgl. den Überblick in Carter 1976, S.104-106.

2) vgl. Taubman 1981, S.110-111.

3) vgl. ebenda, S.108.

4) vgl. ebenda, S.116.

5) vgl. ebenda, S.118.

6) vgl. Taubman 1976, S.194.

Als Datengrundlage dienen in den einzelnen multifaktoriellen Regressionen im wesentlichen Umfragen, die an den oben genannten Personenkreis in den Jahren 1955 und 1969 gerichtet wurden¹⁾.

Die empirische Analyse zeigt, daß der Faktor Ausbildung - sowohl in qualitativer als auch in quantitativer Hinsicht - einen signifikanten Einfluß auf das Arbeitseinkommen ausübt, dieser aber nicht viel größer als der der Variablen kognitive Fähigkeiten ist²⁾.

Interessant ist in diesem Zusammenhang, daß die unabhängigen Effekte der Ausbildung und der kognitiven Fähigkeiten auf das Arbeitseinkommen geringer sind als die Effekte des Gemisches aus Familienhintergrund, individueller Grundeinstellung und nicht-pekuniären Präferenzen³⁾.

Trotz der Vielzahl der einbezogenen Variablen waren die gefundenen Bestimmtheitsmaße jedoch jeweils relativ niedrig. Für das Arbeitseinkommen der Jahre 1955 und 1969 betragen sie 0,19 bzw. 0,32; für das logarithmierte Arbeitseinkommen der betreffenden Jahre waren sie nur unbedeutend größer (0,20 bzw. 0,33)⁴⁾.

Diese geringen Werte deuten angesichts der Vielzahl an einbezogenen unabhängigen Variablen möglicherweise darauf hin, daß der Einfluß der Determinante Zufall (der sich zumindest im Störglied der Regressionsgleichung widerspiegelt) relativ groß ist. Eine andere Interpretation der niedrigen Bestimmtheitsmaße wäre, daß bestimmte, schwer meßbare, aber für die Einkommenserzielung gleichsam bedeutsame Variablen wie bestimmte Charaktereigenschaften u.ä. nicht in den Regressionsgleichungen enthalten waren⁵⁾.

4.2.2. Atkinson

4.2.2.1. Die Grundstruktur des Modells

Wie bereits erwähnt, ist **Atkinsons multifaktorieller** Ansatz weniger an der Generierung einer Dichtefunktion des Arbeitseinkommens als vielmehr an der Erklärung des individuellen Arbeitseinkommensniveaus

1) vgl. Taubman 1976, S.194.

2) vgl. ebenda, S.208.

3) vgl. ebenda, S.208.

4) vgl. ebenda, S.212.

5) vgl. Phelps Brown 1977, S.312 (vgl. in diesem Zusammenhang auch Jencks 1973, S.259-260).

orientiert. Gleichwohl spricht Atkinson Aspekte der individuellen Einkommensungleichheit explizit an¹⁾.

Eine zentrale Funktion in Atkinsons Modell übt die Institution Familie aus. So setzen sich die für die Arbeitseinkommenserzielung - entweder unmittelbar oder über den Umweg Ausbildung - benötigten (gemessenen) Fähigkeiten wie etwa Intelligenz zum einen aus der genetischen Mitgift elterlicher Fähigkeiten zusammen und werden zum anderen durch das häusliche Milieu, in dem das betreffende Individuum aufwächst, mitgeprägt²⁾.

Das familiäre Umfeld eines Individuums wirkt darüber hinaus direkt auf dessen Schulausbildung ein. Als ein Beispiel hierfür können motivationale Anreize der Eltern für das Kind zur Erreichung bestimmter schulischer Leistungen genannt werden³⁾. Neben dieser immateriellen Komponente gilt es zusätzlich die materielle Seite des familiären Hintergrundes zu berücksichtigen. Eine bessere finanzielle Ausstattung durch die Eltern - eventuell noch mit einer höheren Kreditwürdigkeit bei Kreditinstituten gekoppelt - befähigt Kinder reicherer Eltern, mit einer geringeren Ertragsrate des im Zeitablauf erworbenen Humankapitals im Vergleich zu Kindern ärmerer Eltern auszukommen. Letztere haben verstärkt eigene finanzielle Lasten während der Ausbildungsphase zu tragen. Dies führt dazu, daß sie später in der Erwerbsphase vergleichsweise hohe Humankapital-Ertragsraten erzielen müssen, um ihren eigenen finanziellen Aufwand zu amortisieren⁴⁾.

Die bedeutende Rolle des familiären Hintergrundes wird schließlich - nach Atkinson - auch daran deutlich, daß von ihm direkte Wirkungen auf das Arbeitseinkommen ausgehen. In diesem Zusammenhang können etwa beispielhaft elterliche 'Beziehungen' angeführt werden⁵⁾.

Dieser von Atkinson angesprochene direkte Arbeitseinkommens-Einfluß des familiären Umfeldes steht im übrigen humankapitaltheoretischen Auffassungen konträr gegenüber, da Befürworter des Humankapitalansatzes dem Familienhintergrund üblicherweise nur indirekte Einkommenseffekte über die Variable Ausbildung zubilligen⁶⁾. In der

1) vgl. hierzu Atkinson 1983b, S.78-85.

2) vgl. ebenda, S.79 und S.80.

3) vgl. Atkinson 1983a, S.118.

4) vgl. ebenda, S.116-118.

5) vgl. ebenda, S.118.

6) vgl. Atkinson 1983b, S.79.

Tat scheint es - trotz der insgesamt ungenügenden empirischen Fundierung¹⁾ - nicht ganz unbegründet zu sein, die direkten Arbeits-einkommenseffekte des Familienhintergrundes als unbedeutend **im** Vergleich zu dessen indirekten Effekten einzustufen²⁾.

Neben dem Familienhintergrund bildet die Variable Diskriminierung eine weitere, mögliche Ursache für Einkommensungleichheit im Atkinson-Ansatz. Die Einkommenswirkungen von Diskriminierung können dabei sowohl indirekter als auch direkter Natur sein³⁾. Ein indirekter Einfluß wäre etwa die Nichtzulassung bestimmter sozialer Gruppen für 'höhere' Bildungswege; ein direkter Einfluß könnte z.B. über die Einstellungspolitiken von Firmen greifen, durch die bestimmte Gesellschaftsgruppen bewußt benachteiligt würden.

Nachdem die Grundmerkmale des Atkinson-Modells herausgearbeitet wurden, ist darauf hinzuweisen, daß die einzelnen Modell-Variablen allesamt Zufallseinflüssen unterliegen⁴⁾. Als ein Beispiel hierfür könnte man den Vorgang der genetischen Vererbung von Fähigkeiten anführen: Zwar können die relevanten Gene eines Individuums nur vom Vater und von der Mutter stammen; darüber hinaus ist aber ex ante nicht voraussagbar, welche elterlichen Gene exakt an das Kind weitergegeben werden⁵⁾.

Insgesamt beschreibt Atkinson das Wirken des Faktors Zufall folgendermaßen:

"(...) at all stages of the process the outcome may be influenced by chance events. A person in the top 1 per cent of the earnings distribution may have no superior abilities, may have left school at the earliest possible age, and may have no family advantages - he (or she) just may have happened to be in the right place at the right time." 6)

Die nachstehend auf S.65 ~~wid~~erergebene Abbildung verdeutlicht die von Atkinson unterstellten Zusammenhänge (Anmerkung: Die Pfeile geben die jeweilige Wirkungsrichtung an).

-
- 1) vgl. Atkinson 1983b, S.85.
 - 2) vgl. Psacharopoulos 1981, S.14.
 - 3) vgl. Atkinson 1983b, S.79.
 - 4) vgl. ebenda, S.79.
 - 5) vgl. hierzu Meade 1975, S.361.
 - 6) Atkinson 1983a, S.122.

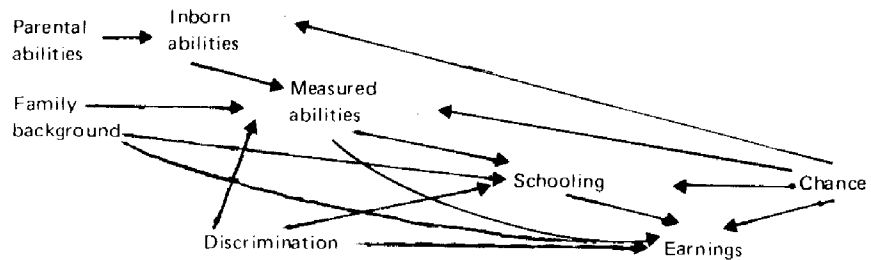


Abbildung 5¹⁾: Atkinsons Multifaktor-Modell

4.2.2.2. Ergänzende Bemerkungen

An dieser Stelle seien noch knapp zwei mögliche Erweiterungen des in Abbildung 5 dargestellten Atkinson-Modells angesprochen, die Atkinson in einem ähnlichen Zusammenhang vorgenommen hat:

- (1.) Die Erklärungsvariable Ausbildung wird über die Schulphase hinaus um das on-the-job-training erweitert, wobei der Ertrag des on-the-job-trainings - wegen der mit steigendem Alter abnehmenden Investitionen in on-the-job-training - negativ mit dem Alter korreliert sein soll²⁾;
- (2.) Die Variable Fähigkeiten wird auf (nicht-meßbare) Fähigkeiten wie Persönlichkeit, Charakter u.ä. ausgedehnt, die möglicherweise direkten Einfluß auf das Arbeitseinkommen nehmen und dieses u.U. stärker als die gemessenen - vorwiegend kognitiven - Fähigkeiten beeinflussen³⁾.

Schließlich gilt es auch noch festzuhalten, daß das oben abgebildete Modell im Grunde genommen (unrealistischerweise) von einer unendlich elastischen Arbeitsnachfrage ausgeht. Dies bedeutet: Im in Abschnitt 4.2.2.1. skizzierten Modell wird das Arbeitseinkommen allein durch individuelle Arbeitsangebots-Charakteristika bestimmt⁴⁾.

1) Quelle: Atkinson 1983b, S.79.
2) vgl. Atkinson 1983a, S.107-108.
3) vgl. ebenda, S.120.
4) vgl. Atkinson 1983b, S.84.

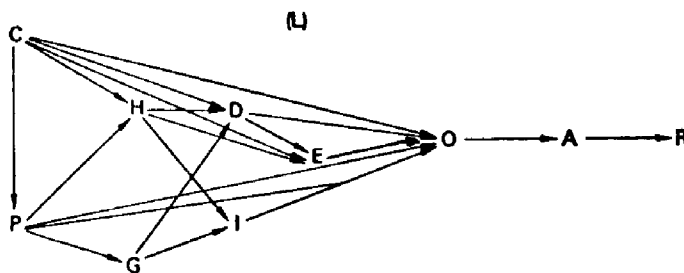
4.2.3. Lydall

4.2.3.1. Vorbemerkung

Lydalls Multifaktor-Modell liegt die Zielsetzung zugrunde, die empirische Arbeitseinkommensverteilung theoretisch zu generieren. Hierzu teilt Lydall - unter Vernachlässigung des unteren Arbeitseinkommensbereiches - den Arbeitseinkommensbereich in zwei Teilabschnitte auf: Für den mittleren Bereich will er eine Lognormalverteilung, für den oberen Bereich eine Pareto-Verteilung ableiten¹⁾.

Zur Ableitung dieser beiden Verteilungstypen bedient sich Lydall in seinem Ansatz folgender Faktoren: den kognitiven Fähigkeiten (vor allem Intelligenz), den nicht-kognitiven Fähigkeiten (d.h. dem sog. D-Faktor), der Schul- bzw. Vollzeit-Ausbildung, dem Beruf, dem Alter und dem Grad der Verantwortlichkeit in Führungspositionen²⁾. Alle diese Faktoren können von zufälligen Ereignissen überlagert werden, die entweder permanent oder nur transitorisch auf das individuelle Arbeitseinkommen einwirken³⁾. Hinzu kommt noch, daß die Variablen Schulbesuch und (kognitive bzw. nicht-kognitive) Fähigkeiten jeweils lediglich - nach Lydall - als Ausdruck anderer Faktoren wie Erbanlagen, Familienherkunft und Kulturkreis angesehen werden können⁴⁾.

Abbildung 6 vermittelt einen Eindruck über die im Lydall-Ansatz unterstellten Zusammenhänge (Die Pfeile geben den jeweiligen Wirkungszusammenhang an).



-Abbildung 6⁵⁾: Lydalls Multifaktor-Modell

- 1) vgl. hierzu Lydall 1968, S.71.
- 2) vgl. Lydall 1981, S.134 bzw. S.137.
- 3) vgl. ebenda, S.134-135.
- 4) vgl. ebenda, S.134.
- 5) Quelle: ebenda, S.137.

Legende zu Abbildung 6¹⁾:

- C: Kulturelle Einflüsse;
- P: Elterliche Charakteristika (genetischer und kultureller Art, inklusive sozio-ökonomischer Status);
- G: Genetische Mitgift;
- H: Häusliche Umwelt;
- I: Kognitive Fähigkeiten (Intelligenz);
- D: Nicht-kognitive Fähigkeiten (D-Faktor);
- E: Schulbesuch bzw. Vollzeit-Ausbildung;
- O: Beruf;
- A: Alter (stellvertretend u.a. für Erfahrung, on-the-job-training, altersabhängige Einflüsse auf den Gesundheitszustand usw.);
- R: Verantwortung (Hierarchie-Effekt);
- L: Zufall bzw. Glück (sowohl transitorisch als auch permanent).

4.2.3.2. Die Verteilungsdeterminanten des mittleren Arbeitseinkommensbereiches

Mit Ausnahme der Variablen Verantwortung (R) sind - Lydall zufolge - alle in Abbildung 6 aufgeführten Faktoren für die Verteilungserklärung des mittleren Arbeitseinkommensbereiches von Relevanz. Hierbei argumentiert Lydall, daß es wahrscheinlicher sei, von einem multiplikativen als von einem additiven Zusammenwirken der einzelnen Variablen auszugehen. Für den mittleren Arbeitseinkommensbereich läßt sich mit dieser Annahme über den Zentralen Grenzwertsatz - in Übereinstimmung mit der auf den S.58-59 beschriebenen Vorgehensweise von Roy - eine rechtsschiefe (Lognormal-) Verteilung generieren. Hinzu kommt, daß eine Tendenz zur Rechtsschiefe der Arbeitseinkommensverteilung über eine - nach Lydall vorhandene - rechtsschiefe Verteilung einiger Faktoren erzeugt wird²⁾.

Die rechtsschiefe Verteilung von Bestimmungsfaktoren der Arbeitseinkommensverteilung sei nachfolgend - im Begründungszusammenhang Lydalls - anhand der Variablen Intelligenz, D-Faktor und Schulausbildung illustriert.

1) vgl. Lydall 1981, S.137.

2) vgl. ebenda, S.138, oder Lydall 1979, S.255.

a) Intelligenz

Nicht zuletzt aufgrund von Ergebnissen der Zwillingsforschung¹⁾ kann davon ausgegangen werden, daß sich Intelligenz in hohem Maße durch eine genetische Komponente konstituiert. Wie Lydall anführt, wird in diesem Zusammenhang von Psychologen üblicherweise unterstellt, daß sehr viele Gene unabhängig voneinander zur Intelligenz-Bildung beitragen. Mit der weiteren Annahme eines additiven Wirkungszusammenhangs zwischen den einzelnen Genen kann dann über den Zentralen Grenzwertsatz eine Normalverteilung der (genetischen) Intelligenz abgeleitet werden²⁾.

Der Versuch, mit den genannten Annahmen eine Normalverteilung der (genetischen) Intelligenz herzuleiten, gründet sich aber weniger auf empirische Erkenntnisse, sondern ist vielmehr das Resultat von Analogieschlüssen. Da einige physische Charakteristika wie etwa die individuelle Körpergröße als normalverteilt gelten können, glaubt man, diese Verteilungsform auch auf die Intelligenz übertragen zu können³⁾. Wie zweifelhaft derartige Analogieschlüsse jedoch sind, wird daran deutlich, daß etwa das Körpergewicht von Individuen nicht normalverteilt ist!⁴⁾

Neben der genetischen Vererbung wird Intelligenz - wie schon mehrfach erwähnt⁵⁾ - auch durch Umwelteinflüsse - wenn auch vermutlich in schwächerem Maße - geprägt. Nach Lydall kann man davon ausgehen, daß die Umwelteinflüsse der Intelligenz weitgehend den sozio-ökonomischen Status der Eltern widerspiegeln. Da dieser (in den meisten Ländern) laut Lydall stark asymmetrisch verteilt ist, kann man für die Umwelteinflüsse der Intelligenz ebenfalls eine (rechts-) schiefe Verteilung ableiten⁶⁾.

Somit resultiert selbst mit der - zweifelhaften - Annahme einer normalverteilten genetischen Intelligenz insgesamt eine (rechts-) schiefe Intelligenz-Verteilung⁷⁾.

-
- 1) vgl. hierzu die Erörterungen auf den S.60-61 dieser Arbeit im Zusammenhang mit eineiigen Zwillingen, die getrennt aufgewachsen sind.
 - 2) vgl. Lydall 1968, S.72 (vgl. in diesem Zusammenhang auch ein recht einfaches Modell der genetischen Intelligenz-Vererbung in Carter 1976, S.106-108).
 - 3) vgl. Lydall 1968, S.72-73.
 - 4) vgl. hierzu ebenda, S.73, oder Roy 1950, S.491.
 - 5) vgl. etwa S.60 dieser Arbeit.
 - 6) vgl. Lydall 1968, S.75.
 - 7) vgl. ebenda, S.76.

Die eben skizzierten theoretischen Erwägungen scheinen mit der Empirie nicht in Einklang zu stehen, da Intelligenz-Tests eine Normalverteilung der Intelligenz(-Quotienten) nahelegen. Derartigen Tests ist indes mit Vorsicht zu begegnen: Vielfach ist nämlich schon ihre Konzeption auf eine Normalverteilung hin angelegt. Durch eine Änderung der Test-Anforderungen ist es ohne weiteres möglich, eine asymmetrische Intelligenz-Verteilung in eine symmetrische zu transformieren¹⁾.

b) Der D-Faktor

Wie die Intelligenz ist nach Lydall auch der sog. D-Faktor durch genetische und umweltbedingte Einflüsse determiniert. Hinzu kommen kulturelle Einwirkungen²⁾.

Der D-Faktor umfaßt nicht-kognitive Fähigkeiten wie Persönlichkeit oder Charakter, die ihrerseits wiederum durch eine ganze Palette von Elementen zusammengesetzt sind. Man kann etwa folgenden Elemente nennen: Durchsetzungsvermögen, Fleiß, Initiative, Motivation, Entschlossenheit, Hartnäckigkeit, Ehrgeiz, Bereitschaft zu harter Arbeit³⁾, Bereitschaft zur Übernahme von Risiko oder Fähigkeit zur Zusammenarbeit mit anderen Leuten⁴⁾.

Gewissermaßen ein Vorläufer⁵⁾ des Lydallschen D-Faktors ist McClellands Hypothese, daß die individuelle Bereitschaft zur Übernahme von Leistung eine wesentliche Determinante des wirtschaftlichen Wachstums sei⁶⁾. Nach McClelland weisen Individuen mit einer hohen Leistungsmotivation drei Hauptmerkmale auf: (1.) das Streben nach persönlicher Verantwortung, (2.) die Tendenz, sich bescheidene (erreichbare) Leistungsziele zu setzen⁷⁾ und (3.) das Bedürfnis nach unmittelbarer Bestätigung durch die Resultate der eigenen Tätigkeit⁸⁾. Es liegt die Vermutung nahe, daß - zumindest in einer an Leistung orientierten Gesellschaft - Personen mit einem stark ausgeprägten Streben nach Leistung ein vergleichsweise hohes Arbeits-einkommen beziehen werden, während Individuen mit einer weniger

1) vgl. Lydall 1968, S.77.

2) vgl. Lydall 1981, S.137.

3) vgl. ebenda, S.135.

4) vgl. Phelps Brown 1977, S.312.

5) vgl. die Einschätzung in Gröske 1985, S.63.

6) vgl. McClelland 1966, S.80.

7) vgl. vor allem McClelland 1967, S.45 und S.46.

8) vgl. vor allem McClelland/Winter 1969, S.52.

ausgeprägten Leistungsmotivation auch ein geringeres Arbeitseinkommen erhalten werden¹⁾.

Derartige Auffassungen sind allerdings empirisch kaum zu belegen, da nicht-kognitive Elemente wie etwa die Leistungsmotivation bis dato noch nicht befriedigend operationalisiert worden sind - ganz zu schweigen davon, daß ihre Beziehungen zum Arbeitseinkommen fast überhaupt nicht untersucht worden sind²⁾.

So ist man im Hinblick auf die Art der D-Faktor-Verteilung zum Teil noch stärker als bei anderen Faktoren auf Vermutungen angewiesen. Insgesamt hält es Lydall für wahrscheinlich, daß die umweltbedingten Bestandteile des D-Faktors dessen genetische Einflüsse überwiegen³⁾. Hieraus würde resultieren, daß - mit einer analogen Begründung wie im Zusammenhang mit der Intelligenz-Verteilung - eine rechtsschiefe Verteilung für den D-Faktor begründeter als z.B. für die Intelligenz wäre.

c) Die Schulausbildung

Als bedeutsam für die Ausbildungsphase sieht Lydall neben direkten elterlichen Motivationsanreizen u.ä.⁴⁾ sowie kognitiven Fähigkeiten den D-Faktor an⁵⁾.

Da die individuelle Schulleistung somit - abgesehen von der Schulqualität - (vermutlich) stark von der häuslichen Umwelt beeinflusst wird und diese - wie bereits erwähnt - nach Lydall durch die (rechts-)schief verteilte sozio-ökonomische Klassenstruktur einer Gesellschaft repräsentiert werden kann, besteht seiner Meinung nach Anlaß zu der These, die 'ausgebildeten Fähigkeiten' am Ende der Schulzeit seien (rechts-)schief verteilt⁶⁾.

Während die bisherigen Erörterungen sich auf die Verteilung des mittleren Arbeitseinkommensbereiches bezogen, regt Lydall für den oberen Arbeitseinkommensbereich den sog. Hierarchie-Effekt als Verteilungs-Erklärung an⁷⁾. Er wird im nächsten Abschnitt besprochen.

1) vgl. Arnold 1979, S.112-113.

2) vgl. Lydall 1979, S.253, Grüske 1985, S.63, Brinkmann 1981, S.96, oder Jencks 1973, S.168.

3) vgl. Lydall 1979, S.253.

4) vgl. Lydall 1968, S.81.

5) vgl. ebenda, S.82.

6) vgl. ebenda, S.84-85.

7) vgl. hierzu Lydall 1968, S.125-133 (zu einem ähnlichen Hierarchie-Modell vgl. im Übrigen Beckmann 1974, S.137-150).

4.2.3.3. Der Hierarchie-Effekt als Verteilungsdeterminante des oberen Arbeitseinkommensbereiches¹⁾

Mit Hilfe des sog. Hierarchie-Effektes versucht Lydall für den oberen Arbeitseinkommensbereich die dort empirisch 'passende' Pareto-Verteilung herzuleiten.

Seine Ausgangshypothese hierbei ist, daß die individuelle Entlohnung vom jeweiligen Verantwortlichkeitsgrad abhängig sei. Der Grad der individuellen Verantwortung soll (grob) durch die gesamte Lohn- bzw. Gehaltssumme der Personen meßbar sein, die einem Vorgesetzten in der Firmenhierarchie unmittelbar unterstellt sind.

In seinem Modell geht Lydall von k diskreten Hierarchiestufen aus, die er mit G_i ($i = 1, 2, \dots, k$) bezeichnet. Der Index i 'läuft' dabei von der niedrigsten bis zur höchsten Stufe. Den in G_i gezahlten Standardlohn setzt Lydall mit Y_i und die Anzahl der in G_i beschäftigten Arbeitskräfte mit u_i an.

Im folgenden trifft Lydall zwei für den weiteren Gang seiner Analyse wesentliche Annahmen:

- (1.) Die Kontrollspanne innerhalb einer Firma sei von Stufe zu Stufe konstant, d.h. $u_i / u_{i+1} = \bar{s} (> 1)$;
- (2.) Die Bezahlung eines Vorgesetzten sei ein konstanter Anteil der Gesamt-Lohnsumme der ihm direkt unterstellten Personen, d.h. $Y_{i+1} / (\bar{s} \cdot Y_i) = \bar{r} (< 1, \text{ wobei } Y_{i+1} / Y_i > 1)$.

Wenn man nun davon ausgeht, daß in der höchsten Hierarchiestufe nur eine Person vertreten ist, kann man die Zahl von Personen in der Hierarchiestufe G_i ($i = 1, 2, \dots, k$) allgemein schreiben als:

$$(47) u_i = \bar{s}^{k-i}.$$

Aus (47) gewinnt man somit für die Gesamtzahl von Arbeitskräften in allen Hierarchiestufen $\geq G_i$ (d.h. für U_i):

$$(48) U_i = 1 + \bar{s} + \bar{s}^2 + \dots + \bar{s}^{k-i} \\ = (\bar{s}^{k-i+1} - 1) / (\bar{s} - 1).$$

1) vgl. Lydall 1968, S.128-129.

Hieraus wiederum läßt sich für den Anteil der Beschäftigten in den Stufen $\geq G_i$ ableiten:

$$\begin{aligned} (49) \quad N_i &= U_i / U_1 \\ &= (\bar{s}^{k-i+1} - 1) / (\bar{s}^k - 1) \\ &\approx \bar{s}^{1-i} \quad (\text{für hinreichend große } \bar{s} \text{ oder } k). \end{aligned}$$

Greift man an dieser Stelle auf Annahme (2.) zurück, kann man durch rekursives Einsetzen zu folgendem Ausdruck kommen (in dem Y_1 gewissermaßen den Mindestlohn symbolisiert):

$$(50) \quad Y_i = (\bar{s} \cdot \bar{r})^{i-1} \cdot Y_1.$$

Hieraus wird nach Logarithmierung und Umstellung:

$$(51) \quad i-1 = (\log Y_i - \log Y_1) / \log (\bar{s} \cdot \bar{r}) \quad \text{bzw.}$$

$$(52) \quad 1-i = (\log Y_1 - \log Y_i) / \log (\bar{s} \cdot \bar{r}).$$

Setzt man nun Ausdruck (52) in die (logarithmierte) Gleichung (49) ein, erhält man:

$$\begin{aligned} (53) \quad \log N_i &\approx \mathcal{L} \cdot \log Y_1 - \mathcal{L} \cdot \log Y_i \\ &\text{mit } \mathcal{L} = \log \bar{s} / \log (\bar{s} \cdot \bar{r}) \quad (> 1). \end{aligned}$$

Für gegebene Werte von Y_1 , \bar{s} und \bar{r} ergibt sich somit eine approximativ lineare Beziehung zwischen N_i und Y_i in den Logarithmen. Läßt man noch die Annahme fallen, i ändere sich nur in diskreten Abständen, und ersetzt sie durch das Postulat, daß i kontinuierlich variieren solle ($1 \leq i \leq k$), stellt innerhalb der betrachteten Firma Gleichung (53) eine Umschreibung der Pareto-Verteilung dar (Anmerkung: Die Konstante $\log K$ ist hier gleich $\mathcal{L} \cdot \log Y_1$).

Sind \bar{s} , \bar{r} und Y_1 für alle Firmen einer Volkswirtschaft konstant (bzw. variiert das Mindesteinkommen Y_1 nur innerhalb bestimmter Grenzen), gilt die durch Gleichung (53) dargestellte Pareto-Verteilung schließlich nicht nur für eine einzelne Firma, sondern für die gesamte Volkswirtschaft (oberhalb eines Mindesteinkommens Y_1).

4.2.3.4. Die empirische Relevanz der Modell-Variablen

Zum Abschluß der Besprechung des Lydall-Modells sei kurz darauf eingegangen, welche Relevanz Lydall seinen einzelnen Modell-Variablen im Hinblick auf die personale Arbeitseinkommensverteilung beimißt.

Anhand einiger empirischer Studien glaubt Lydall, daß mit Variablen wie Alter, Schulbesuch, Beruf, Region usw. plus kognitive Fähigkeiten bis zu 45% der Arbeitseinkommensvarianz erklärt werden können. Mindestens 10% rechnet er transitorischen (Zufalls-) Einflüssen zu, so daß eine Restgröße von ungefähr 45% verbleibt. Diese ist nach Lydall vor allem durch den D-Faktor und den Hierarchie-Effekt erklärbar¹⁾.

4.3. Multifaktorielle Ansätze zur Erklärung der Gesamteinkommensverteilung

Nachdem in Abschnitt 4.2. multifaktorielle Ansätze vorgestellt wurden, deren Erklärungsgegenstand die Arbeitseinkommensverteilung war, wird das Untersuchungsobjekt in Abschnitt 4.3. etwas erweitert. Es wird hier auf multifaktorielle Modelle eingegangen, die sich mit der Verteilung des am Markte erzielten Arbeits- und **Besitzeinkommens beschäftigen.**

Im Anschluß an das Modell von Meade (Abschnitt 4.3.1.) wird in Abschnitt 4.3.2. ein multifaktorieller Ansatz von Grüske behandelt, der sich von den bislang präsentierten Modellen **vor allem dadurch** unterscheidet, daß er Elemente der Arbeitsnachfrage explizit beinhaltet.

4.3.1. Meade

4.3.1.1. Die Grundstruktur des Modells

Meades Ansatz²⁾ gleicht inhaltlich weitgehend den in Abschnitt 4.2. dargestellten Modellen - mit dem Unterschied, daß bei Meade neben dem Arbeitseinkommen auch das Besitzeinkommen Berücksichtigung fin-

1) vgl. Lydall 1981, S.136.

2) vgl. Meade 1975, S.355-379 (vgl. auch die Überwiegend identische Darstellung in Meade 1976, S.143-168).

det, so daß fast zwangsläufig mehr erklärende Variablen ins Spiel kommen. Die unten stehende Abbildung 7 vermittelt einen Einblick in das Meade-Modell und dient gleichzeitig als Ausgangspunkt der weiteren Erörterungen.

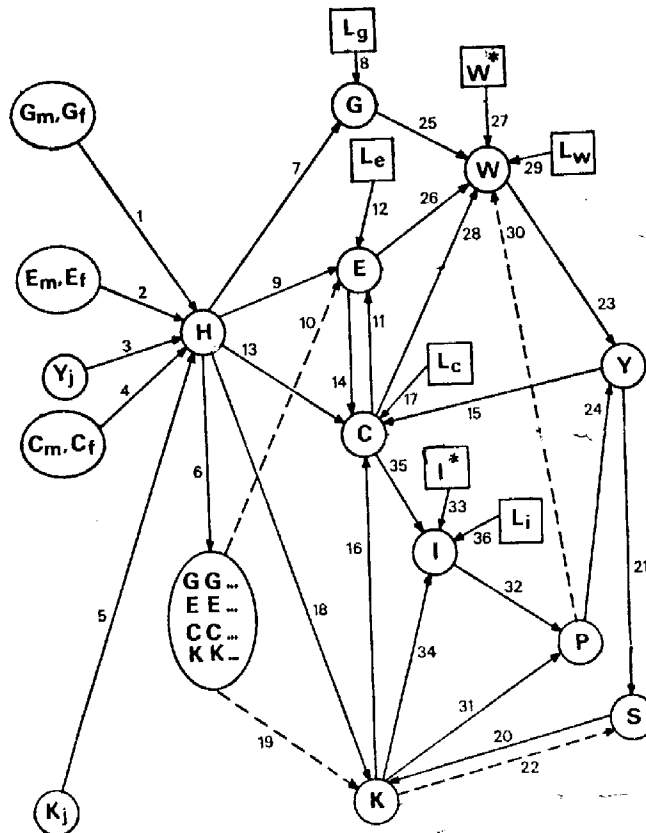


Abbildung 7¹⁾: Meades Multifaktor-Modell

Legende zu Abbildung 7²⁾:

f: Vater; m: Mutter; j: Eltern; C: Soziale Kontakte; E: Ausbildung; G: Genetische Anlagen; H: Häusliche Umwelt; I: Zinssatz; I*: Zinsstruktur der verschiedenen Eigentumsarten; K: Vermögen; L: Zufall bzw. Glück; P: Besitzeinkommen; S: Ersparnis; W: Arbeitseinkommen; W*: Lohnstruktur der verschiedenen Fähigkeiten; Y: (Gesamt-) Einkommen.

1) Quelle: Meade 1975, S.360.

2) vgl. die jeweiligen Symbol-Erklärungen in Meade 1975, S.359-364.

Wie in den in Abschnitt 4.2. skizzierten Modellen ist auch bei Meade der häusliche Hintergrund von zentraler Bedeutung für die Einkommenserzielung eines Individuums. Der häusliche Hintergrund setzt sich bei Meade aus den Erbanlagen, der Ausbildung, dem Einkommen, den sozialen Kontakten und dem Vermögen der Eltern zusammen (Pfeile 1-5 in Abbildung 7) und bildet somit gewissermaßen einen 'Pool', aus dem ein Kind - zusammen mit seinen Geschwistern (Pfeil 6) und zu verschiedenen Lebenszeitpunkten - seine eigenen, für den Einkommenserwerb bedeutsamen Qualitäten bezieht (Pfeile 7, 9, 13 und 18). Die vom häuslichen Umfeld geprägten Faktoren stehen dabei teilweise zueinander in einem interdependenten Zusammenhang. Beispielsweise kommen einerseits soziale Kontakte im Rahmen der Ausbildung zustande, während andererseits soziale Kontakte wie Freundschaften auch prägend auf den individuellen Bildungsprozeß einwirken (Pfeile 14 bzw. 11)¹⁾.

Zur Analyse des individuellen Einkommensniveaus teilt Meade das Gesamteinkommen in das Arbeits- und das Besitzeinkommen auf (Pfeile 23 bzw. 24)²⁾.

a) Das Arbeitseinkommen³⁾

Für das Arbeitseinkommen sieht Meade (vorwiegend) genetisch bedingte Fähigkeiten wie z.B. Intelligenz oder körperliche Kraft, die Ausbildung und soziale Kontakte ('Beziehungen') als maßgebliche Einflußfaktoren an (Pfeile 25, 26 und 28), deren jeweilige Bedeutung für das Arbeitseinkommen über die Lohnstruktur der einzelnen Fähigkeiten vermittelt wird (Pfeil 27).

Neben den erwähnten Faktoren spielt auch Glück eine Rolle bei der Arbeitseinkommensbestimmung im Meade-Modell (Pfeil 29) - z.B. im Hinblick darauf, ob die Wahl eines Berufes für die weitere Karriereentwicklung letztlich günstig war.

Zu berücksichtigen ist schließlich laut Meade auch noch ein Rückkopplungseffekt des Modells über das Besitzeinkommen (Pfeil 30): Ein hohes Besitzeinkommen reduziert möglicherweise die Notwendigkeit zur Arbeitsaufnahme und damit zum Erwerb von Arbeitseinkommen.

1) vgl. Meade 1975, S.359-362.

2) vgl. ebenda, S.362.

3) vgl. ebenda, S.363.

(et vice versa).

b) Das Besitzeinkommen¹⁾

Das Besitzeinkommen leitet sich - simplerweise - aus dem individuellen Vermögen ab. Es kann zum einen aus monetären Veräußerungen von Vermögensteilen (Pfeil 31) und zum anderen aus Zinserträgen des bestehenden Vermögens (Pfeil 32) resultieren.

Soziale Kontakte und ein (ererbtes) hohes Vermögensniveau (Pfeile 34 bzw. 35) können zwar im Hinblick auf die Nutzung 'guter' Anlagemöglichkeiten von Vorteil sein; darüber hinaus bleibt aber immer noch ein beträchtliches Quantum Ungewißheit, ob die getroffenen Vermögensanlagen letztlich einen Gewinn abwerfen oder ob ein Verlust zu veranschlagen ist (Pfeil 36).

Aus verteilungstheoretischem Blickwinkel sind einige Rückkopplungseffekte des Meade-Modells von Interesse, die über das erzielte Einkommen wirken. Sie werden im folgenden Abschnitt skizziert.

4.3.1.2. Rückkopplungseffekte des Modells

Ein Rückkopplungseffekt in Meades Modell 'läuft' über die Pfeile 15, 28 und 23 in Abbildung 7. Demnach führt ein hohes Einkommen zu neuen sozialen Kontakten, die wiederum - etwa über die Besorgung eines besser dotierten Berufes - auf das Arbeitseinkommen in positiver Wirkungsrichtung Einfluß nehmen und somit *cet. par.* zu einer Erhöhung des Gesamteinkommens führen²⁾.

Ebenso wie der gerade genannte Effekt führt eine weitere Modell-Rückkopplung - über das Besitzeinkommen - letztlich zu einer größeren Einkommensungleichheit. In Meades Ansatz führt nämlich ein höheres Einkommen zu einer höheren Ersparnis, diese wiederum zu einem höheren Vermögen, was ein höheres Besitzeinkommen und damit *cet. par.* ein höheres Einkommen hervorbringt (Pfeile 21, 20, 31 und 24)³⁾.

Dieser Effekt kann noch dadurch verstärkt werden, daß ein höheres Vermögen zu neuen sozialen Kontakten führt, die ihrerseits über die Ausnutzung hoher Renditen ein höheres Besitzeinkommen und damit

1) vgl. Meade 1975, S.364.

2) vgl. ebenda, S.365.

3) vgl. ebenda, S.365.

cet. par. ein höheres Gesamteinkommen zur Folge haben (Pfeile 21, 20, 16, 35, 32 und 24)¹⁾.

Man sollte sich in diesem Zusammenhang aber vor Augen halten, daß das Meade-Modell von Staatseinflüssen abstrahiert²⁾. Somit finden staatliche Maßnahmen wie etwa die einer progressiven Einkommensteuer, die auf eine Einkommensnivellierung abzielen, keine Berücksichtigung³⁾.

Zudem gilt es bezüglich der oben angestellten verteilungstheoretischen Erörterungen zu beachten, daß bei Meade die Arbeitsnachfrage ausgeklammert ist. Daß diese bei der Bestimmung des individuellen (Arbeits-) Einkommensniveaus von Bedeutung ist, wird im nachfolgenden Ansatz von Grüske betont.

4.3.2. Grüske

4.3.2.1. Vorbemerkung

Grüske hat im Vergleich zu den obigen Multifaktor-Ansätzen ein etwas weitergehendes multifaktorielles Beziehungsgeflecht entwickelt⁴⁾.

Er bezieht sich zwar wie Meade auf die Verteilung des Gesamteinkommens (von Haushalten), zieht aber zur deren Erklärung neben individuellen auch marktbedingte und institutionelle Faktoren heran, wodurch zugleich (Arbeits-) Nachfrageelemente Berücksichtigung finden können.

Vereinfacht arbeitet Grüske zwischen den einzelnen Variablen-
gruppen seines Modells die in Abbildung 8 auf S.78 umrissenen
Zusammenhänge heraus.

1) vgl. Meade 1975, S.365.

2) vgl. ebenda, S.355 oder S.366.

3) vgl. ebenda, S.366.

4) vgl. Grüske 1985, S.51-102. Zu einem ähnlichen - allerdings den Zufall ausklammernden - Modell vgl. im Übrigen Dieckheuer 1980, S.27-58.

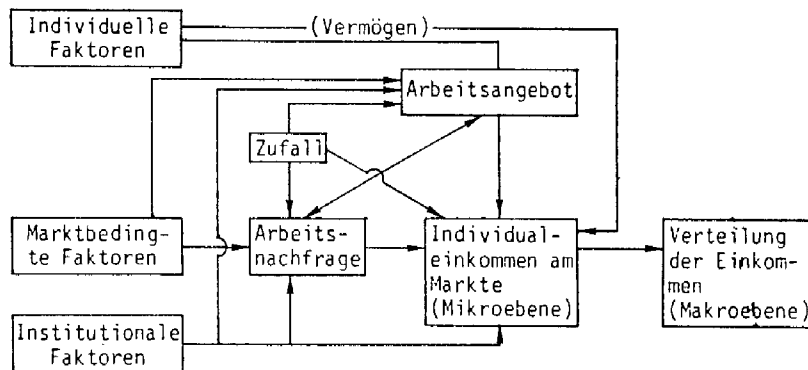


Abbildung 8¹⁾: Grüskes (vereinfachtes) Multifaktor-Modell

4.3.2.2. Die individuellen Faktoren

Die individuellen Faktoren der personellen Einkommensverteilung, die Grüske berücksichtigt, entsprechen im wesentlichen jenen Faktoren, die in den anderen, oben dargestellten Multifaktor-Ansätzen bereits aufgeführt wurden. Grüske bringt die individuellen Variablen in eine dreigeteilte Systematik²⁾:

I.) Nicht-beeinflußbare individuelle Faktoren

1. Angeborene Merkmale (Geschlecht usw.)
2. Umwelt (Elternhaus, kulturelle Umwelt)
3. Alter
4. Ererbtes Vermögen

II.) Bedingt-beeinflußbare individuelle Faktoren

1. Gesundheit
2. Fähigkeiten
3. Dynamische Faktoren (Motivation, Mobilität, Fleiß, Persönlichkeit usw.)
4. 'Verbindungen'

III.) Individuell beeinflussbare Faktoren

1. Aus-, Weiterbildung
2. Beruf, Berufserfahrung, -training
3. Individuelle Nutzenfunktionen mit Entscheidungen z.B. über Arbeitszeit vs. Freizeit, Konsum vs. Sparen usw.
4. Haushaltsbildung

1) Quelle: Grüske 1985, S.51.

2) vgl. ebenda, S.53.

Von den genannten individuellen Faktoren beeinflusst im Grüske-Modell nur das individuelle Vermögen das Einkommen auf direktem Wege (siehe auch Abbildung 8).

Hierbei setzt sich das Vermögen in der Periode t - unter der vereinfachenden Annahme im Zeitablauf konstanter Spar- und Ertragsraten - wie folgt zusammen:

$$(54) V_t = q \cdot ((1 + q \cdot s)^{t-1-\tau} \cdot V_0 + \sum_{i=1}^{t-1} s \cdot (1 + q \cdot s)^{t-1-i} \cdot Y_i \cdot 1)$$

In Gleichung (54) bedeuten²⁾:

t : Zeitperiode (während der Erwerbstätigkeit);

V_0 : Vermögen, das ein Individuum in der Periode $\tau \geq (t = 1)$ erbt oder zu Beginn der Erwerbstätigkeit $\tau = 0$ besitzt;

s : Sparquote eines Individuums;

q : Ertragsrate für Geld- und Sachvermögen eines Individuums;

Y : individuell verfügbares Einkommen.

Zwischen der Sparquote und dem ererbten Vermögen einerseits sowie zwischen der Sparquote und dem verfügbaren Einkommen andererseits erscheint eine positive Korrelation jeweils als realistisch: Eine Person mit einem hohen Einkommen bzw. Vermögen wird i.d.R. mehr Ersparnisse als eine Person mit einem geringeren Einkommen bzw. Vermögen bilden (können). Die multiplikative Verknüpfung der genannten Variablen in Gleichung (54) führt somit zu einer rechtsschiefen Vermögensverteilung. Die Rechtsschiefe wird noch zusätzlich dadurch verstärkt, daß Sparquote, Einkommen und Vermögen in (54) mit der Vermögens-Ertragsrate multiplikativ verknüpft und positiv korreliert sind³⁾.

Für nahezu alle anderen individuellen Faktoren erscheint Grüske - mit recht ähnlichen Überlegungen wie Lydall⁴⁾ - eine rechtsschiefe Verteilung (mit einem entsprechenden Effekt auf die personelle Einkommensverteilung) gleichsam plausibel⁵⁾.

1) vgl. Grüske 1985, S.75 (vgl. auch Dieckheuer 1980, S.34).

2) vgl. Grüske 1985, S.76 (vgl. auch Dieckheuer 1980, S.34).

3) vgl. Grüske 1985, S.76 - bzw. S.59-60 - (vgl. auch Dieckheuer 1980, S.34-35).

4) vgl. hierzu nochmals die S.68-70 dieser Arbeit.

5) vgl. Grüske 1985, S.78 bzw. (eingehender:) S.54-78.

Im Unterschied zum Vermögen beeinflussen die anderen individuellen Faktoren das Einkommen aber nur indirekt, und zwar als Determinanten des Arbeitsangebotes. Zur Bestimmung der personellen Einkommensverteilung ist jedoch neben dem Arbeitsangebot auch noch die Arbeitsnachfrage vonnöten¹⁾. Eine entsprechende Angebots-/Nachfrage-Betrachtung erfolgt in Abschnitt 4.3.2.3.

4.3.2.3. Die marktbedingten Faktoren

Dem - zum Teil durch die individuellen Einflußgrößen charakterisierten - Arbeitsangebot stellt Grüske - wie bereits angedeutet - modellhaft die Arbeitsnachfrage gegenüber²⁾. Das entsprechende Modell ist in Abbildung 9 graphisch dargestellt.

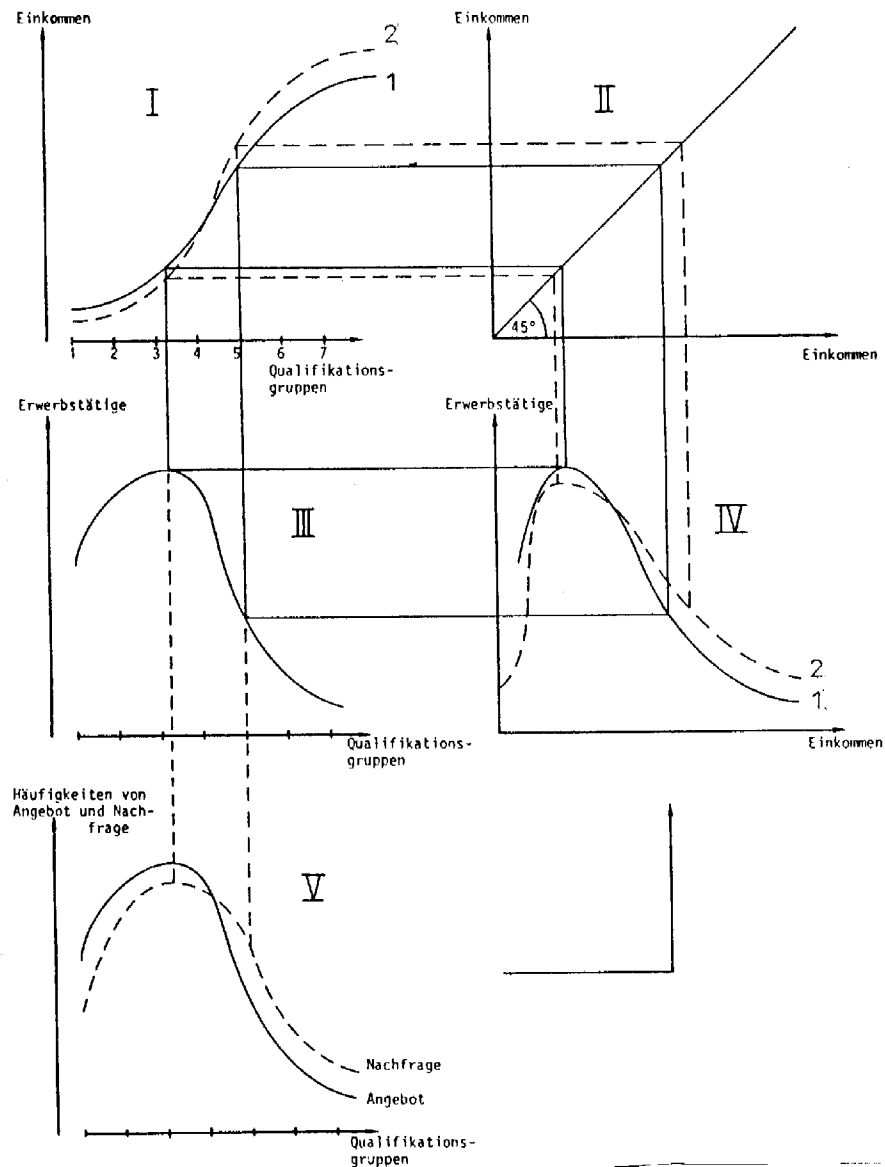


Abbildung 9³⁾: Grüskes Angebots-/Nachfrage-Modell der personellen Arbeitseinkommensverteilung

1) vgl. Grüske 1985, S.78.

2) vgl. ebenda, S.80-85.

3) Quelle: ebenda, S.82.

In Abbildung 9 reflektiert Quadrant I die Annahme, daß das individuelle Einkommen mit zunehmendem Qualifikationsniveau ansteigt (siehe Kurve 1 in Quadrant I). Das Qualifikationsniveau wird dabei durch den Grad der individuellen Ausbildung repräsentiert. Ferner wird im Grüske-Modell - in Quadrant III - eine rechtsschiefe Verteilung der einzelnen Qualifikationsgruppen unterstellt. Hierdurch wird - nach der Spiegelung mittels Quadranten II - selbst bei einem Arbeitsmarktgleichgewicht (Angebot = Nachfrage) eine rechtsschiefe Einkommensverteilung generiert (Quadrant IV; Kurve 1). Wegen der positiven Korrelation von Qualifikationsniveau und Einkommen ist dabei die Kurve der personellen Einkommensverteilung rechtsschiefer als die Verteilungskurve der einzelnen Qualifikationsniveaus¹⁾.

Wurde bis dato von einem Arbeitsmarktgleichgewicht ausgegangen, so bezieht Grüske in einem nächsten Schritt Effekte in die Betrachtung ein, die aus einem Arbeitsmarktungleichgewicht resultieren. Hierbei nimmt er exemplarisch an, daß im unteren Qualifikationsbereich das Angebot die Nachfrage bzw. im oberen Qualifikationsbereich die Nachfrage das Angebot übersteigt (Quadrant V). Diese Ungleichgewichte äußern sich in Einkommensverminderungen der unteren Qualifikationsstufen bzw. in Einkommenserhöhungen der oberen Qualifikationsstufen (Quadrant I; Kurve 2). Dies wiederum führt zu einer Verstärkung der Rechtsschiefe der personellen Einkommensverteilung (Quadrant IV; Kurve 2) gegenüber dem oben skizzierten Zustand eines Arbeitsmarktgleichgewichtes (durch Kurve 1 in Quadrant IV repräsentiert)²⁾.

Schließlich gilt es noch darauf hinzuweisen, daß auch eine Verminderung der Rechtsschiefe im Falle eines Arbeitsmarktungleichgewichtes gegenüber dem Falle eines Arbeitsmarktgleichgewichtes möglich ist. Eine Verminderung der Rechtsschiefe ergäbe sich z.B. dann, wenn im unteren Qualifikationsbereich die Arbeitsnachfrage das Arbeitsangebot bzw. im oberen Qualifikationsbereich das Arbeitsangebot die Arbeitsnachfrage (Stichwort: 'Akademiker-Arbeitslosigkeit') übersteigen würde³⁾.

1) vgl. Grüske 1985, S.82.

2) vgl. ebenda, S.83.

3) vgl. ebenda, S.83.

4.3.2.4. Die institutionellen Faktoren

Mit den institutionellen Faktoren der personellen Einkommensverteilung beschäftigt sich Grüske vergleichsweise oberflächlich¹⁾. Auf diese Faktorgruppe soll deshalb auch hier nur in wenigen Sätzen eingegangen werden.

Nach Grüske ist es beispielsweise notwendig, den für höhere Einkommensgruppen möglicherweise gültigen Hierarchie-Effekt²⁾ um den Einfluß von Kollektivverhandlungen für mittlere bzw. untere Einkommensschichten zu ergänzen. Darüber hinaus gelte es in diesem Zusammenhang, die Rolle der Tradition zu berücksichtigen, die sich sowohl bezüglich des Hierarchie-Effektes als auch der Kollektivverhandlungen äußern könne³⁾.

4.3.2.5. Der Faktor Zufall

Zum Abschluß seiner Erörterungen führt Grüske die Rolle des Zufalls bei der Bestimmung der personellen Einkommensverteilung an. Daß dieser Faktor von Grüske zuletzt angesprochen wird, ist ein Indiz für die Stellung, die er ihm zuweist. Grüske sieht den Zufall als eine prinzipiell erklärbare Residualgröße seines Modells an, gibt aber andererseits zu, daß Zufallseinflüssen eine übergeordnete Bedeutung zukomme: Sie wirkten auf die anderen Modell-Variablen sowohl permanent als auch transitorisch ein⁴⁾.

4.3.2.6. Die Verbindung der einzelnen Faktoren zum Gesamtmodell

Bereits in Abschnitt 4.3.2.1. wurde - in Abbildung 8 - das Zusammenwirken der einzelnen Faktorgruppen des Grüske-Modells präsentiert. Disaggregiert man nun die verschiedenen Faktorgruppen und setzt die einzelnen Variablen zueinander in Beziehung, ergibt sich ein komplexeres Bild.

Die nachstehende Abbildung 10 belegt die Komplexität des Grüske-Modells.

1) vgl. hierzu Grüske 1985, S.88-92.

2) vgl. hierzu nochmals die S.71-72 dieser Arbeit.

3) vgl. Grüske 1985, S.90.

4) vgl. ebenda, S.93.

4.4. Abschließende Bemerkungen zu den multifaktoriellen Ansätzen der personellen Einkommensverteilung

Ruft man sich die in Kapitel vier besprochenen Ansätze noch einmal in das Gedächtnis zurück, fällt auf, daß mit Ausnahme des Grüske-Modells in allen Ansätzen die Arbeitsnachfrage vernachlässigt wird und fast ausschließlich Elemente des Arbeitsangebotes zur Erklärung der personellen Einkommensverteilung herangezogen werden¹⁾. Die Angebotsorientierung der betreffenden Modelle bringt es dabei mit sich, daß der Verdienststruktur jeweils eine analog verteilte Leistungsstruktur zugrunde gelegt wird. Dies äußert sich u.a. in der Vernachlässigung von Einkommensunterschieden, die über traditionelle Strukturen vermittelt werden²⁾. Laut Rothschild führt die Leistungsorientierung – bezogen auf Lydalls Ansatz – zu der " (...) Verwendung etwas verkrampfter quantitativer Maßstäbe und 'Gesetzmäßigkeiten'"³⁾. Ein Beispiel hierfür ist nach Rothschild der Hierarchie-Effekt als Verteilungs-Erklärung des oberen Arbeitseinkommensbereiches⁴⁾.

Von grundsätzlicherer Relevanz als die eben angeführte Kritik ist jedoch ein anderer Vorwurf, der an die Adresse multifaktorieller Erklärungsansätze gerichtet wird. Es wird argumentiert, daß Multifaktor-Modellen eine theoretische Fundierung bislang noch fehle, was sich z.B. darin zeige, daß die einzelnen Faktoren zum Teil nur aufgrund von Plausibilitätsüberlegungen Eingang in den jeweiligen Ansatz fänden⁵⁾. In engem Zusammenhang mit diesem Argument steht der Einwand gegen multifaktorielle Erklärungsversuche, daß mikroökonomische Nutzenkalküle nicht genügend, wenn überhaupt, berücksichtigt würden⁶⁾. Sahota bemängelt z.B. in bezug auf Lydalls Multifaktor-Modell, daß es weder Aspekte des individuellen Risikoverhaltens noch individuelle Wahlentscheidungen zwischen Arbeit und Freizeit, Konsum und Ersparnis usw. enthalte⁷⁾.

Das Argument einer fehlenden theoretischen Fundierung scheint besonders dann gerechtfertigt zu sein, wenn multifaktorielle Er-

1) vgl. hierzu Prais 1976, S.36.

2) vgl. Rothschild 1972, S.20*.

3) ebenda, S.20*.

4) vgl. ebenda, S.20*-21*.

5) vgl. Schmähl/Göbel 1983, S.154-155.

6) vgl. Pohmer 1985, S.25.

7) vgl. Sahota 1977, S.735.

klärungsmuster sich weitgehend auf das systematisierte Aufzählen für wesentlich gehaltener Erklärungsfaktoren beschränken¹⁾. In einem solchen Fall stellen Multifaktor-Ansätze wohl weniger eine Theorie als vielmehr "gedankliche Gerüste"²⁾ oder "Theoriefragmente"³⁾ dar.

Um einer derartigen Klassifizierung zu entgehen, kommt es für multifaktorielle Modelle in erster Linie darauf an, " (...) kausal interpretierbare Entwicklungslinien für die Einkommen von Haushalten zu verfolgen und in ihren gegenseitigen Abhängigkeiten und Bedingtheiten offenzulegen."⁴⁾

Damit man hierbei zumindest nicht **allzusehr** auf ad-hoc-Theoretisierungen angewiesen ist, bedarf es einer ausreichenden empirischen Untermauerung der betreffenden Ansätze. An dieser Stelle trifft man aber gegenwärtig auf das Problem, daß zahlreiche Faktoren noch nicht brauchbar operationalisiert bzw. zum Teil auch schwer operationalisierbar sind⁵⁾. Als ein Beispiel in diesem Kontext wäre etwa Lydalls D-Faktor zu nennen⁶⁾.

Die gegenwärtige Situation und die zukünftige Aufgabenstellung multifaktorieller Ansätze kann man nach alledem insgesamt so umschreiben:

"Das 'Licht', das bisher in den Bereich der personellen Einkommensverteilung getragen wurde, reicht zum 'verschwommenen' Erkennen. Das nächste Ziel muß es nun sein, die 'Umrisse' etwas deutlicher zu sehen."⁷⁾

1) vgl. hierzu Pohmer 1985, S.25.

2) Klanberg 1981, S.14.

3) ebenda, S.14.

4) Gröske 1985, S.49.

5) vgl. hierzu Brinkmann 1981, S.106, oder Gröske 1985, S.96.

6) vgl. z.B. Gröske 1985, S.63, oder Brinkmann 1981, S.96.

7) Hollitscher 1975, S.151.

5. Eine Synthese aus rein stochastischen Prozeßtheorien und multifaktoriellen Ansätzen der personellen Einkommensverteilung:
Das von-Weizsäcker-Modell

Das nachfolgende stochastische Modell von Weizsäckers hebt sich von den rein stochastischen Ansätzen des Abschnittes 3.2. dadurch ab, daß es im Hinblick auf die Entstehung und Verteilung des Arbeitseinkommens strukturelle Erklärungsansätze anbietet¹⁾. Hierzu bedient sich von Weizsäcker Erkenntnissen aus dem Bereich der Humankapitaltheorie und aus der Sphäre der multifaktoriellen Erklärungsansätze.

Man kann von Weizsäckers Theorie als "(...) die Verbindung einer stochastischen Theorie mit einer Multifaktor-Theorie der Arbeitseinkommensverteilung auf der Basis eines humankapitaltheoretischen Ansatzes (...)"²⁾ einstufen.

Dieser synthetische Charakter des von-Weizsäcker-Modells erklärt zum einen dessen Einordnung an das Ende dieser Arbeit und zum anderen die ihm gewidmete Ausführlichkeit.

5.1. Die Grundstruktur des Modells

Von Weizsäcker spaltet zunächst den Teil der Einkommensgleichung, der den proportionalen Einkommenseffekt in den Standardmodellen stochastischer Prägung kennzeichnet - d.h. $(1+\xi_t)$ - in einen erwarteten Wachstumsfaktor des individuellen Einkommens ($:= 1+\tau_t$) und in einen rein zufallsbedingten Restwachstumsfaktor ($:= 1+e_t$) auf³⁾.

Mit $(1+\xi_t) := (1+\tau_t) \cdot (1+e_t)$ gilt demnach - analog zu den Gleichungen (7) und (8) dieser Arbeit⁴⁾ - für das individuelle Arbeitseinkommen in der Periode $(t+1)$:

$$(55) Y_{t+1} = Y_t \cdot (1+\tau_{t+1}) \cdot (1+e_{t+1}) \quad \text{bzw.}$$

$$(56) Y_{t+1} = Y_0 \cdot \prod_{i=0}^t (1+\tau_{i+1}) \cdot \prod_{i=0}^t (1+e_{i+1}). \quad 5)$$

1) vgl. von Weizsäcker 1986, S.145.

2) ebenda, S.98 (im Original zum Teil gesperrt gedruckt !).

3) vgl. ebenda, S.16.

4) vgl. S.19 dieser Arbeit.

5) vgl. von Weizsäcker 1986, S.16.

Eine alternative Formulierung von Gleichung (56) ergibt sich, wenn man zunächst das erwartete Arbeitseinkommen in der Periode (t+1) betrachtet. Mit der Annahme $E(e_{t+1}) = 0$ bzw. $E(1+e_{t+1}) = 1$ ¹⁾ erhält man für das erwartete Arbeitseinkommen in (t+1):

$$\begin{aligned} (57) \quad A_{t+1} &:= E(Y_{t+1}) \\ &= E(Y_t) \cdot (1+T_{t+1}) \\ &= Y_0 \cdot \prod_{i=0}^t (1+T_{i+1}). \quad 2) \end{aligned}$$

Setzt man (57) in (56) ein, gewinnt man:

$$(58) \quad Y_t = A_t \cdot \prod_{i=0}^t (1+e_i) \quad \text{bzw. (nach Logarithmierung; mit } X_t := \log Y_t \text{ und } u_t := \log(1+e_t))$$

$$(59) \quad X_t = \log A_t + \sum_{i=0}^t u_i. \quad 3)$$

Analog zum Vorgehen in Abschnitt 3.2. erhält man unter der Annahme, daß die u_i unabhängig und identisch verteilt sind, über den Zentralen Grenzwertsatz für große t eine asymptotische Normalverteilung des logarithmierten Arbeitseinkommens X_t bzw. eine annähernde Lognormalverteilung des Arbeitseinkommens Y_t ⁴⁾.

Der obigen Einkommenskomponente A_t kann man - in Anlehnung an Friedman⁵⁾ - permanenten und $C_t := \prod_{i=0}^t (1+e_i)$ transitorischen Einkommenscharakter zuweisen⁶⁾.

Der transitorische Charakter von C_t äußert sich darin, daß es von den einzelnen Individuen im vorhinein nicht erwartbar - also zufallsgesteuert - ist: Die einzelnen Schockursachen, die sich in C_t widerspiegeln, ändern sich ständig. Dieser Tatsache wird im vorliegenden Modell dadurch Rechnung getragen, daß der Erwartungs-

1) vgl. von Weizsäcker 1986, S.16.

2) vgl. ebenda, S.17.

3) vgl. ebenda, S.17.

4) vgl. ebenda, S.17-18.

5) vgl. Friedman 1957, S.11 und S.26 (vgl. in diesem Kontext auch die Unterscheidung zwischen den transitorischen 'impulses of change' und den permanenten 'forces of change' in Champernowne 1973; siehe hierzu auch S.30 dieser Arbeit).

6) vgl. von Weizsäcker 1986, S.18.

wert von C_t - wegen $E(e_t) = 0$ - gleich Eins ist; d.h. die Einkommenseffekte der stochastischen Schocks heben sich in der langfristigen Perspektive gegenseitig auf, bleiben ohne permanenten Einfluß auf die individuell erwarteten Einkommenshöhen¹⁾.

Bislang lag der Betrachtung die individuelle Verteilung des Arbeitseinkommens zugrunde. Will man demgegenüber auf die Arbeitseinkommensverteilung einer Volkswirtschaft schließen, muß man im Rahmen des von-Weizsäcker-Modells u.a. berücksichtigen, daß sich die einzelnen Individuen in ihren erwarteten Einkommenshöhen A_t unterscheiden²⁾.

Als theoretische Verteilungsfunktion für das Arbeitseinkommen in t ergibt sich schließlich (bei stochastischer Unabhängigkeit von A_t und C_t):

$$(60) F_{Y_t}(y_t) = \int_{-\infty}^{y_t} \int_{-\infty}^{\infty} (1/|a_t|) \cdot f_{A_t}(a_t) \cdot f_{C_t}(y_t/a_t) \cdot da_t \cdot dy_t. \quad 3)$$

Gleichung (60) ist insbesondere für die später erfolgenden Verteilungserörterungen von Relevanz.

Im nächsten Abschnitt wird der ökonomischen Präzisierung des von-Weizsäcker-Modells nachgegangen. Da C_t ausschließlich Zufallseinflüsse widerspiegelt, geht eine Ökonomisierung des Modells über A_t vonstatten⁴⁾.

5.2. Ökonomische Modellpräzisierung

5.2.1. Die Erwerbsphase

Wie bereits zu Beginn dieses Kapitels erwähnt, fußt von Weizsäckers Ansatz auf der Humankapital-Theorie⁵⁾.

Folglich wird in ihm davon ausgegangen, daß ein Individuum in der Periode t über eine bestimmte Menge an Humankapital (HK_t) verfügt. Von dieser Gesamtmenge zweigt das Individuum aber nur einen

1) vgl. von Weizsäcker 1986, S.19.

2) vgl. ebenda, S.19.

3) vgl. ebenda, S.20. Zur Herleitung einer derartigen Verteilungsfunktion vgl. Fisz 1971, S.84. Anmerkung: Während in (60) f_{A_t} bzw. f_{C_t} die jeweilige Dichtefunktion von A_t bzw. C_t repräsentieren, stellen y_t , a_t und (y_t/a_t) die Realisationen der Zufallsvariablen Y_t , A_t und C_t dar.

4) vgl. hierzu von Weizsäcker 1986, S.18.

5) vgl. auch ebenda, S.27.

Teil $(1-h_t)$ für den Gelderwerb ab und verwendet den übrig bleibenden Teil h_t - während der Erwerbsphase wohlgernekt - zu Investitionen in die Aus- bzw. Fortbildung¹⁾.

Aus diesen Prämissen folgt, daß sich das (erwartete²⁾) verfügbare Arbeitseinkommen in t ($:= A_t$) aus dem mit einem Faktorpreis R bewerteten Humankapital-Bestand in t ($:= R \cdot HK_t$) zusammensetzt, wovon noch das entgangene Arbeitseinkommen als Folge der investiven Humankapital-Abzweigung ($:= R \cdot h_t \cdot HK_t$) sowie die mit einem Güterpreis P bewertete Menge an gekauften Ausbildungsgütern und zu Bildungszwecken in Anspruch genommene Anzahl an Dienstleistungen ($:= P \cdot D_t$) in Abzug gebracht werden müssen:

$$(61) \quad A_t = R \cdot HK_t - R \cdot h_t \cdot HK_t - P \cdot D_t \\ = R \cdot HK_t \cdot (1-h_t) - P \cdot D_t$$

$$\text{mit } h_t \in [0; 1], D_t \in [0; \infty], R > 0, P > 0 \\ (t = 0, 1, 2, \dots, n). \quad 3)$$

Die eben erwähnten Investitionen in die Fort- bzw. Ausbildung implizieren, daß der individuelle Humankapital-Bestand im Zeitablauf veränderlich ist⁴⁾.

Die Neuproduktion von Humankapital in t kann dabei zum einen durch in der Phase des Gelderwerbes - d.h. in $(1-h_t)$ - erlangte, praktische Berufserfahrung (also durch 'learning-by-doing'; nachfolgend durch c symbolisiert)⁵⁾ und zum anderen - wie bereits angedeutet - durch die im Zeitraum der Aus- bzw. Fortbildung - d.h. in h_t - erfolgte explizite Humankapital-Ansammlung vorstatten gehen⁶⁾.

Die zuletzt genannte Art der Humankapital-Bildung kann über eine Produktionsfunktion Q_t beschrieben werden, etwa über die nachfolgend gewählte Cobb-Douglas-Produktionsfunktion mit abnehmenden

1) vgl. von Weizsäcker 1986, S.32.

2) Anmerkung: Da bei von Weizsäcker annahmegemäß ex post das erwartete verfügbare Arbeitseinkommen dem tatsächlich verfügbaren Arbeitseinkommen entsprechen soll (vgl. hierzu von Weizsäcker 1986, S.31 - Annahme 7 -), wird im folgenden der Ausdruck 'erwartet' im Zusammenhang mit dem Arbeitseinkommen weggelassen.

3) vgl. von Weizsäcker 1986, S.32-33.

4) vgl. hierzu ebenda, S.32.

5) vgl. ebenda, S.36.

6) vgl. ebenda, S.33.

Skalenerträgen:

$$(62) Q_t = b_0 \cdot (h_t \cdot HK_t)^{b_1} \cdot D_t^{b_2}$$

mit $b_0 > 0$, $b_1 > 0$, $b_2 > 0$, $b_1 + b_2 < 1$

($t = 0, 1, 2, \dots, n$). ¹⁾

Annahmegeräß sollen die in (62) mit b_1 bzw. b_2 bezeichneten Produktionselastizitäten der beiden Inputfaktoren $h_t \cdot HK_t$ bzw. D_t für alle Mitglieder der betreffenden Volkswirtschaft **identisch** sein ²⁾. Dagegen soll b_0 individuell divergieren: b_0 symbolisiert die individuelle Fähigkeit zur Steigerung der eigenen Produktionskapazität im Laufe des Erwerbslebens ³⁾.

Im von-Weizsäcker-Modell ist b_0 von einer **Vielzahl** von Faktoren - quasi multifaktoriell - abhängig. Direkt wird es von der individuellen Lernfähigkeit (LA), Lydalls D-Faktor (DF) und anderen Persönlichkeitsmerkmalen (QPC; Führungs- und Organisationsbereitschaft, Fähigkeit bzw. Bereitschaft zur Übernahme von Verantwortung u.ä.), sog. 'class-rank'-Variablen (CR; z.B. Noten) und der Schulqualität (SQ) beeinflusst. Indirekt wirken - über LA und zum Teil über DF - die Erbanlagen (G), der familiäre Hintergrund (HO) und die kulturellen Einflüsse (CU) auf b_0 ein. Es ergibt sich somit für b_0 folgende Funktion:

$$(63) b_0 = b_0 (LA (G, HO, CU); DF (HO, CU); QPC; CR; SQ)$$

mit $\partial b_0 / \partial LA > 0$, $\partial b_0 / \partial DF > 0$, $\partial b_0 / \partial QPC > 0$,

$\partial b_0 / \partial CR > 0$, $\partial b_0 / \partial SQ > 0$. ⁴⁾

Mit der eben skizzierten Humankapital-Bildung außerhalb der Phase des Selbsterwerbes sowie dem 'learning-by-doing' sind bisher zwei Faktoren berücksichtigt worden, die auf eine Humankapital-Erhöhung in t hinwirken. Darüber hinaus gilt es aber auch noch zu bedenken,

1) vgl. von Weizsäcker 1986, S.34.

2) vgl. ebenda, S.36.

3) vgl. ebenda, S.39.

4) vgl. ebenda, S.39-41.

daß in Laufe einer Periode ein bestimmtes Quantum an Humankapital abgeschrieben werden muß ($:=\lambda$)¹⁾. Dies kann z.B. auf die mit zunehmendem Alter einsetzende Verschlechterung des Kurzzeitgedächtnisses zurückzuführen sein. Eine andere Ursache für eine Minderung des Humankapital-Bestandes könnte die abnehmende Bedeutung bestimmter beruflicher Qualitäten im Zuge technischen Wandels sein²⁾.

Unter der Berücksichtigung von λ erhält man für den Humankapital-Bestand in der Periode (t+1):

$$(64) \text{HK}_{t+1} = \text{HK}_t + Q_t + c \cdot (1-h_t) \cdot \text{HK}_t - \lambda \cdot \text{HK}_t$$

mit $\text{HK}_0 > 0$ gegeben und $t = 0, 1, 2, \dots, n-1$.³⁾

Im von-Weizsäcker-Modell wird nun ein Individuum über den Lebenszyklus hinweg als Arbeitseinkommens-Maximierer aufgefaßt; d.h. es wird davon ausgegangen, daß ein Individuum den Gegenwartswert seiner sämtlichen (zukünftigen) verfügbaren Arbeitseinkommen - d.h. V - zu maximieren sucht⁴⁾. Als Diskontierungsfaktor dient der Kapitalmarktzins $r (> 0)$, der sich auf einem als perfekt angenommenen⁵⁾ Kapitalmarkt bilden soll:

$$(65) V := \sum_{t=0}^n A_t (1+r)^{-t} \rightarrow \max.!$$

6)

Als Nebenbedingung des in (65) wiedergegebenen Maximierungsproblems stellt sich dabei die oben formulierte Bestimmungsgleichung für HK_{t+1} ⁷⁾.

5.2.2. Die Erweiterung des Modells um die Grundausbildungsphase

In den Erörterungen des Abschnittes 5.2.1. wurde der individuelle Humankapital-Bestand zu Beginn des Erwerbslebens - d.h. HK_0 - als eine exogen vorgegebene Größe aufgefaßt (siehe Gleichung (64)).

1) vgl. von Weizsäcker 1986, S.36.
2) vgl. ebenda, S.37-38.
3) vgl. ebenda, S.36.
4) vgl. ebenda, S.37.
5) vgl. ebenda, S.29.
6) vgl. ebenda, S.37.
7) vgl. ebenda, S.45.

Faktisch wird der anfängliche Humankapital-Bestand aber zumindest zum Teil auf den in der 'Vollzeitschulungs-' bzw. der Grundausbildungsphase erworbenen Qualifikationen aufbauen¹⁾. HK_0 ist somit über die individuell variierende Länge der Grundausbildung ($:= S$) endogenisierbar:

$$(66) \quad HK_0 = HK_0(S) \quad \text{mit } dHK_0/dS > 0, S \in [0, \infty] \text{ und } HK_0(0) > 0. \quad 2)$$

Für die eben angedeutete Beziehung nimmt von Weizsäcker in concreto einen linearen Zusammenhang an:

$$(67) \quad HK_0(S) = a_0 + a_1 \cdot S \quad \text{mit } a_0 > 0 \text{ und } a_1 > 0. \quad 3)$$

In (67) stellt a_0 die individuelle Grundausstattung an Humankapital zu Beginn des Erwerbslebens dar. Sie hängt funktional - nach von Weizsäcker - von G , HO und CU ab⁴⁾.

Mit a_1 wird die individuelle Lerneffizienz während der Grundausbildungsphase - in Analogie zu dem während des Erwerbslebens wirkenden b_0 - gekennzeichnet. Die individuelle Lerneffizienz wird dabei - gemäß von Weizsäcker - direkt (mit positiver Wirkungsrichtung) von LA und DF sowie indirekt von HO , CU (jeweils über LA und DF) und G (über LA) beeinflusst⁵⁾.

Mit dem Einbezug der Grundausbildungsphase in das vorliegende Modell folgt zugleich eine Erweiterung der Maximierungshypothese. Es gilt nunmehr für jedes Individuum, jenes S zu finden, mit dessen Hilfe der Gegenwartswert der individuell verfügbaren Arbeitseinkommen maximiert wird:

$$(68) \quad W := \left(\sum_{t=0}^n A_t^*(S) \cdot (1+r)^{-t} \right) \cdot (1+r)^{-S} \\ = V^*(S) \cdot (1+r)^{-S} \rightarrow \text{max.}! \quad 6)$$

(Anmerkung: Der Stern in (68) deutet ein Optimum an.)

1) vgl. von Weizsäcker 1986, S.57.

2) vgl. ebenda, S.58. Anmerkung: Der Ausdruck $HK_0(0) > 0$ berücksichtigt, daß in realiter auch Personen ohne - nennenswerte - Ausbildung (z.B. Hilfsarbeiter) ein positives Arbeitseinkommen beziehen (vgl. von Weizsäcker 1986, S.58).

3) vgl. von Weizsäcker 1986, S.63.

4) vgl. ebenda, S.64.

5) vgl. ebenda, S.64-65.

6) vgl. ebenda, S.59.

5.3. Verteilungstheoretische Erörterungen

Die Lebenszyklus-Orientierung des von-Weizsäcker-Modells¹⁾ gestattet es, die Verteilungsfrage gleich auf drei Ebenen anzusprechen:

- a) auf der Ebene der Intrakohorten-Verteilung des Arbeitseinkommens²⁾,
- b) auf der Ebene der Gesamtverteilung des Arbeitseinkommens³⁾ und
- c) auf der Ebene der Lebenszyklus-Verteilung des Arbeitseinkommens⁴⁾.

Diese drei Verteilungsarten werden in der genannten Reihenfolge nachstehend behandelt.

5.3.1. Die Intrakohorten-Verteilung des Arbeitseinkommens

Unter der Intrakohorten-Verteilung des Arbeitseinkommens soll hier die Verteilung des Arbeitseinkommens innerhalb einer Gruppe von Individuen desselben Arbeitsalters verstanden werden⁵⁾.

Ausgehend von der allgemeinen Dichtefunktion des - über Gleichung (68) - optimierten Arbeitseinkommens Y_t^{**} :

$$(69) f_{Y_t^{**}}(y_t) = \int_{-\infty}^{\infty} (1/|a_t|) \cdot f_{A_t^{**}}(a_t) \cdot f_{C_t}(y_t/a_t) \cdot da_t, \quad 6)$$

würde für die Intrakohorten-Verteilung des (optimalen) Arbeitseinkommens beispielsweise dann eine - empirisch fundierte⁷⁾ - Lognormalverteilung folgen, wenn sowohl die (optimale) permanente Einkommenskomponente A_t^{**} als auch der transitorische Einkommensteil C_t lognormalverteilt wären⁸⁾.

In der Tat lassen sich im Rahmen des von-Weizsäcker-Modells einige Argumente für eine rechtsschiefe Verteilung von A_t^{**} bzw. C_t - mit den entsprechenden Rückwirkungen auf Y_t^{**} - finden.

Für eine rechtsschiefe Verteilung von A_t^{**} könnte man u.a. anführen:

- (1.) Das A_t^{**} -Element a_1 ist wahrscheinlich rechtsschief verteilt, da die a_1 zugrunde liegenden Komponenten Lernfähigkeit und D-Faktor ihrerseits wegen der (vermutlich) multiplikativen

1) vgl. hierzu die Gleichungen (65) und (68) dieser Arbeit (auf S.91 bzw. S.92).

2) vgl. von Weizsäcker 1986, Kapitel 3.

3) vgl. ebenda, Kapitel 4.

4) vgl. ebenda, Kapitel 5.

5) vgl. ebenda, S.96.

6) vgl. ebenda, S.99 (vgl. in diesem Kontext auch die theoretische Verteilungsfunktion in Gleichung (60) auf S.88 dieser Arbeit).

7) vgl. etwa Thatcher 1976, S.227-228, oder Phelps Brown 1977, S.285-289.

8) vgl. von Weizsäcker 1986, S.100.

Grundstruktur ihrer Teilkomponenten jeweils rechtsschief verteilt sind;

- (2.) Das A_t^{**} -Element b_0 ist wahrscheinlich rechtsschief verteilt (mit einer analogen Begründung wie bei (1.));
- (3.) Die A_t^{**} -Elemente a_1 und b_0 sind positiv miteinander korreliert, da die in b_0 enthaltenen Faktoren Lernfähigkeit und D-Faktor - mit jeweils derselben Wirkungsrichtung - auch in a_1 eingehen¹⁾.

Eine rechtsschiefe Verteilung von C_t motiviert von Weizsäcker dadurch, daß C_t ($:= \prod_{i=0}^t (1+e_i)$) - mit der Annahme der identischen, unabhängigen Verteiltheit der e_i ²⁾ - nach dem Zentralen Grenzwertsatz für große t asymptotisch lognormalverteilt ist³⁾.

Eine Tendenz zur Rechtsschiefe der Intrakohorten-Verteilung des Arbeitseinkommens wird darüber hinaus noch durch die multiplikative Verknüpfung von A_t^{**} und C_t erzeugt⁴⁾ (Anmerkung: Es gilt bekanntlich: $Y_t^{**} = A_t^{**} \cdot C_t$ ⁵⁾).

Interessiert aus verteilungstheoretischem Blickwinkel die Generierung der empirischen Dichtefunktion des Arbeitseinkommens, so ist aus verteilungspolitischer Sicht eher die Einkommensungleichheit per se von Bedeutung⁶⁾. Wählt man für diese als Maßzahl den quadrierten Variationskoeffizienten von Y_t^{**} ($:= V_{Y_t^{**}}^2$) - definiert als der Quotient aus der Varianz von Y_t^{**} und dem arithmetischen Mittel von Y_t^{**} -, ergibt sich im Rahmen des von Weizsäcker-Modells folgender Zusammenhang:

$$(70) V_{Y_t^{**}}^2 = V_{A_t^{**}}^2 + V_{C_t}^2 + V_{A_t^{**}}^2 \cdot V_{C_t}^2 \quad 7)$$

Aus (70) wird deutlich, daß cet. par. die durch $V_{Y_t^{**}}^2$ gemessene Einkommensungleichheit in den einzelnen Kohorten dann ansteigt, wenn $V_{A_t^{**}}^2$ (sozusagen die permanente Ungleichheit) und/oder $V_{C_t}^2$

1) vgl. von Weizsäcker 1986, S.110-115.
2) vgl. hierzu ebenda, S.16.
3) vgl. ebenda, S.107-109.
4) vgl. ebenda, S.101.
5) vgl. hierzu S.87 dieser Arbeit.
6) vgl. von Weizsäcker 1986, S.102.
7) vgl. ebenda, S.103.

(sozusagen die transitorische Ungleichheit) sich erhöhen¹⁾.

Insgesamt läßt Gleichung (70) somit erkennen:

"Einkommensungleichheit resultiert m.E. (...) aus einem simultanen Zusammenwirken der genannten Faktoren. Fähigkeitsverteilungen, Ökonomiestrukturen, Lebenszyklusentscheidungen und Zufallsschocks wirken Hand in Hand (...)"²⁾

5.3.2. Die Gesamtverteilung des Arbeitseinkommens

Will man von der Intrakohorten-Verteilung auf die Gesamtverteilung des Arbeitseinkommens schließen, ist die Einbeziehung der Altersverteilung der betreffenden Volkswirtschaft erforderlich³⁾.

Hierzu ist zunächst die Wahrscheinlichkeit, ein bestimmtes Arbeitsalter t zu erreichen (die sog. Überlebenswahrscheinlichkeit; durch $L(t)$ symbolisiert), von Bedeutung. Sie kann durch folgenden Ausdruck beschrieben werden (mit μ_2 als Sterberate):

$$(71) L(t) = (1 + \mu_2)^{-t} \quad \text{mit } \mu_2 > 0 \text{ und } t = 0, 1, 2, \dots, n. \quad 4)$$

Auf der anderen Seite gilt für die Anzahl der 'Geburten' (d.h. für die Anzahl der Markteintritte):

$$(72) GB_t = GB_0 (1 + \mu_1)^t$$

(mit GB_0 als 'Geburten'-Anzahl in $t = 0$ - also zum Zeitpunkt des Beginns der Erwerbsphase - und μ_1 als geometrischer 'Geburten'-Zuwachsrates pro Periode)⁵⁾.

Aus den in (71) bzw. (72) enthaltenen Informationen läßt sich der (erwartete) Anteil der t -jährigen an der Gesamtbevölkerung zum Zeitpunkt \hat{t} ermitteln:

$$(73) H(t) = \left[GB_0 \cdot (1 + \mu_1)^{\hat{t}-t} \cdot L(t) \right] / \left[\sum_t GB_0 \cdot (1 + \mu_1)^{\hat{t}-t} \cdot L(t) \right] \\ = \left[(1 + \mu_1)^{-t} \cdot L(t) \right] / \left[\sum_t (1 + \mu_1)^{-t} \cdot L(t) \right]. \quad 6)$$

1) vgl. von Weizsäcker 1986, S.104.

2) ebenda, S.106.

3) vgl. ebenda, S.149.

4) vgl. ebenda, S.150.

5) vgl. ebenda, S.150-151.

6) vgl. ebenda, S.151.

Über die aus (73) ermittelbare Altersverteilung gewinnt man schließlich die (**erwartete**) relative Häufigkeitsverteilung des Arbeitseinkommens für die betreffende Volkswirtschaft:

$$(74) f_{y^{**}}(y) = \sum_{t=0}^n H(t) \cdot f_{y_t^{**}}(y).$$

(Anmerkung: In (74) repräsentiert $f_{y_t^{**}}(y)$ die Intrakohorten-Verteilung des Arbeitseinkommens, während $f_{y^{**}}(y)$ für die Gesamtverteilung des Arbeitseinkommens steht.)¹⁾

Wie von Weizsäcker im weiteren zeigt, kann aus (74) abgeleitet werden, daß die Gesamtverteilung des Arbeitseinkommens bei rechtsschiefer Intrakohorten-Verteilung genau dann auch rechtsschief ist, wenn die Varianzen und die arithmetischen Mittel der einzelnen Kohorten (d.h. die $\sigma_{y_t^{**}}^2$ und die $\mu_{y_t^{**}}$) positiv miteinander korreliert sind. Dies ist - nach von Weizsäcker - empirisch für weite Teile des Arbeitslebens bestätigbar²⁾.

5.3.3. Die Lebenszyklus-Verteilung des Arbeitseinkommens

Als letzten Verteilungstypus diskutiert von Weizsäcker auf der Grundlage seines Modells die Verteilung des Lebensarbeitseinkommens. Die Beschäftigung mit dieser Art der Verteilung drängt sich u.a. deshalb auf, weil mit ihrer Hilfe Verzerrungen, die durch die Altersstruktur der Bevölkerung hervorgerufen werden, ausgeschaltet werden können³⁾.

In empirischen (Längsschnitts-) Studien wurde z.B. neben einem Ansteigen der Einkommensvarianz mit zunehmendem Alter in den einzelnen Alters-Kohorten auch eine stetige Erhöhung des durchschnittlichen absoluten Arbeitseinkommens mit steigendem Alter festgestellt⁴⁾.

Es stellt sich daher die Frage, ob das Lebensarbeitseinkommen - d.h. der Gegenwartswert der individuellen Periodeneinkommen - gleichmäßiger als das Periodeneinkommen innerhalb einer Volkswirtschaft verteilt ist.

1) vgl. von Weizsäcker 1986, S.149.

2) vgl. ebenda, S.159.

3) vgl. ebenda, S.173.

4) vgl. in diesem Kontext z.B. Creedy/Hart 1979, S.282-283, Schmähl/Göbel 1963, S.165-169, Papastefanou 1981, S.15-28, oder Mayer/Papastefanou 1983, S.113-119.

In von Weizsäckers Ansatz ist diese Frage um so eher mit Nein zu beantworten, desto

- größer die Summe aus 'Geburten'-Zuwachsrate und Sterberate
 - größer der Bevölkerungsanteil der jüngeren Kohorten
 - kleiner der Zinssatz r
 - schlechter die 'learning-by-doing'-Möglichkeiten
 - schneller der durch Veralterung bedingte Produktivitätsverfall
 - kleiner die Humankapital-Produktionselastizitäten b_1 und b_2
 - größer die durchschnittliche Vollzeitschulungseffizienz μ_{a_1}
 - größer der durchschnittliche Humankapitalgrundstock μ_{a_0}
- ist/sind.

(Anmerkung: Als Ungleichheitsmaß dient bei von Weizsäcker erneut der quadrierte Variationskoeffizient.)¹⁾

Einige der eben angeführten Punkte sollen im folgenden zur **Illustration** kurz ausgeführt werden.

Eine erhöhte Veralterungsrate Ω z.B. führt cet. par. zu einer Reduzierung der Ungleichheit des Lebensarbeitseinkommens. Dies liegt darin begründet, daß 'fähigere' Individuen (also solche mit einem höheren a_1 und/oder einem höheren b_0) von einem erhöhten Humankapital-Verfall cet. par. vergleichsweise stärker als weniger 'fähige' Personen betroffen sind²⁾. Gleiches gilt beispielsweise auch für eine Erhöhung des Zinssatzes³⁾ oder eine Verschlechterung der 'learning-by-doing'-Möglichkeiten in einer Volkswirtschaft⁴⁾: Jeweils sind 'fähigere' Individuen relativ stärker als weniger 'fähige' Individuen betroffen, was jeweils cet. par. auf eine Einkommensnivellierung hinwirkt.

Gegen Ende dieses Abschnittes sei noch vermerkt, daß die Frage, ob die Lebens- oder die Periodeneinkommensverteilung gleichmäßiger ist, auch empirisch nicht abschließend beurteilt werden kann. Ein derartiger Vergleich hängt - wie Krupp anführt - von der Einkommensentwicklung der jüngeren Kohorten ab. Da jedoch aus dem Schicksal

1) vgl. von Weizsäcker 1986, S.189.

2) vgl. ebenda, S.180-181.

3) vgl. ebenda, S.183.

4) vgl. ebenda, S.179-180.

vergängerer Kohorten nicht ohne weiteres auf die Einkommensentwicklung späterer Kohorten geschlossen werden kann (d.h. es existieren sog. Kohorten-Effekte), muß sich ein Vergleich zwischen der Lebens- und der Periodeneinkommensverteilung auf Annahmen über den weiteren Einkommensverlauf der jungen Population gründen. Damit ist aber eine abschließende empirische Beurteilung nicht möglich¹⁾.

5.4. Abschließende Bemerkungen zum von-Weizsäcker-Modell der personellen Einkommensverteilung

Wie mehrfach angesprochen²⁾, ist die theoretische Fundierung des von-Weizsäcker-Modells in erster Linie der Humankapital-Ansatz. Dies zeigt sich insbesondere an der Annahme, die Bildung von Humankapital sei das Ergebnis einer rationalen Entscheidung jedes Individuums, den Gegenwartswert seiner zukünftigen Einkommensströme zu maximieren³⁾.

Die mit dieser Hypothese zusammenhängenden Schwächen sind offenkundig. Um die einzelnen Einkommensströme miteinander vergleichen zu können, ist ein konstanter Diskontierungsfaktor erforderlich. Dieser gleicht bei von Weizsäcker dem Zinssatz r , der sich auf einem vollkommenen Kapitalmarkt (für Humankapital-Investitionen) bilden soll. Die notwendige Annahme eines vollkommenen Kapitalmarktes (für Humankapital-Investitionen) bedeutet u.a., daß jedes Individuum (zum Zinssatz r) unbegrenzt viele Humankapital-Investitionen tätigen kann⁴⁾. Dem ist in der Realität jedoch nicht so: Einigen Individuen ist beispielsweise der Zugang zu den Hochschulen infolge fehlenden Abiturs versperrt, so daß diese Personen entsprechende Bildungs-Investitionen nicht wahrnehmen können⁵⁾.

Damit die einzelnen Einkommensströme auf einen Gegenwartswert abgezinst werden können, müssen sie zudem bekannt sein. Hierzu trifft von Weizsäcker die Annahme, die letztlich realisierten Einkommensströme würden mit den von den Individuen erwarteten Einkommens-

1) vgl. Krupp 1983, S.177-178.

2) vgl. hierzu die S.86 und S.88 dieser Arbeit.

3) vgl. hierzu von Weizsäcker 1986, S.37. Auf dieses Wesensmerkmal des Humankapital-Ansatzes macht im Übrigen z.B. Lydall 1981, S.132, aufmerksam.

4) vgl. von Weizsäcker 1986, S.29 (Annahme 4).

5) vgl. Lydall 1981, S.132.

strömen übereinstimmen¹⁾. Auch diese Annahme erscheint nicht sonderlich realistisch zu sein²⁾.

Ein weiterer möglicher Kritikpunkt gegen den von-Weizsäcker-Ansatz ist ferner dessen weitgehend partialanalytischer, d.h. angebots-orientierter, Charakter³⁾.

Die bisherigen Einwände gegen das von-Weizsäcker-Modell bezogen sich auf die permanente Arbeitseinkommenskomponente A_t . Ein anderes Problem des von-Weizsäcker-Ansatzes hängt demgegenüber mit der transitorischen (Zufalls-) Komponente C_t zusammen. Als Folge der nur noch vorübergehenden Einkommenseffekte der einzelnen Zufallseinflüsse erscheint zwar deren zeitliche Unabhängigkeit - im Gegensatz zu den stochastischen Prozeßtheorien des Abschnittes 3.2.⁴⁾ - begründet; die Problematik der interpersonellen Abhängigkeit der einzelnen Zufallsschocks bleibt jedoch bei von Weizsäcker wie bei den anderen, in Abschnitt 3.2. genannten stochastischen Ansätzen bestehen (und läßt die Anwendung des Zentralen Grenzwertes bei verteilungstheoretischen Erörterungen fraglich erscheinen). Ein Beispiel für eine interpersonelle Abhängigkeit der einzelnen Zufallseinflüsse wäre etwa, daß die Ernte mehrerer Landwirte gleichzeitig vom Zufallseffekt 'Regen' beeinflusst wird⁵⁾.

Trotz der angeführten Kritikpunkte kann man den von-Weizsäcker-Ansatz aber als einen Fortschritt im Vergleich zu den in Abschnitt 3.2. skizzierten stochastischen Prozeßtheorien bezeichnen, weil er ökonomisch vergleichsweise gehaltvolle Aussagen anbietet⁶⁾.

Man könnte das bei von Weizsäcker unterstellte Rationalkalkül der einzelnen Individuen zumindest als eine erste Annäherung an die Realität akzeptieren. Hinzu kommt, daß es die Integration multifaktorieller Elemente ermöglicht, ohne daß das multifaktoriellen Ansätzen teilweise entgegengebrachte Argument, sie enthielten keine mikroökonomische Theorie, greifen kann.

1) vgl. von Weizsäcker 1986, S.31 (Annahme 7).

2) vgl. Lydall 1981, S.132.

3) vgl. hierzu von Weizsäcker 1986, S.30-31.

4) vgl. hierzu auch S.23 dieser Arbeit.

5) vgl. von Weizsäcker 1986, S.22-23.

6) vgl. ebenda, S.145 oder S.22.

6. Schlußbetrachtung

Nach der Präsentation einiger empirischer Ergebnisse wurden im theoretischen Teil dieser Arbeit zunächst die rein stochastischen Prozeßtheorien der personellen Einkommensverteilung angesprochen (Abschnitt 3.2.). Hierbei zeigte sich, daß die Annahmen, die dem genannten Theorienkomplex zugrunde liegen, zum Teil zweifelhaft sind. Kann man beispielsweise für naturwissenschaftliche Erscheinungen - im Rahmen eines Markoff-Ansatzes - konstante Übergangswahrscheinlichkeiten über die Zeit hinweg möglicherweise noch rechtfertigen, scheint diese Annahme für soziale Vorgänge angesichts deren größerer Instabilität im Zeitablauf nicht sonderlich realistisch zu sein. Zudem befriedigt die Grundposition der rein stochastischen Prozeßtheorien, die Einkommensverteilung sei das Resultat mehrerer im Zeitablauf wirkender (nicht-spezifisierbarer) Zufallskräfte, auch aus verteilungspolitischer Sicht nicht. Dies liegt darin begründet, daß strukturelle Erklärungselemente nicht offengelegt werden, die aber gerade für wirtschaftspolitisches Handeln als Anknüpfungspunkt erforderlich wären.

Als Ansätze zur Überwindung der ökonomischen Inhaltslosigkeit der rein stochastischen Prozeßtheorien wurden in Abschnitt 3.3.1. zwei Modelle aus dem Bereich der Vermögensverteilung von Shorrocks (3.3.1.1.) und von Pestieau/Possen (3.3.1.2.) vorgestellt. Shorrocks ist dabei dem Grundgedanken der rein stochastischen Prozeßtheorien verhaftet, daß die einzelnen Verteilungseinflüsse nicht identifizierbar seien. Bei ihm variieren die Übergangswahrscheinlichkeiten demzufolge lediglich über den Faktor Zeit. Demgegenüber wird bei Pestieau/Possen der theoretische Rahmen stochastischer Prozesse (konkret: das Gesetz des proportionalen Effektes) im Grunde genommen nur als Ausgangspunkt benutzt, um ein mikroökonomisches Modell der personellen Vermögensverteilung aufzubauen. Dies führt dazu, daß der Ansatz von Pestieau/Possen wegen seiner weitgehenden Determiniertheit in einem strengen Sinne nicht mehr als stochastisch zu kennzeichnen ist.

Inhaltlich steht die Theorie von Pestieau/Possen in einem engen Zusammenhang mit den mikroökonomischen Modellen Thurows (3.3.2.1.) und Friedmans (3.3.2.2.). Im Unterschied zum Ansatz von Pestieau/Possen wird aber bei Thurow und Friedman nicht auf die Theorie der stochastischen Prozesse - zumindest nicht mathematisch-explizit - zurückgegriffen; stochastische Einflüsse haben gleichwohl jeweils eine große Modell-Bedeutung.

Die Trennung systematischer Verteilungseinflüsse von Zufallseffekten bei Thurow und Friedman leitet über zu den multifaktoriellen Ansätzen der personellen Einkommensverteilung (Kapitel vier). In diesen theoretischen Konstrukten wird der Versuch unternommen, möglichst viele systematische Verteilungseinflüsse zu identifizieren. Hierbei werden neben ökonomischen Variablen (wie etwa Ausbildungs-Investitionen) auch nicht-ökonomische Faktoren (wie z.B. Intelligenz oder Lydalls D-Faktor) berücksichtigt. Die Integration von nicht-ökonomischen Elementen ist m.E. begrüßenswert, da sie darauf aufmerksam macht, daß ökonomische Phänomene mitunter durch interdisziplinäre Forschung möglicherweise sinnvoller als durch rein ökonomische Analyse angegangen werden können¹⁾.

Daß interdisziplinäre Ansätze gegenwärtig aber noch große Mängel aufweisen, wird im Bereich der personellen Einkommensverteilung daran ersichtlich, daß wesentliche Kausalzusammenhänge entweder überhaupt noch nicht untersucht oder für die empirische Analyse noch nicht ausreichend operationalisiert worden sind (vgl. in diesem Zusammenhang die Beziehung von Lydalls D-Faktor zur Variablen Einkommen). Dies führt dazu, daß die wirtschaftspolitische Relevanz multifaktorieller Ansätze m.E. gegenwärtig unbefriedigend ist.

Dieses Manko trifft folglich auch auf das von-Weizsäcker-Modell (Kapitel fünf) zu, das eine Synthese aus rein stochastischen Prozeßtheorien und multifaktoriellen Erklärungsansätzen darstellt. Zudem bietet es ein (humankapital-theoretisch fundiertes) individuelles Entscheidungskalkül an, indem das einzelne Wirtschaftssubjekt als Arbeitseinkommens-Maximierer begriffen wird. Dieser synthetische Charakter macht das von-Weizsäcker-Modell m.E. wissenschaftstheoretisch wertvoll und sollte als Ausgangspunkt für zukünftige Analysen der personellen Einkommensverteilung dienen.

Nichtsdestotrotz bleibt aus verteilungspolitischem Blickwinkel festzuhalten, daß die bisherigen Erklärungsansätze im Bereich der personellen Einkommensverteilung noch nicht sonderlich überzeugen können. Mit Blümle **ist daher abschließend festzustellen:**

"Angesichts des allgemein als immer wichtiger empfundenen Zieles der Verteilungsgerechtigkeit steht hier [im Bereich der personellen Einkommensverteilung; der Verfasser dieser Arbeit] **eine große Aufgabe** für Theorie und Empirie an." 2)

1) vgl. hierzu Capra 1988, S.256.

2) Blümle 1974, S.93.

Anhang A

In Ergänzung zu den Abbildungen des Abschnittes 2.1. werden in Anhang A weitere Verteilungen der personellen Einkommen in der Bundesrepublik Deutschland für verschiedene Jahre in graphischer Form dargestellt. Die nachstehenden Einkommensverteilungen sind - in Analogie zu Abschnitt 2.1. - in die Präsentation der ursprünglichen Einkommenswerte und in die Abbildung der dazu gehörigen logarithmierten Einkommenswerte aufgespalten. Diese Aufteilung wurde gewählt, um jeweils die typischerweise rechtsschiefe Verteilung der personellen Einkommen in der Bundesrepublik Deutschland der annähernd symmetrischen Verteilung der logarithmierten Einkommen gegenüberzustellen.

Während die Abbildungen A.1 bis A.4 aufgrund von Daten der diversen Einkommens- und Verbrauchsstichproben (EVS) erstellt wurden, liegen den Abbildungen A.5 bis A.9 Daten aus sekundär-statistischen (u.a. auf den jeweiligen Einkommens- und Verbrauchsstichproben aufbauenden) Modellberechnungen des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung (DIW)¹⁾ zugrunde.

1) Zur Berechnungsmethode des DIW vgl. Göseke/Bedau 1974, insbesondere S.16-29.

Tabelle A.1: Die Einkommensverteilung der privaten Haushalte^{a)} in der Bundesrepublik Deutschland - Ergebnis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1962/1963

Monatliches Haushaltsnettoeinkommen von ... bis unter ... DM	Klassenmitte ^{b)}	Relative Häufigkeit in %	Normierte relative Häufigkeit in % ^{c)}
unter 200	100	2,8	1,4
200- 300	150	5,8	5,8
300- 400	350	6,2	6,2
400- 500	450	6,8	6,8
500- 600	550	9,3	9,3
600- 700	650	10,6	10,6
700- 800	750	10,6	10,6
800- 900	850	9,9	9,9
900-1000	950	7,8	7,8
1000-1100	1050	6,3	6,3
1100-1200	1150	4,9	4,9
1200-1300	1250	3,7	3,7
1300-1400	1350	3,1	3,1
1400-1500	1450	2,3	2,3
1500-2000	1750	5,8	1,2
2000 und mehr	.	4,1	.
Summe:		100,0	

- a) ohne Haushalte von Ausländern und ohne Haushalte in Anstalten
- b) eigene Berechnung nach folgender Formel:
(Klassenobergrenze + Klassenuntergrenze) / 2
- c) eigene Berechnung, Normierung auf eine Klassenbreite von 100 DM

Quellen: Euler 1967, S.82, und eigene Berechnungen (Spalten 2 und 4).

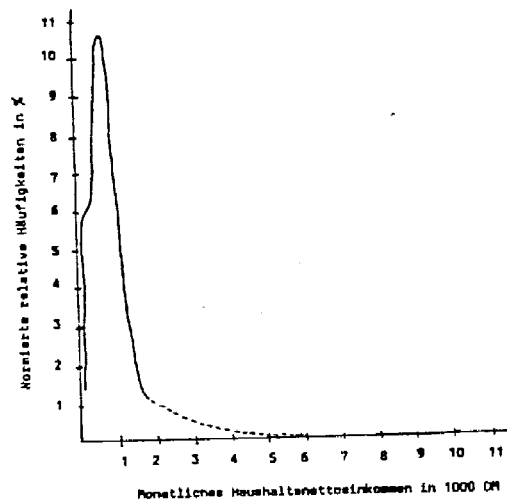


Abb. A.1a: Die personelle (Netto-) Einkommensverteilung in der BRD nach der EVS 1962/63 (originäre Einkommenswerte)

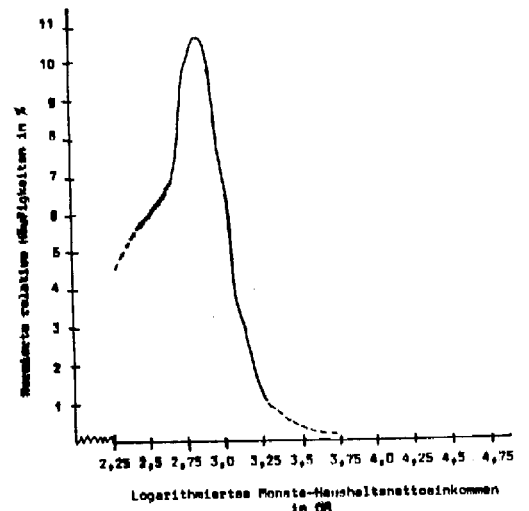


Abb. A.1b: Die personelle (Netto-) Einkommensverteilung in der BRD nach der EVS 1962/63 (logarithmierte Einkommenswerte)

Tabelle A.2: Die Einkommensverteilung der privaten Haushalte^{a)} in der Bundesrepublik Deutschland - Ergebnis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1969

Monatliches Haushaltsnettoeinkommen von ... bis unter ... DM	Klassenmitte ^{b)}	Relative Häufigkeit in %	Normierte relative Häufigkeit in % ^{c)}
0- 300	150	2,2	1,5
300- 600	450	12,4	8,3
600- 800	700	10,0	10,0
800- 1000	900	11,7	11,7
1000- 1200	1100	12,5	12,5
1200- 1400	1300	11,5	11,5
1400- 1600	1500	9,4	9,4
1600- 1800	1700	7,4	7,4
1800- 2000	1900	5,7	5,7
2000- 2500	2250	8,6	3,4
2500- 3000	2750	3,9	1,6
3000- 4000	3500	2,9	0,6
4000- 5000	4500	0,9	0,2
5000-10000	7500	0,8	0,03
Summe:		100,0	

- a) ohne Haushalte von Ausländern, ohne Haushalte in Anstalten und ohne Haushalte mit einem monatlichen Haushaltsnettoeinkommen von 10000 DM und mehr
- b) eigene Berechnung nach folgender Formel:
(Klassenobergrenze + Klassenuntergrenze) / 2
- c) eigene Berechnung, Normierung auf eine Klassenbreite von 200 DM

Quellen: Euler 1972, S.708, Euler 1982, S.664, und eigene Berechnungen (Spalten 2 und 4).

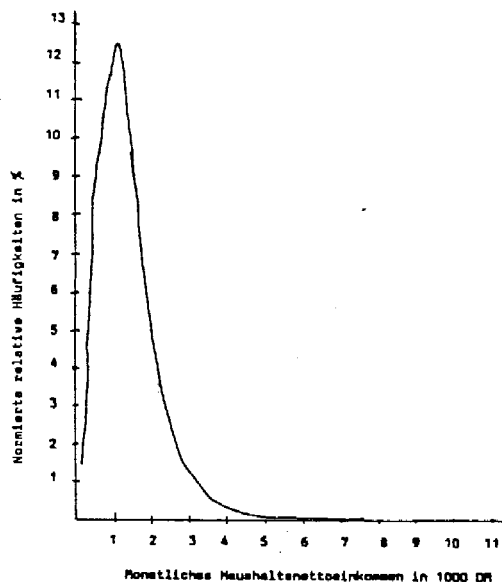


Abb. A.2a: Die personelle (Netto-) Einkommensverteilung in der BRD nach der EVS 1969 (originäre Einkommenswerte)

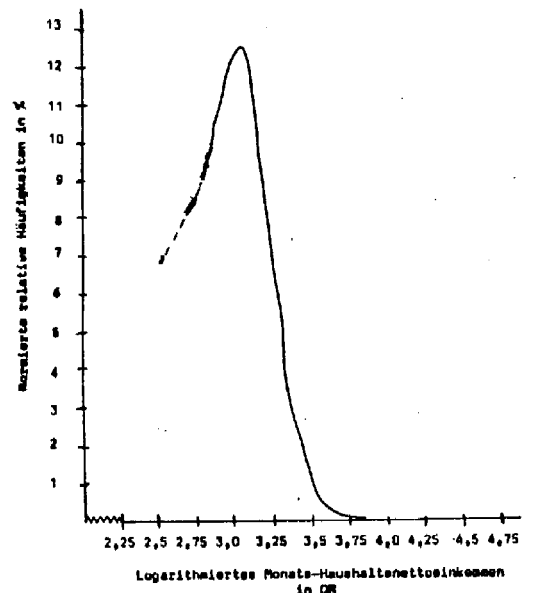


Abb. A.2b: Die personelle (Netto-) Einkommensverteilung in der BRD nach der EVS 1969 (logarithmierte Einkommenswerte)

Tabelle A.3: Die Einkommensverteilung der privaten Haushalte^{a)}
in der Bundesrepublik Deutschland - Ergebnis der
Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1973

Monatliches Haushaltsnettoeinkommen von ... bis unter ... DM	Klassenmitte ^{b)}	Relative Häufigkeit in %	Normierte relative Häufigkeit in % ^{c)}
0- 400	200	1,0	0,2
400- 500	450	1,9	1,9
500- 600	550	2,5	2,5
600- 700	650	3,0	3,0
700- 800	750	3,3	3,3
800- 900	850	3,3	3,3
900- 1000	950	3,3	3,3
1000- 1100	1050	3,2	3,2
1100- 1200	1150	3,3	3,3
1200- 1300	1250	3,4	3,4
1300- 1400	1350	3,5	3,5
1400- 1500	1450	4,0	4,0
1500- 1600	1550	4,0	4,0
1600- 1700	1650	4,1	4,1
1700- 1800	1750	4,0	4,0
1800- 1900	1850	4,0	4,0
1900- 2000	1950	3,9	3,9
2000- 2500	2250	17,0	3,4
2500- 3000	2750	11,3	2,3
3000- 4000	3500	10,2	1,0
4000- 5000	4500	3,3	0,3
5000-10000	7500	2,2	0,044
10000-15000	12500	(0,2)	(0,004)
Summe:		100,0	

- a) ohne Haushalte von Ausländern, ohne Haushalte in Anstalten und ohne Haushalte mit einem monatlichen Haushaltsnettoeinkommen von 15000 DM und mehr
- b) eigene Berechnung nach folgender Formel:
(Klassenobergrenze + Klassenuntergrenze) / 2
- c) eigene Berechnung, Normierung auf eine Klassenbreite von 100 DM

Quellen: Euler 1977, S.735, und eigene Berechnungen (Spalten 2 und 4).

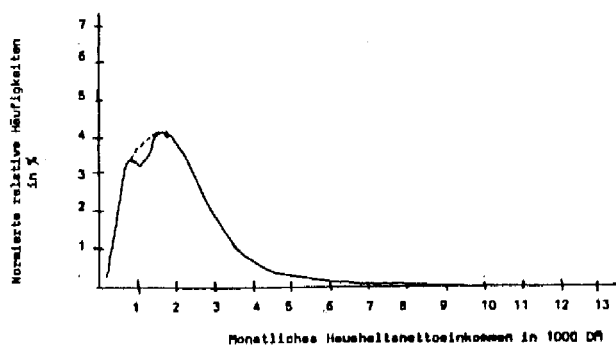


Abb. A.3a: Die personelle (Netto-) Einkommensverteilung in der BRD nach der EVS 1973 (originäre Einkommenswerte)

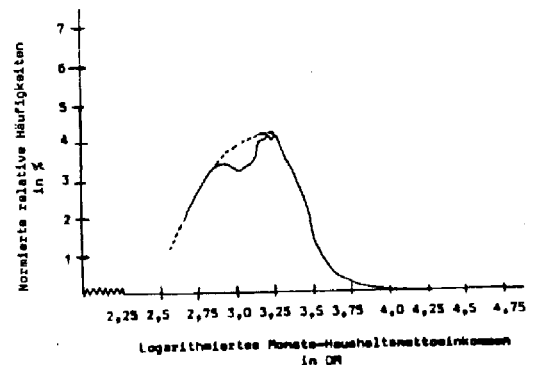


Abb. A.3b: Die personelle (Netto-) Einkommensverteilung in der BRD nach der EVS 1973 (logarithmierte Einkommenswerte)

Tabelle A.4: Die Einkommensverteilung der privaten Haushalte^{a)}
in der Bundesrepublik Deutschland - Ergebnis der
Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1978

Monatliches Haushaltsnettoeinkommen von ... bis unter ... DM	Klassenmitte ^{b)}	Relative Häufigkeit in %	Normierte relative Häufigkeit in % ^{c)}
0- 600	300	1,6	0,5
600- 800	700	3,6	3,6
800- 1000	900	4,4	4,4
1000- 1200	1100	5,4	5,4
1200- 1400	1300	5,0	5,0
1400- 1600	1500	5,3	5,3
1600- 1800	1700	5,8	5,8
1800- 2000	1900	5,5	5,5
2000- 2200	2100	5,6	5,6
2200- 2500	2350	8,3	5,5
2500- 3000	2750	12,3	5,1
3000- 3500	3250	11,1	4,4
3500- 4000	3750	8,2	3,3
4000- 5000	4500	9,5	1,9
5000-20000	12500	7,9	0,1
Summe:		100,0	

- a) ohne Haushalte von Ausländern, ohne Haushalte in Anstalten und ohne Haushalte mit einem monatlichen Haushaltsnettoeinkommen von 20000 DM und mehr
- b) eigene Berechnung nach folgender Formel:
(Klassenobergrenze + Klassenuntergrenze) / 2
- c) eigene Berechnung, Normierung auf eine Klassenbreite von 200 DM

Quellen: Euler 1982, S.664, Statistisches Bundesamt 1983, S.457, und eigene Berechnungen (Spalten 2 und 4)

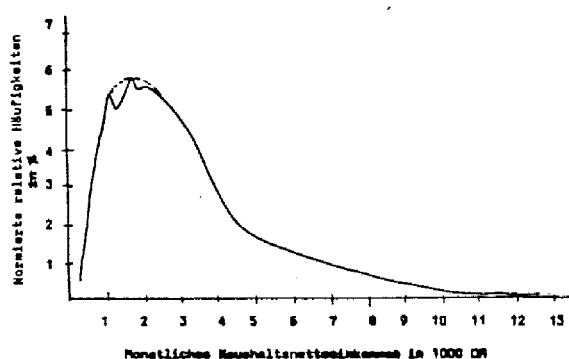


Abb. A.4a: Die personelle (Netto-) Einkommensverteilung in der BRD nach der EVS 1978 (originäre Einkommenswerte)

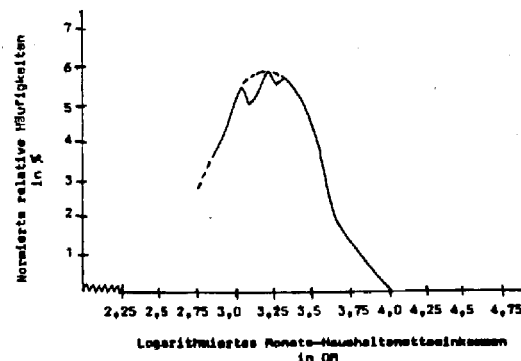


Abb. A.4b: Die personelle (Netto-) Einkommensverteilung in der BRD nach der EVS 1978 (logarithmierte Einkommenswerte)

Tabelle A.5: Die Einkommensverteilung der privaten Haushalte^{a)}
in der Bundesrepublik Deutschland 1975 - DIW-
Berechnung

Monatliches Haushaltsnettoeinkommen von ... bis unter ... DM	Klassenmitte	Relative Häufigkeit in %	Normierte relative Häufigkeit in % ^{b)}
unter 700	559	4,4	0,6
700- 800	759	3,0	3,0
800- 900	853	4,0	4,0
900-1000	952	4,5	4,5
1000-1100	1050	4,7	4,7
1100-1200	1151	4,6	4,6
1200-1300	1250	4,4	4,4
1300-1400	1350	4,2	4,2
1400-1500	1450	3,9	3,9
1500-1750	1625	8,9	3,6
1750-2000	1873	7,9	3,2
2000-2250	2122	6,9	2,8
2250-2500	2372	5,8	2,3
2500-2750	2620	4,8	1,9
2750-3000	2870	3,7	1,5
3000-4000	3456	10,2	1,0
4000-5000	4429	6,1	0,6
5000-6000	5407	3,6	0,4
6000-7000	6355	2,0	0,2
7000 und mehr	12170	2,4	0
Summe:		100,0	

- a) ohne Einkommen der Personen in Anstaltshaushalten
b) Normierung auf eine Klassenbreite von 100 DM (eigene Berechnung)

Quellen: Bedau/Göseke 1976, S.283, und eigene Berechnungen (Spalte 4).

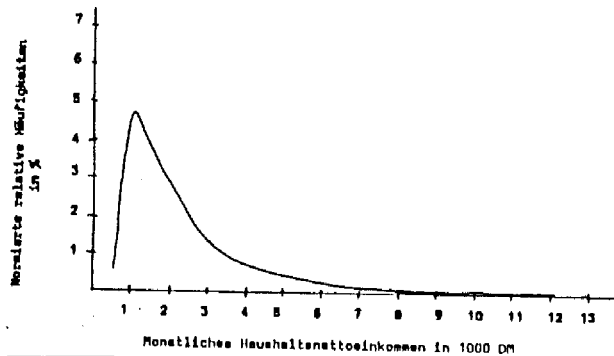


Abb. A.5a: Die personelle (Netto-) Einkommensverteilung 1975 in der BRD nach Berechnungen des DIW (originäre Einkommenswerte)

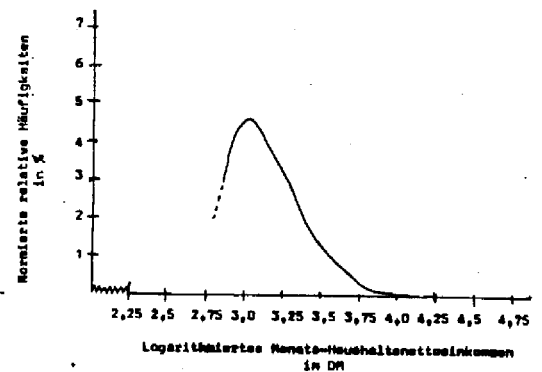


Abb. A.5b: Die personelle (Netto-) Einkommensverteilung 1975 in der BRD nach Berechnungen des DIW (logarithmierte Einkommenswerte)

Tabelle A.6: Die Einkommensverteilung der privaten Haushalte^{a)}
in der Bundesrepublik Deutschland 1976 - DIW-
Berechnung

Monatliches Haushaltsnettoeinkommen von ... bis unter ... DM	Klassenmitte	Relative Häufigkeit in %	Normierte relative Häufigkeit in % ^{b)}
unter 1000	802	13,7	3,4
1000- 1250	1135	9,4	9,4
1250- 1500	1380	9,8	9,8
1500- 1750	1627	9,3	9,3
1750- 2000	1875	8,5	8,5
2000- 2250	2123	7,5	7,5
2250- 2500	2372	6,5	6,5
2500- 2750	2621	5,5	5,5
2750- 3000	2871	4,5	4,5
3000- 3250	3122	3,7	3,7
3250- 3500	3372	3,0	3,0
3500- 3750	3624	2,3	2,3
3750- 4000	3870	1,8	1,8
4000- 5000	4456	5,1	1,3
5000- 6000	5440	3,5	0,9
6000- 7000	6425	2,3	0,6
7000- 8000	7418	1,4	0,3
8000- 9000	8431	0,8	0,2
9000-10000	9367	0,4	0,1
10000 und mehr	20686	0,9	0
Summe:		100,0	

a) ohne Einkommen der Personen in Anstaltshaushalten

b) eigene Berechnung, Normierung auf eine Klassenbreite von 250 DM

Quellen: Bedau/Göseke 1977, S.235, und eigene Berechnungen (Spalte 4).

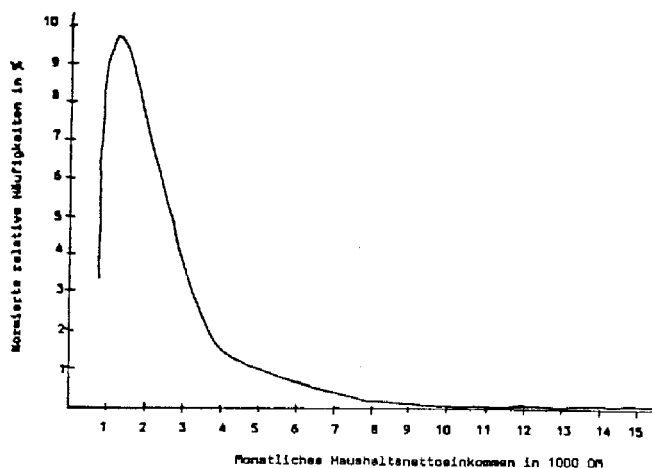


Abb. A.6a: Die personelle (Netto-) Einkommensverteilung 1976 in der BRD nach Berechnungen des DIW (originäre Einkommenswerte)

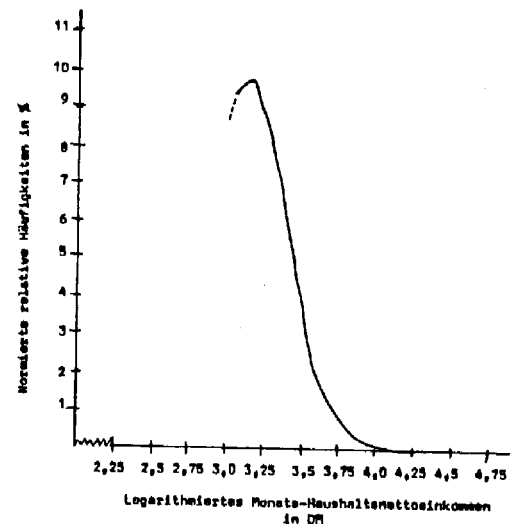


Abb. A. 6b: Die personelle (Netto-) Einkommensverteilung 1976 in der BRD nach Berechnungen des DIW (logarithmierte Einkommenswerte)

Tabelle A.7: Die Einkommensverteilung der privaten Haushalte^{a)} in der Bundesrepublik Deutschland 1977 - DIW-Berechnung

Monatliches Haushaltsnettoeinkommen von ... bis unter ... DM	Klassenmitte	Relative Häufigkeit in %	Normierte relative Häufigkeit in % ^{b)}
unter 1000	770	12,3	3,1
1000- 1250	1137	9,1	9,1
1250- 1500	1382	9,2	9,2
1500- 1750	1628	9,2	9,2
1750- 2000	1875	8,4	8,4
2000- 2250	2122	7,4	7,4
2250- 2500	2372	6,4	6,4
2500- 2750	2621	5,6	5,6
2750- 3000	2871	4,7	4,7
3000- 3250	3120	4,0	4,0
3250- 3500	3369	3,2	3,2
3500- 3750	3618	2,6	2,6
3750- 4000	3868	2,0	2,0
4000- 5000	4459	5,8	1,4
5000- 6000	5449	4,0	1,0
6000- 7000	6434	2,6	0,6
7000- 8000	7412	1,5	0,4
8000- 9000	8384	0,8	0,2
9000-10000	9359	0,4	0,1
10000 und mehr	19507	1,0	0
Summe:		100,0	

a) ohne Einkommen der Personen in Anstaltshaushalten
 b) eigene Berechnung, Normierung auf eine Klassenbreite von 250 DM

Quellen: Bedau 1978, S.315, und eigene Berechnungen (Spalte 4).

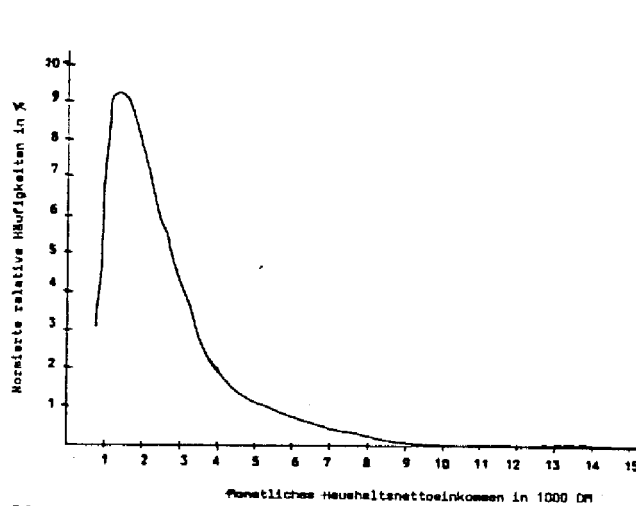


Abb. A. 7a: Die personelle (Netto-) Einkommensverteilung 1977 in der BRD nach Berechnungen des DIW (originäre Einkommenswerte)

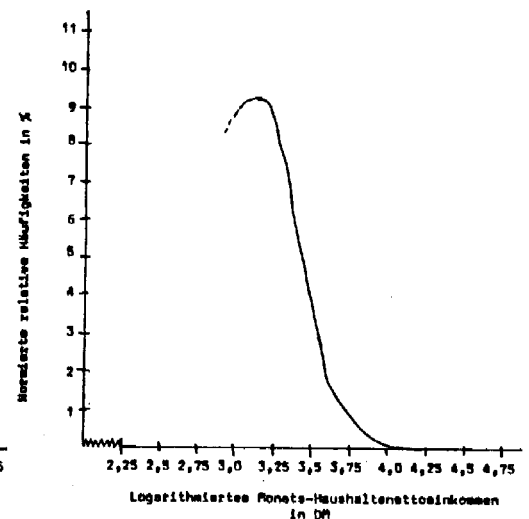


Abb. A. 7b: Die personelle (Netto-) Einkommensverteilung 1977 in der BRD nach Berechnungen des DIW (logarithmierte Einkommenswerte)

Tabelle A.8: Die Einkommensverteilung der privaten Haushalte^{a)}
in der Bundesrepublik Deutschland 1978 - DIW-
Berechnung

Monatliches Haushaltsnettoeinkommen von ... bis unter ... DM	Klassenmitte ^{b)}	Relative Häufigkeit in %	Normierte relative Häufigkeit in % ^{c)}
unter 1000	500	14,5	3,6
1000- 1250	1125	5,5	5,5
1250- 1500	1375	6,5	6,5
1500- 1750	1625	6,7	6,7
1750- 2000	1875	7,5	7,5
2000- 2250	2125	8,5	8,5
2250- 2500	2375	6,9	6,9
2500- 2750	2625	5,8	5,8
2750- 3000	2875	5,4	5,4
3000- 3250	3125	5,0	5,0
3250- 3500	3375	4,1	4,1
3500- 3750	3625	3,5	3,5
3750- 4000	3875	2,8	2,8
4000- 5000	4500	7,4	1,8
5000- 6000	5500	4,3	1,1
6000- 7000	6500	2,2	0,5
7000- 8000	7500	0,9	0,2
8000- 9000	8500	0,7	0,2
9000-10000	9500	0,5	0,1
10000 und mehr	.	1,2	.
Summe:		100,0	

- a) ohne Einkommen der Personen in Anstaltshaushalten
- b) eigene Berechnung nach folgender Formel:
(Klassenobergrenze + Klassenuntergrenze) / 2
- c) eigene Berechnung, Normierung auf eine Klassenbreite von 250 DM

Quellen: Bedau/Göseke 1979, S.468-469, und eigene Berechnungen (Spalten 2 und 4).

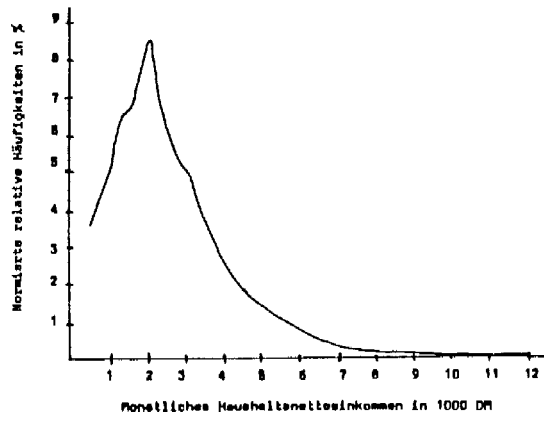


Abb. A. 8a: Die personale (Netto-) Einkommensverteilung 1978 in der BRD nach Berechnungen des DIW (originäre Einkommenswerte)

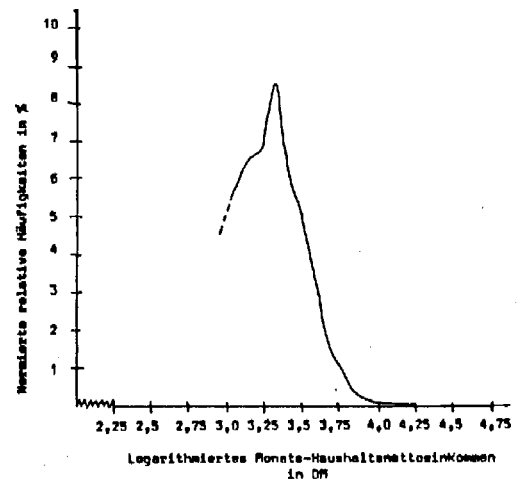


Abb. A. 8b: Die personale (Netto-) Einkommensverteilung 1978 in der BRD nach Berechnungen des DIW (logarithmierte Einkommenswerte)

Tabelle A.9: Die Einkommensverteilung der privaten Haushalte in der Bundesrepublik Deutschland 1983 - DIW-Berechnung

Monatliches Haushaltsnettoeinkommen von ... bis unter ... DM	Klassenmitte ^{a)}	Relative Häufigkeit in %	Normierte relative Häufigkeit in % ^{b)}
unter 1000	500	6,5	3,2
1000- 2000	1500	20,5	10,2
2000- 3000	2500	25,6	12,8
3000- 4000	3500	21,2	10,6
4000- 5000	4500	10,8	5,4
5000- 6000	5500	6,1	3,0
6000- 7000	6500	3,3	1,6
7000- 8000	7500	2,0	1,0
8000- 9000	8500	1,2	0,6
9000-10000	9500	0,7	0,3
10000-15000	12500	1,2	0,1
15000-20000	17500	0,6	0,1
20000-25000	22500	0,3	0,03
25000 und mehr	.	0,1	.
Summe:		100,0	

a) eigene Berechnung nach folgender Formel:
 $(\text{Klassenobergrenze} + \text{Klassenuntergrenze}) / 2$

b) eigene Berechnung, Normierung auf eine Klassenbreite von 500 DM

Quellen: Bedau 1985, S.185, und eigene Berechnungen (Spalten 2 und 4).

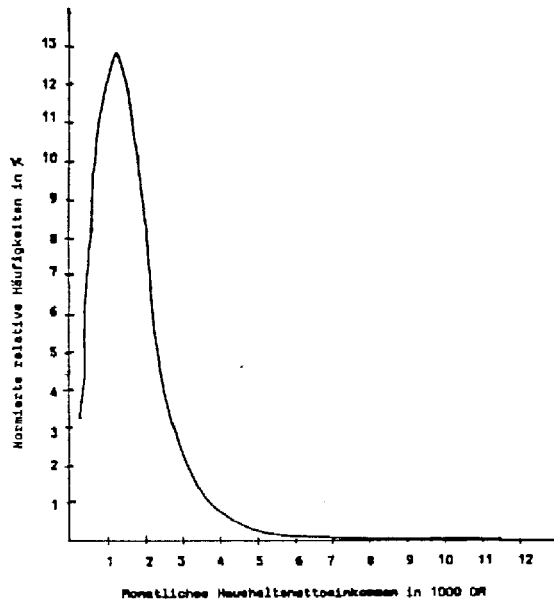


Abb. A. 9a: Die personelle (Netto-) Einkommensverteilung 1983 in der BRD nach Berechnungen des DIW (originäre Einkommenswerte)

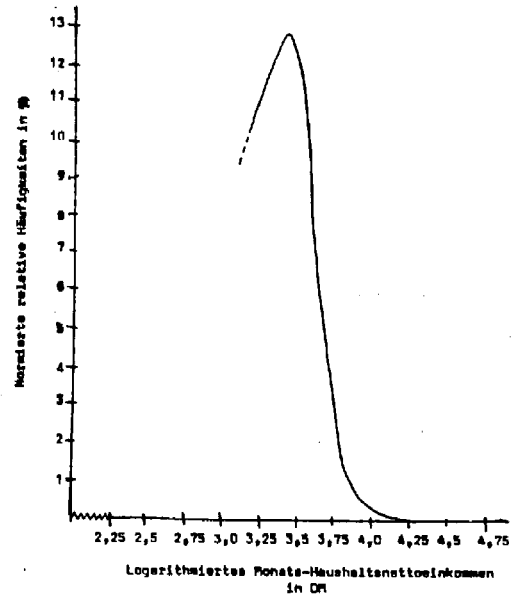


Abb. A. 9b: Die personelle (Netto-) Einkommensverteilung 1983 in der BRD nach Berechnungen des DIW (logarithmierte Einkommenswerte)

Anhang B

Das Gleichgewichtsverhalten von Markoff-Prozessen soll hier anhand zweier Beispiele¹⁾ illustriert werden. Der Einfachheit halber wurde die Einkommenskala in die Gruppen A_1 , A_2 und A_3 (Beispiel 1) bzw. in die Klassen A_1 , A_2 , A_3 und A_4 (Beispiel 2) unterteilt. Während sich in Beispiel 1 die Annäherung an einen stationären Endzustand unabhängig von der Ausgangsverteilung ergibt, ist dies im zweiten Beispiel nicht der Fall.

Beispiel 1:

Gegeben ist folgende Übergangsmatrix \underline{P} :

$$\begin{array}{c} \text{Zeitpunkt } t+1 \\ \begin{array}{c} A_1 \quad A_2 \quad A_3 \\ \left(\begin{array}{ccc} 0,6 & 0,3 & 0,1 \\ 0,2 & 0,4 & 0,4 \\ 0,1 & 0,2 & 0,7 \end{array} \right) \end{array} \\ \text{Zeitpunkt } t \\ \begin{array}{c} A_1 \\ A_2 \\ A_3 \end{array} \end{array}$$

1)a) Die Ausgangsverteilung zum Zeitpunkt $t = 0$ ist durch folgenden Vektor \underline{p} beschrieben: $(0,4; 0,2; 0,4)$; d.h. in Klasse A_1 sollen sich 40%, in Klasse A_2 20% und in Klasse A_3 40% der gesamten Population befinden.

Mit $\underline{p}^{(t)} = \underline{p} \cdot \underline{P}^t$ ergibt sich zum Zeitpunkt t dann jeweils als Verteilungsvektor:

Zeitpunkt \ Klasse	A_1	A_2	A_3
$t = 1$	0,320	0,280	0,400
$t = 2$	0,288	0,288	0,424
$t = 3$	0,273	0,286	0,441
$t = 4$	0,265	0,285	0,450
$t = 5$	0,261	0,283	0,456
$t = 6$	0,259	0,283	0,458

1) Zu den Beispielen vgl. auch Bronfenbrenner 1971, S.54-56.

1)b) Die Ausgangsverteilung zum Zeitpunkt $t = 0$ ist durch folgenden Vektor \underline{p} beschrieben: $(0,0; 1,0; 0,0)$; d.h. die gesamte Population befindet sich in Klasse A_2 .

Mit $\underline{p}^{(t)} = \underline{p} \cdot \underline{P}^t$ ergibt sich zum Zeitpunkt t dann jeweils als Verteilungsvektor:

Zeitpunkt \ Klasse	A_1	A_2	A_3
$t = 1$	0,200	0,400	0,400
$t = 2$	0,240	0,300	0,460
$t = 3$	0,250	0,284	0,466
$t = 4$	0,253	0,282	0,465
$t = 5$	0,255	0,282	0,463
$t = 6$	0,256	0,282	0,463

Man erkennt, daß sich die Einkommensverteilungen in 1)a) und 1)b) nach einer gewissen Zeit einander annähern - trotz der völlig unterschiedlichen Ausgangsverteilungen. Offensichtlich liegt in Beispiel 1 eine Konvergenz gegen einen Gleichgewichtszustand vor.

Beispiel 2:

Gegeben ist folgende Übergangsmatrix \underline{P} :

		Zeitpunkt $t+1$			
		A_1	A_2	A_3	A_4
Zeitpunkt t	{	A_1	A_2	A_3	A_4
		0,70	0,30	0,00	0,00
		0,40	0,60	0,00	0,00
		0,00	0,00	0,50	0,50
		0,00	0,00	0,25	0,75

2)a) Die Ausgangsverteilung zum Zeitpunkt $t = 0$ ist durch folgenden Vektor \underline{p} beschrieben: $(0,0; 0,0; 1,0; 0,0)$; d.h. die gesamte Population befindet sich in Klasse A_3 .

Mit $\underline{p}^{(t)} = \underline{p} \cdot \underline{P}^t$ ergibt sich zum Zeitpunkt t dann jeweils als Verteilungsvektor:

Zeitpunkt \ Klasse	Klasse			
	A ₁	A ₂	A ₃	A ₄
t = 1	0,000	0,000	0,500	0,500
t = 2	0,000	0,000	0,375	0,625
t = 3	0,000	0,000	0,344	0,656
t = 4	0,000	0,000	0,336	0,664
t = 5	0,000	0,000	0,334	0,666
t = 6	0,000	0,000	0,333	0,667

2)b) Die Ausgangsverteilung zum Zeitpunkt $t = 0$ ist durch folgenden Vektor \underline{p} beschrieben: (1,0; 0,0; 0,0; 0,0); d.h. die gesamte Population befindet sich in Klasse A₁.

Mit $\underline{p}^{(t)} = \underline{p} \cdot \underline{P}^t$ ergibt sich zum Zeitpunkt t dann jeweils als Verteilungsvektor:

Zeitpunkt \ Klasse	Klasse			
	A ₁	A ₂	A ₃	A ₄
t = 1	0,700	0,300	0,000	0,000
t = 2	0,610	0,390	0,000	0,000
t = 3	0,583	0,417	0,000	0,000
t = 4	0,575	0,425	0,000	0,000
t = 5	0,572	0,428	0,000	0,000
t = 6	0,572	0,428	0,000	0,000

Man erkennt, daß sich die Einkommensverteilungen in 2)a) und 2)b) nach einer gewissen Zeit einander nicht unabhängig von der Anfangsverteilung annähern. Offensichtlich liegt in Beispiel 2 keine Konvergenz gegen einen Gleichgewichtszustand vor. Dies ist darin begründet, daß die Übergangsmatrix \underline{P} nicht-regulär ist.

Literaturverzeichnis

Adams, F. Gerard: The Size of Individual Incomes: Socio-economic Variables and Chance Variation, in: The Review of Economics and Statistics, Jg. 40 (1958), S.390-398.

Aitchison, John/Brown, James Alan Calvert: The Lognormal Distribution. With Special Reference to Its Uses in Economics, Cambridge 1957.

Altschul, Eugen/Biser, Erwin: Probability Models in Modern Physics and Their Methodological Significance for Social Sciences, in: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Jg. 166 (1954), S.20-27.

Amelang, Manfred/Bartussek, Dieter: Differentielle Psychologie und Persönlichkeitsforschung, 2., erweiterte Auflage, Stuttgart u.a. 1985.

Arnold, Wolfgang: Personelle Einkommensverteilung in Entwicklungsländern. Eine entwicklungspolitisch orientierte Analyse personeller Verteilungstheorien, Tübingen/Basel 1979.

Assenmacher, Walter: Einführung in die Ökonometrie, München 1980.

Assenmacher, Walter: Zum Verhältnis zwischen Wirtschaftstheorie und Ökonometrie, in: Allgemeines Statistisches Archiv, Jg. 70 (1986), S.327-343.

Atkinson, Anthony Barnes: The Economics of Inequality, 2.Auflage, New York 1983a.

Atkinson, Anthony Barnes: Social Justice and Public Policy, Cambridge (Massachusetts) 1983b.

Bartmann, Hermann: Verteilungstheorie, München 1981.

Beckmann, Martin J.: Personelle Einkommensverteilung in hierarchischen Organisationen, in: Neue Aspekte der Verteilungstheorie, hrsg. von Gottfried Bombach, Bruno S. Frey und Bernhard Gahlen, Tübingen 1974, S.135-151 (Schriftenreihe des wirtschaftswissenschaftlichen Seminars Ottobeuren, Band 2).

Bedau, Klaus-Dietrich: Das Einkommen sozialer Gruppen in der Bundesrepublik Deutschland im Jahr 1977, in: DIW-Wochenbericht, Jg. 45 (1978), S.307-318.

Bedau, Klaus-Dietrich: Das Einkommen sozialer Haushaltsgruppen in der Bundesrepublik Deutschland im Jahr 1983, in: DIW-Wochenbericht, Jg. 52 (1985), S.177-187.

Bedau, Klaus-Dietrich/Göseke, Gerhard: Das Einkommen sozialer Gruppen in der Bundesrepublik Deutschland im Jahre 1975, in: DIW-Wochenbericht, Jg. 43 (1976), S.277-286.

Bedau, Klaus-Dietrich/Göseke, Gerhard: Das Einkommen sozialer Gruppen in der Bundesrepublik Deutschland im Jahr 1976, in: DIW-Wochenbericht, Jg. 44 (1977), S.227-237.

Bedau, Klaus-Dietrich/Göseke, Gerhard: Einkommensschichtung in der Bundesrepublik Deutschland 1978. Die Einkommen sozialer Gruppen vor und nach der Umverteilung, in: DIW-Wochenbericht, Jg. 46 (1979), S.467-478.

Beer, Stafford: Kybernetik und Management. (Cybernetics and Management, London 1959). Deutsche Übersetzung von Ilse Grubrich, 3.Auflage, Frankfurt am Main 1967.

Ejerke, Kjeld: Some Income and Wage Distribution Theories. Summary and Comments, in: Weltwirtschaftliches Archiv, Jg. 86 (1961), S.46-68.

Blinder, Alan S.: Toward an Economic Theory of Income Distribution, London 1974.

Blümle, Gerold: Theoretische Ansätze zur Erklärung der personellen Einkommensverteilung, in: Neue Aspekte der Verteilungstheorie, hrsg. von Gottfried Bombach, Bruno S. Frey und Bernhard Gahlen, Tübingen 1974, S.63-97 (Schriftenreihe des wirtschaftswissenschaftlichen Seminars Otto-beuren, Band 2).

Blümle, Gerold: Theorie der Einkommensverteilung. Eine Einführung, Berlin/Heidelberg/New York 1975.

Brinkmann, Gerhard: Die Einkommensfunktion und ihre Testbarkeit, in: Konzept und Kritik des Humankapitalansatzes, hrsg. von Werner Clement, Berlin 1981, S.87-116 (Schriften des Vereins für Socialpolitik. Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Neue Folge, Band 113).

Brinkmann, Gerhard: Ökonomik der Arbeit, Band 3: Die Entlohnung der Arbeit, Stuttgart 1984.

Bronfenbrenner, Martin: Income Distribution Theory, London/Basingstoke 1971.

Brown, James Alan Calvert: The Mathematical and Statistical Theory of Income Distribution, in: The Personal Distribution of Incomes, hrs. von Anthony Barnes Atkinson, London 1976, S.72-97.

Capra, Fritjof: Wendezeit. Bausteine für ein neues Weltbild. (The Turning Point). Deutsche Übersetzung von Erwin Schuhmacher, Bern/München 1988.

Carter, C.O.: The Genetic Basis of Inequality, in: The Personal Distribution of Incomes, hrsg. von Anthony Barnes Atkinson, London 1976, S.98-119.

Champernowne, David Gawen: A Model of Income Distribution, in: The Economic Journal, Jg. 63 (1953), S.318-351.

Champernowne, David Gawen: The Distribution of Income Between Persons, Cambridge 1973.

Champernowne, David Gawn: The Place of Stochastic Models of Income Distribution Amongst Other Models of It, in: Income Distribution and Economic Inequality, hrsg. von Zvi Griliches u.a., Frankfurt am Main/New York 1978, S.113-131.

Cox, David R./Miller, Hilton D.: The Theory of Stochastic Processes, 3.Auflage, London 1977.

Creedy, John: Notes and Memoranda: Pareto and the Distribution of Income, in: Review of Income and Wealth, Jg. 23 (1977), S.405-411.

Creedy, John/Hart, Peter Edward: Age and the Distribution of Earnings, in: The Economic Journal, Jg. 89 (1979), S.280-293.

Dieckheuer, Gustav: Die Verteilung von Einkommen auf sozio-ökonomische Gruppen - empirische Fakten für die Bundesrepublik Deutschland, theoretische Erklärungsansätze und (wirtschafts-) politische Beeinflussung, Bamberg 1980 (Volkswirtschaftliche Diskussionsbeiträge der Universität Bamberg, Nr.2).

Euler, Manfred: Die Einkommen der privaten Haushalte. Ergebnis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1962/63, in: Wirtschaft und Statistik, 1967/Heft 2, S.79-83.

Euler, Manfred: Wirtschaftsrechnungen: Zusammensetzung und Verteilung der Einkommen privater Haushalte 1969. Ergebnis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1969, in: Wirtschaft und Statistik, 1972/Heft 12, S.707-714.

Euler, Manfred: Wirtschaftsrechnungen: Weitere Aspekte der Einkommensverteilung in privaten Haushalten. Ergebnis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1973, in: Wirtschaft und Statistik, 1977/Heft 11, S.734-739.

Euler, Manfred: Einnahmen und Ausgaben der privaten Haushalte im Jahr 1978. Ergebnis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1978, in: Wirtschaft und Statistik, 1982/Heft 9, S.659-665.

Euler, Manfred: Die Einkommensverteilung und -entwicklung in der Bundesrepublik Deutschland 1962-1978 nach Ergebnissen der Einkommens- und Verbrauchsstichproben, in: Konjunkturpolitik. Zeitschrift für angewandte Wirtschaftsforschung, Jg. 29 (1983), S.199-228.

Ferschl, Franz: Zufallsabhängige Wirtschaftsprozesse. Grundlagen und Anwendungen der Theorie der Wartesysteme, Wien/Würzburg 1964.

Fisz, Marek: Wahrscheinlichkeitsrechnung und mathematische Statistik. Deutsche Übersetzung aus dem Polnischen von Hannelore Sulanke u.a., 6.Auflage, Berlin 1971.

Friedman, Milton: Choice, Chance, and the Personal Distribution of Income, in: The Journal of Political Economy, Jg. 61 (1953), S.277-290.

- Friedman, Milton: A Theory of the Consumption Function, Princeton 1957.
- Gibrat, Robert: Les Inégalités Économiques, Paris 1931.
- Giersch, Herbert: Allgemeine Wirtschaftspolitik - Grundlagen, Wiesbaden 1961.
- Gintis, Herbert: Educational Production Relationships. Education, Technology, and the Characteristics of Worker Productivity, in: The American Review, Papers & Proceedings, Jg. 61 (1971), S.266-279.
- Göseke, Gerhard/Bedau, Klaus-Dietrich: Verteilung und Schichtung der Einkommen der privaten Haushalte in der Bundesrepublik Deutschland 1950-1975, Berlin 1974.
- Griliches, Zvi/Mason, William M.: Education, Income, and Ability, in: The Journal of Political Economy, Jg. 80 (1972), S.74-103.
- Grüske, Karl-Dieter: Personale Verteilung und Effizienz der Umverteilung. Analyse und Synthese, Göttingen 1985.
- Grund, Joachim: Personelle Einkommensverteilung, Planwirtschaft und Evolution - dargestellt am Beispiel der ÖSSR, Freiburg im Breisgau 1982.
- Hartung, Joachim: Statistik. Lehr- und Handbuch der angewandten Statistik mit zahlreichen, vollständig durchgerechneten Beispielen von Joachim Hartung, Bärbel Elpelt, Karl-Heinz Klösener, 5.Auflage, München 1986.
- Hill, T.P.: An Analysis of the Distribution of Wages and Salaries in Great Britain, in: Econometrica, Jg. 27 (1959), S.355-381.
- Hollitscher, Carl: Die Determinanten der personellen Einkommensverteilung, Basel 1975.
- Ijiri, Yuji/Simon, Herbert A.: Skew Distributions and the Sizes of Business Firms, Amsterdam/New York/Oxford 1977.
- Jencks, Christopher: Chancengleichheit. (Inequality - A Reassessment of the Effect of Family and Schooling in America, New York/London 1972). Deutsche Übersetzung von Jürgen Abel, Reinbek bei Hamburg 1973.
- Kakwani, Nanak C.: Income Inequality and Poverty. Methods of Estimation and Policy Applications, New York u.a. 1980.
- Kalecki, Michal: On the Gibrat Distribution, in: Econometrica, Jg. 13 (1945), S.161-170.
- Kemeny, John G. u.a.: Mathematik für die Wirtschaftspraxis. Deutsche Übersetzung aus dem Englischen von Hans-Jürgen Zimmermann, Berlin 1966.
- Klanberg, Frank: Paradigmen in der Erklärung der Einkommensverteilung, in: Einkommensverteilung, hrsg. von Frank Klanberg und Hans-Jürgen Krupp, Königstein im Taunus 1981, S.13-30.

Klein, Lawrence R.: Einführung in die Ökonometrie. (An Introduction to Econometrics). Deutsche Übersetzung von Werner Meißner, Düsseldorf 1969.

Krelle, Wilhelm: Verteilungstheorie, Tübingen 1962.

Krelle, Wilhelm: Introduction: The Theory of Personal Income Distribution, in: Personal Income Distribution, hrsg. von Wilhelm Krelle und Anthony F. Shorrocks, Amsterdam/New York/Oxford 1978, S.1-32.

Krupp, Hans-Jürgen: "Personelle" und "funktionelle" Einkommensverteilung, in: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Jg. 180 (1967), S.1-35.

Krupp, Hans-Jürgen: Theorie der personellen Einkommensverteilung. Allgemeine Grundzüge und verteilungspolitische Simulationen, Berlin 1968.

Krupp, Hans-Jürgen: Randbemerkungen zur Lebenseinkommensanalyse, in: Ansätze der Lebenseinkommensanalyse, hrsg. von Winfried Schmähl, Tübingen 1983, S.176-179.

Levhari, David/Weiss, Yoram: The Effect of Risk on the Investment in Human Capital, in: The American Economic Review, Jg. 64 (1974), S.950-963.

Lydall, Harold French: The Structure of Earnings, Oxford 1968.

Lydall, Harold French: Review of D.G.Champernowne: The Distribution of Income Between Persons, New York/London 1973, in: Journal of Economic Literature, Jg. 12 (1974), S.901-902.

Lydall, Harold French: Theories of the Distribution of Earnings, in: The Personal Distribution of Incomes, hrsg. von Anthony Barnes Atkinson, London 1976, S.15-46.

Lydall, Harold French: A Theory of Income Distribution, Oxford 1979.

Lydall, Harold French: Theorien der Verteilung des Arbeitseinkommens. (Theories of the Distribution of Earnings, in: The Personal Distribution of Incomes, hrsg. von Anthony Barnes Atkinson, London 1976, S.15-46). Deutsche Übersetzung von Frank Klanberg, in: Einkommensverteilung, hrsg. von Frank Klanberg und Hans-Jürgen Krupp, Königstein im Taunus 1981, S.125-147.

Mandelbrot, Benoit: The Pareto-Lévy Law and the Distribution of Income, in: International Economic Review, Jg. 1 (1960), S.79-106.

Mandelbrot, Benoit: Stable Paretian Random Functions and the Multiplicative Variation of Income, in: Econometrica, Jg. 29 (1961), S.517-543.

Mayer, Karl Ulrich/Papastefanou, Georgios: Arbeitseinkommen im Lebensverlauf - Probleme der retrospektiven Erfassung und empirische Materialien, in: Ansätze der Lebenseinkommensanalyse, hrsg. von Winfried Schmähl, Tübingen 1983, S.101-122.

McCall, John J.: A Markovian Model of Income Dynamics, in: Journal of the American Statistical Association, Jg. 66 (1971), S.439-447.

McCall, John J.: Income Mobility, Racial Discrimination, and Economic Growth, Lexington (Massachusetts)/Toronto/London 1973.

McClelland, David Clarence: Die Leistungsgesellschaft. Psychologische Analyse der Voraussetzungen wirtschaftlicher Entwicklung. (The Achieving Society, Princeton 1961). Deutsche Übersetzung von Ingeborg Y. Wendt und Marianne Grund, Stuttgart u.a. 1966.

McClelland, David Clarence: Motivation und Kultur. (The Roots of Consciousness, Princeton 1964). Deutsche Übersetzung von Christine de Weck, Bern/Stuttgart 1967.

McClelland, David Clarence/Winter, David G.: Motivating Economic Achievement, New York 1969.

McDonald, James B.: Some Generalized Functions for the Size Distribution of Income, in: Econometrica, Jg. 52 (1984), S.647-663.

Meade, James Edward: The Inheritance of Inequalities: Some Biological, Demographic, Social, and Economic Factors (Keynes Lecture), in: Proceedings of the British Academy, Jg. 59 (1975), S.355-381.

Meade, James Edward: The Just Economy (Volume Four of Principles of Political Economy), London 1976.

Menges, Günter: Grundriß der Statistik - Teil 1: Theorie, 2., erweiterte Auflage, Opladen 1972.

Mincer, Jacob: The Distribution of Labour Incomes: A Survey. With Special Reference to the Human Capital Approach, in: Journal of Economic Literature, Jg. 8 (1970), S.1-26.

Mincer, Jacob: Progress in Human Capital Analyses of the Distribution of Earnings, in: The Personal Distribution of Incomes, hrsg. von Anthony Barnes Atkinson, London 1976, S.136-192.

Mogridge, M.J.H.: A Theory of the Growth of Employment Income, London 1972.

Näslund, Bertil: Entropy and the Analysis of Income Distribution, in: Personal Income Distribution, hrsg. von Wilhelm Krelle und Anthony F. Shorrocks, Amsterdam/New York/Oxford 1978, S.305-313.

Newman, Peter/Wolfe, J.N.: A Model for the Long-Run Theory of Value, in: Review of Economic Studies, Jg. 29 (1962), S.51-61.

Osberg, Lars: Stochastic Process Models and the Distribution of Earnings, in: Review of Income and Wealth, Jg. 23 (1977), S.205-215.

Papastefanou, Georgios: Arbeitseinkommen im Lebensverlauf. Eine konzeptuelle Anmerkung und exploratorische Ergebnisse, Arbeitspapier Nr.61 des Sonderforschungsbereichs 3 (Mikroanalytische Grundlagen der Gesellschaftspolitik) der J.W.Goethe-Universität Frankfurt und der Universität Mannheim, Frankfurt am Main/Mannheim 1981.

Pen, Jan: Das politische Element in unseren grafischen Darstellungsweisen, in: Neue Aspekte der Verteilungstheorie, hrsg. von Gottfried Bombach, Bruno S. Frey und Bernhard Gahlen, Tübingen 1974, S.3-26 (Schriftenreihe des wirtschaftswissenschaftlichen Seminars Ottobeuren).

Pestieau, Pierre/Possen, Uri M.: A Model of Wealth Distribution, in: *Econometrica*, Jg. 47 (1979), S.761-772.

Phelps Brown, Henry: *The Inequality of Pay*, Oxford u.a. 1977.

Pohmer, Karlheinz: Mikroökonomische Theorie der personellen Einkommens- und Vermögensverteilung. Allokation und Distribution als Ergebnis intertemporärer Wahlhandlungen, Berlin/Heidelberg 1985.

Prais, Sigbert Jon: Theories of the Distribution of Earnings: Discussion, in: *The Personal Distribution of Incomes*, hrsg. von Anthony Barnes Atkinson, London 1976, S.34-37.

Psacharopoulos, George: Conceptions and Misconceptions on Human Capital Theory, in: *Konzept und Kritik des Humankapitalansatzes*, hrsg. von Werner Clement, Berlin 1981, S.9-15 (Schriften des Vereins für Socialpolitik. Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Neue Folge, Band 113).

Ramser, Hans Jürgen: *Verteilungstheorie*, Berlin u.a. 1987.

Rommelfanger, Heinrich: *Differenzgleichungen*, Mannheim/Wien/Zürich 1986.

Rothschild, Kurt Wilhelm: Einzelbesprechung von H.Lydall: *The Structure of Earnings*, in: *Weltwirtschaftliches Archiv*, Jg. 108 (1972), S.19^{*}-22^{*}.

Roy, A.D.: The Distribution of Earnings and of Individual Output, in: *The Economic Journal*, Jg. 60 (1950), S.489-505.

Rutherford, R.S.G.: Income Distributions: A New Model, in: *Econometrica*, Jg. 23 (1955), S.277-294.

Sahota, Gian S.: Personal Income Distribution Theories of the Mid-1970s, in: *Kyklos*, Jg. 30 (1977), S.724-740.

Sahota, Gian S.: Theories of Personal Income Distribution: A Survey, in: *Journal of Economic Literature*, Jg. 16 (1978), S.1-55.

Sargan, J.D.: The Distribution of Wealth, in: *Econometrica*, Jg. 25 (1957), S.568-590.

Schmähl, Winfried/Göbel, Dieter: Lebenseinkommensverläufe aus Längsschnittdaten der Rentenversicherungsträger, in: Ansätze der Lebenseinkommensanalyse, hrsg. von Winfried Schmähl, Tübingen 1983, S.126-172.

Shorrocks, Anthony F.: On Stochastic Models of Size Distributions, in: Review of Economic Studies, Jg. 42 (1975), S.631-641.

Shorrocks, Anthony F.: Income Mobility and the Markov Assumption, in: The Economic Journal, Jg. 86 (1976a), S.566-578.

Shorrocks, Anthony F.: The Mathematical and Statistical Theory of Income Distribution: Discussion, in: The Personal Distribution of Incomes, hrsg. von Anthony Barnes Atkinson, London 1976b, S.88-92.

Simon, Herbert A.: On a Class of Skew Distribution Functions, in: Biometrika, Jg. 42 (1955) - zitiert nach dem Wiederabdruck, in: Simon, Herbert A.: Models of Man. Social and Rational. Mathematical Essays on Rational Human Behavior in a Social Setting, New York 1957, S.145-164.

Solow, Robert: Some Long-Run Aspects of the Distribution of Wage Incomes, in: Econometrica, Jg. 19 (1951), S.333-334.

Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Statistisches Jahrbuch 1983 für die Bundesrepublik Deutschland, Stuttgart/Mainz 1983.

Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Statistisches Jahrbuch 1987 für die Bundesrepublik Deutschland, Stuttgart/Mainz 1987.

Steindl, Josef: Random Processes and the Growth of Firms. A Study of the Pareto Law, London 1965.

Taubman, Paul J.: Sources of Inequality in Earnings: Personal Skills, Random Events, Preferences Towards Risk and Other Occupational Characteristics, Amsterdam/Oxford/New York 1975.

Taubman, Paul J.: Personal Characteristics and the Distribution of Earnings, in: The Personal Distribution of Incomes, hrsg. von Anthony Barnes Atkinson, London 1976, S.193-226.

Taubman, Paul J.: The Relative Influence of Inheritable and Environmental Factors and the Importance of Intelligence in Earnings Functions, in: Personal Income Distribution, hrsg. von Wilhelm Krelle und Anthony F. Shorrocks, Amsterdam/New York/Oxford 1978, S.381-394.

Taubman, Paul J.: Die Verteilung von Gesamteinkommen und von Arbeitseinkommen. (Sources of Inequality in Earnings: Personal Skills, Random Events, Preferences Towards Risk and Other Occupational Characteristics, Amsterdam/Oxford/New York 1975, S.1-20). Deutsche Übersetzung von Frank Klanberg, in: Einkommensverteilung, hrsg. von Frank Klanberg und Hans-Jürgen Krupp, Königstein im Taunus 1981, S.105-124.

Taubman, Paul J./Wales, Terence: Higher Education and Earnings. College As an Investment and a Screening Device, New York u.a. 1974.

Thatcher, A.R.: The Distribution of Earnings of Employees in Great Britain, in: Journal of the Royal Statistical Society, Series A, Jg. 131 (1968), S.133-180.

Thatcher, A.R.: The New Earnings Survey and the Distribution of Earnings, in: The Personal Distribution of Incomes, hrsg. von Anthony Barnes Atkinson, London 1976, S.227-268.

Theil, Henri: Economics and Information Theory, Amsterdam 1967.

Thurow, Lester C.: Generating Inequality, New York 1975.

Thurow, Lester C.: Die Null-Summen-Gesellschaft. Einkommensverteilung und Möglichkeiten wirtschaftlichen Wandels. (The Zero-Sum Society - Distribution and the Possibilities for Economic Change, New York 1980). Deutsche Übersetzung von Ingeborg Sobotka-van Sintern, München 1981.

Tintner, Gerhard: Stochastische Elemente in der Ökonomie, Bonn 1971.

Wagner, Michael: On Comparisons of Distribution Processes, in: Personal Income Distribution, hrsg. von Wilhelm Krelle und Anthony F. Shorrocks, Amsterdam/New York/Oxford 1978, S.141-158.

Wagner, Michael: Unerklärte Varianz - Zur Forschungsstrategie der mikro-ökonomischen Humankapitaltheorie, in: Konzept und Kritik des Humankapitalansatzes, hrsg. von Werner Clement, Berlin 1981, S.165-184 (Schriften des Vereins für Socialpolitik, Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Neue Folge, Band 113).

von Weizsäcker, Robert K.: Theorie der Verteilung der Arbeitseinkommen, Tübingen 1986.

Wold, Herman Ole Andreas/Whittle, Peter: A Model Explaining the Pareto Distribution of Wealth, in: Econometrica, Jg. 25 (1957), S.591-595.

Woll, Artur: Allgemeine Volkswirtschaftslehre, 8.Auflage, München 1984.

"Ich versichere hiermit ehrenwörtlich, daß ich die vorliegende Arbeit selbständig und nur unter Benutzung der angegebenen Literatur und Hilfsmittel angefertigt habe. - Wörtlich übernommene Sätze oder Satzteile sind als Zitate belegt, andere Anlehnungen hinsichtlich Aussage und Umfang unter Quellenangabe kenntlich gemacht. - Die Arbeit hat in gleicher oder ähnlicher Form noch keiner Prüfungsbehörde vorgelegen."

Frankfurt/Main 80, den 19.08.1988