SOZIALINDIKATOREN DER UNGLEICHHEIT, CHANCENUNGLEICHHEIT UND DISKRIMINIERUNG

Anwendungen einfacher mathematischer Hilfsmittel in der Ungleichheitsforschung

Andreas DIEKMANN*

Forschungsbericht/
Research Memorandum No.166

September 1981

* Assistent der Abteilung Soziologie am Institut für Höhere Studien, Wien

SUMMARY

For description and explaination of social inequality the researcher is first of all confronted with one problem: the exact measurement of the degree of inequality of the variable in question like income or education. In this paper different indices of inequality, inequality of opportunities, and discrimination for metric and categorical data are discussed and some new measures are suggested. In order to illustrate the methodological problems on empirical data, consequences of the process of the increase in educational participation are analyzed.

It is argued that mathematical instruments are useful tools for theory construction and measurement in the research field of social inequality. Some objections against the application of mathematics to sociology are discussed in the introductory chapter.

ZUSAMMENFASSUNG

Sowohl bei deskriptiven als auch erklärenden Studien sozialer Ungleichheit stellt sich zunächst ein Problem: Die genaue Messung des Grads der Ungleichheit der jeweils betrachteten Dimension wie z.B. Bildung oder Einkommen. In der vorliegenden Arbeit werden verschiedene Maßzahlen der Ungleichheit, Chancenungleichheit und Diskriminierung für quantitative und qualitative Daten erörtert und einige neue Maße zur Diskussion gestellt. Um die methodischen Probleme an empirischen Daten zu illustrieren, werden u.a. verschiedene Konsequenzen der Bildungsexpansion untersucht.

Zur Messung und Konstruktion erklärender Modelle sozialer Ungleichheit ist ein Minimum an mathematischen Hilfsmitteln für den empirisch arbeitenden Sozialforscher unverzichtbar. Einige Argumente zur Anwendung mathematischer Methoden in der Soziologie werden einleitend diskutiert.

INHALTSVERZEICHNIS

Seite

VORWORT

Die Thematisierung sozialer Ungleichheit ist sicher eines der zentralsten und traditionsreichsten Unternehmen der Soziologie. In "vorsoziologischen" Zeiten dürfte der dominierende Gedanke die Legitimierung gesellschaftlicher Unterschiede gewesen sein, während spätestens seit Rousseaus berühmter Preisschrift über den "Ursprung der Ungleichheit unter den Menschen" der kritische, auf Veränderung und Aufklärung abzielende Aspekt die Oberhand gewonnen hat. [1)] Diesem Zweck dient auch die moderne empirische Soziologie mit ihren zahlreichen Ungleichheitsstudien in verschiedenen Nationen ebenso wie die Sozialberichterstattung, wenn sie den Vergleich zwischen den Lebenslagen sozialer Gruppierungen, Schichten und Klassen ermöglicht. [2)]

Es fragt sich nun, welche Rolle mathematische Hilfsmittel auf diesem Gebiet spielen könnten. Ist man nicht bisher auch ohne weitgehende "Mathematisierung" - von grundlegenden statistischen Techniken, Kreuztabellierungen, Prozentuierungen usf. einmal abgesehen - gut gefahren, so daß sich hier "modelltheoretische Spielereien" eher als überflüssig erweisen, und besteht nicht sogar die Gefahr, daß die "fünfte Kolonne" der mathematischen Soziologie dem gesellschaftskritischen Impetus der Ungleichheitsforschung die Spitze brechen könnte?

Im folgenden soll auf diese Fragen eine Antwort gegeben werden, indem im ersten Teil einige Argumente zum Pro und Contra der Anwendung mathematischer Methoden in der Soziologie diskutiert werden.

Den Schwerpunkt der Arbeit bilden jedoch konkrete Untersuchungen zum Thema der Messung und Erklärung sozialer Ungleichheit, Chancenungleichheit und Diskriminierung. In Kap.II wird der Versuch unternommen, das Ausmaß der Ungleichheit und in Kap.III den Grad der Chancenungleichheit durch die Konstruktion von Indizes zu konkretisieren. Dabei sollen nicht nur methodische Fragen erörtert, sondern auch inhaltlich interessante Forschungsergebnisse mitgeteilt werden. Teil IV befaßt sich mit erklärenden Modellen der Unterprivilegierung sozialer Gruppen. Mit Hilfe des vorgestellten Modells ist es zudem möglich, das Ausmaß der Diskriminierung einer benachteiligten sozialen Gruppe zu schätzen.

I. Ist die Anwendung Mathematischer Modelle in der Soziologie ihren Preis wert?

Die Verwendung mathematischer Modelle stellt an Sozialforscher hohe Anforderungen. Man hat sich mit relativ komplizierten Denkweisen vertraut zu machen, die zumeist gar nicht oder nur in geringem Grade Teil der traditionellen Fachausbildung sind. Ferner ist es erforderlich, ein erhebliches Quantum an Zeit und Mühe zu investieren, um gewisse Grundlagen zu erwerben, wobei sich der Nutzen der Investition möglicherweise erst viel später auszahlt. Dies Muster der "aufgeschobenen Befriedigung" verlangt Frustrationstoleranz und wo diese nicht sehr ausgeprägt ist, sind entweder Apathie oder Aggression, wie in Statistik- und Mathematikkursen häufig zu beobachten, die Folge. [3)]

Kurzum - die Kosten der Mathematisierung sind nicht gering zu veranschlagen. Steht dem ein angemessener Nutzen auf der Habenseite gegenüber? Von Befürwortern der Formalisierung werden - um nur eine Auswahl zu präsentieren - die folgenden Argumente geltend gemacht: Erstens dienen mathematische Verfahren der Präzisierung von Begriffen und Aussagen. Z.B. dürfte es auf rein verbaler Ebene große Schwierigkeiten bereiten, darüber Einigkeit zu erzielen, ob sich die Bildungschancen in Österreich im Zeitablauf verbessert haben, gleich geblieben sind oder gar verschlechtert haben. Zweitens enthält die mathematische Sprache Regeln zur Deduktion von Aussagen. Aus formalisierten Theorien sind häufig neue und manchmal, überraschende Konsequenzen (Theoreme) ableitbar, die ohne mathematische Hilfsmittel nicht entdeckt worden wären. Der volle Gehalt einer Theorie kann somit besser ausgeschöpft werden, wodurch auch drittens die Zahl potentieller Testsituationen und Prognosen steigt. Viertens können durch die Formalisierung falsche oder unklare (nicht entscheidbare) Argumentationen leichter entdeckt und vermieden werden. Die intersubjektive

Kontrollierbarkeit von Argumentationen wird erhöht. Schließlich können - um ein fünftes Argument zu nennen - aufgrund mathematischer Analysen Widersprüche zwischen Aussagen entdeckt werden, die bei einer bloßen Inspektion der Aussagen keineswegs sofort ins Auge springen. Ein klassisches Beispiel hierfür ist das Arrow-Theorem, das die Unvereinbarkeit von fünf für den "gesunden Menschenverstand" durchaus einleuchtenden Postulaten bezüglich der Durchführung fairer Wahlen aufzeigt.

Wir wollen an dieser Stelle die Liste der Pro-Argumente nicht weiter verlängern und verzichten auch auf eine genauere Diskussion und die Präsentierung illustrierender Beispiele aus der Forschungspraxis.[4)] Stattdessen erscheint es sinnvoll, noch einige Einwände gegen die "Mathematisierung" der Soziologie näher zu beleuchten.

1. Der Einwand der "Trivialität"

Häufig wird darauf aufmerksam gemacht, daß die Anwendung mathematischer Modelle in der Soziologie bezüglich der substanzwissenschaftlichen Ergebnisse nur triviale Erkenntnisse zu Tage förderte. Was immer man unter "trivialen Erkenntnissen" verstehen mag, sicher wird man sich darauf einigen können, daß den Erwartungen widersprechende Erkenntnisse nicht-trivial sind. (Oder wie es Wilhelm Busch ausdrückt: "Meist findet eine Überraschung statt, wenn man sie nicht erwartet hat"). Es ist nun gerade ein Vorzug vieler mathematischer Modelle, daß sie dank ihres deduktiven Potentials auf nicht erwartete oder konter-intuitive Konsequenzen der Annahmen aufmerksam machen. Hier ist das Arrow-Theorem wiederum ein Beispiel oder etwa Boudons Analyse des Zusammenhangs von Bildungsexpansion und sozialer Mobilität (vgl. Boudon 1979, S.71 ff., siehe dazu auch Kap.III.4.). Eine interessante Studie ist auch das Segregationsmodell von Schelling (1971), das vor Augen führt, wie irreführend es sein kann, von kollektiven Prozessen der Segregation automatisch auf das Walten intuitiv naheliegender individueller Motive zu schließen. Vielmehr zeigt sich, daß ein völlig unerwarteter Mechanismus das Resultat der totalen Segregation zweier anfänglich vermischter sozialer Gruppen erklären kann. [5)]

Diese und weitere Beispiele insbesondere zum reizvollen Thema der Analyse "sozialer Paradoxien" demonstrieren die besondere Bedeutung der mathematischen Analyse zur Aufdeckung konter-intuitiver Kosequenzen einer Menge von Annahmen. Auf der anderen Seite soll aber nicht verhehlt werden, daß man in der Literatur gelegentlich Studien begegnet, die nichtssagende Erkenntnisse in aufwendige mathematische Notation kleiden. Die Verbrämung trivialer Sachverhalte durch einen komplizierten mathematischen Apparat, um dem Laien Ehrfurcht einzuflößen, ist jedoch eher als Betrugsmanöver denn als Zweck der Formalisierung zu betrachten.

2. Das Problem des Realitätsgehalts

Mathematische Modelle und ihre Anwendungen erfordern die Akzeptierung bestimmter Restriktionen. Jedes Modell macht bestimmte Annahmen (z.B. Verteilungsannahmen, Linearität, interindividuell gleichförmiges Verhalten, d.h. Homogenität, usw.), die mehr oder minder auf die Wirklichkeit "passen". Anders formuliert: Die empirischen Relationen und die Modellrelationen müssen im Idealfall vollständig isomorph sein. Dies ist zweifellos ein heikler Punkt, auf den Kritiker mit dem Argument hinweisen, daß mathematische Modelle von unrealistischen Annahmen ausgingen.

In der Sprache der Wissenschaftstheorie ausgedrückt, wird durch "unrealistische" Annahmen im Falle konditionaler Aussagen der Umfang der wenn-Komponente, d.h. der Anwendungsbereich einer Theorie, derart eingeschränkt, daß die Theorie praktisch gehaltlos werden kann. Z.B. kann eine ökonomische Theorie, die völlige Markttransparenz unterstellt, allenfalls das Geschehen an der Aktienbörse, nicht aber das reale Marktgeschehen erklären. Diese Art der Modellkonstruktion und Theorienbildung hat der Wissenschaftsphilosoph Hans Albert mit besonderem Blick auf den neoklassischen Denkstil in der Ökonomie sicherlich mit einiger Berechtigung als "Modellplatonismus" kritisiert (Albert 1972).

Wie weit jedoch ist der Vorwurf des Modellplatonismus zu verallgemeinern? Sicherlich trifft er nicht alle Versuche, empirische Theorien in ein mathematisches Gewand zu kleiden. Zahlreiche Beispiele belegen, daß formalisierte Theorien recht gut auf die Wirklichkeit "passen". [6)] Darüber hinaus erscheint die Forderung der vollständigen empirischen Adäquanz der Modellannahmen als eine vielzu rigorose Forderung. Betrachten wir die einfachste Diffusionstheorie, die die logistische Ausbreitungskurve von Neuerungen prognostiziert. Diese Theorie basiert auf der zweifellos wenig realistischen Annahme einer völligen Durchmischung der Population, d.h. jede Person hat die gleiche Chance mit irgendeiner anderen Person in Kontakt zu treten. Dennoch zeigt sich bei einer Reihe von Anwendungen, daß die Modellkonsequenzen relativ gut mit den Daten übereinstimmen. [7)]

Und schließlich können gelegentlich auch "irreale" Modelle den Erkenntnisfortschritt fördern, nämlich dann, wenn sie Ausgangspunkt einer Kette weiterer Modifikationen sind. Das Weber-Fechnersche Gesetz z.B. regte Untersuchungen an, die zur Formulierung der Stevenschen Potenzfunktion führten. [8)] Ein in unserem Zusammenhang näherliegendes Beispiel ist die Tradition der Mobilitätsforschung. Das am Anfang einer Serie von Entwicklungen stehende Markoff-Modell ging bezüglich der (Intra-Generationen-) Berufs-mobilität von zwei Hauptannahmen aus: Jede Person hat die gleiche Wahrscheinlichkeit eines Berufswechsels und diese Wahrscheinlichkeit ist unabhängig von der Verweildauer in einer Berufsposition. Beide Voraussetzungen sind wirklichkeitsfremd. Das ursprüngliche Modell hat aber die Entwicklung wirklichkeitsnäherer Modelle gefördert, die die beiden genannten Annahmen nicht mehr unterstellen. Allerdings kann es wie in der Mobilitätsforschung passieren, daß die Modifikationen des ursprünglichen Modells derart komplex werden und so viele freie Parameter enthalten, daß die Modelle hierdurch auch wiederum an Aussagekraft einbüßen. Möglicherweise hilft in einem solchen Fall ein Wechsel der Perspektive: d.h. wenn die "Reformen" des Ausgangsmodells nicht zum Ziel führen, hilft vielleicht die "Revolution" weiter. Das Modell von White, das nicht mehr wie bei allen Vorgängern den Wechsel der Berufstätigen thematisiert, sondern von einem Wechsel der freigewordenen Berufspositionen ausgeht, kann als Beispiel für den "Paradigmenwechsel" bei der Konstruktion von Mobilitätsmodellen angeführt werden. [9)]

3. Quantitative und qualitative Untersuchungen

Diskutieren wir in diesem Abschnitt noch das Argument, daß soziologische Untersuchungen sich häufig mit qualitativen Prozessen und Daten befassen, wohingegen mathematische Modelle quantitative Relationen voraussetzen.

Zunächst zeigt sich, daß qualitative Begriffe im Verlauf ihrer Operationalisierungsgeschichte in den meisten Fällen in quantitative Konzepte münden. Ein Beispiel ist die Entwicklung von der vorwissenschaftlichen Unterscheidung von warm und kalt bis hin zur Konstruktion einer Temperaturskala mit absolutem Nullpunkt (also einer Ratioskala). In der Psychologie lassen sich ähnliche

Entwicklungen für verschiedene "seelische Qualitäten" nachweisen und für die Soziologie können ebenfalls genügend Beispiele erbracht werden.

Darüber hinaus erscheint es aber viel erwähnenswerter, daß es sich um eine irrtümliche Auffassung handelt, wenn der mathematischen Modellbildung in der Soziologie ausschließlich das Ziel der Quantifikation unterstellt wird. Ein bedeutender Zweig der Mathematik, die Topologie, beschäftigt sich nämlich mit qualitativen Relationen. Dieser Disziplin verdanken die Sozialwissenschaften beispielsweise so nützliche Hilfsmittel wie die Graphentheorie zur Analyse sozialer Netzwerke oder in neuerer Zeit die "Denkmodelle" der (mathematischen) Katastrophentheorie. [10)]

Besonders die Analyse sozialer Netzwerke ist für Soziologen von höchstem Interesse, da diese Modelle die strukturellen Beziehungen zwischen sozialen Einheiten zum Gegenstand haben. Die sozialen Einheiten können dabei Personen, Positionen in Hierarchien oder Organisationen wie Wirtschaftsunternehmen und Staaten sein. Die Graphentheorie in Verbindung mit der Matrixalgebra steuert die für die Analyse unentbehrlichen Konzepte und Rechenverfahren bei. So ist es möglich, strukturelle Muster wie Verdichtungszonen und "Cliquen" zu entdecken und relationale Konzepte wie Status, Zentralität etc. in theoretisch befriedigender Weise zu definieren. Von der "Mathematik der Netzwerke" kann die Erforschung sozialer Ungleichheit in hohem Maße profitieren. Prozesse der Machtbildung, die soziale Schichtung und Klassenstruktur sowie die Verflechtung mächtiger Organisationen kann mit diesen Methoden systematisch erforscht werden.

4. Komplexität und Anschaulichkeit

Es stellt sich die Frage, ob nicht der Preis mathematischer Modelle mit einem Verlust an Anschaulichkeit bezahlt werden muß. Unter einem Mittelwert z.B. kann man sich noch etwas vorstellen, aber gilt dies auch für die Feststellung, daß der Parameter der Gammaverteilung einen Wert von 1,73 hat? Es erscheint außerordentlich wünschenswert, daß die mathematisch formulierten Indizes, die Annahmen, Konsequenzen und Parameter der Modelle ein gewisses Maß an Anschaulichkeit aufweisen und zumindest in plausibler Weise interpretierbar sind. Bei der Modellkonstruktion ist die Forderung der Anschaulichkeit ebenso wie die der Einfachheit so weit als möglich im Auge zu behalten.

Entgegen dem anderslautenden Vorurteil lassen sich aber auch zahlreiche Beispiele dafür anführen, daß die Anwendung mathematischer Modelle die Anschaulichkeit wesentlich erhöhen kann. Dies gilt in besonderem Maße für Modelle, die die komplexen Beziehungen zwischen einer großen Menge von Daten in räumliche Beziehungen "übersetzen". Hierzu zählen die zahlreichen Varianten der multidimensionalen Skalierung als auch die Faktoren- und Clusteranalyse, mit denen zumindest bei Verwendung von nicht mehr als drei Dimensionen Ähnlichkeiten zwischen Objekten oder Variablen als räumliche Cluster visuell dargestellt werden können. (Bei einer höheren Zahl von Dimensionen kann man sich immer noch mit Projektionen behelfen). Auch die Anwendungen der Graphentheorie demonstrieren, daß die Verwendung mathematischer Modelle keineswegs immer zu Lasten der Anschaulichkeit gehen muß.

5. Der Unterschied zwischen "Natur- und Geisteswissenschaften "

Folgt man dem berühmten Diktum von Dilthey: "Natur erklären wir, Geist verstehen wir", so haben mathematische Denkweisen nur ihren Platz im Bereich der Naturwissenschaften. Die Gegenposition steckte der "Wiener Kreis" mit seinem Programm einer einheitlichen Methodik und Erkenntnislehre für alle Erfahrungswissenschaften ab. Nun ist hier sicher nicht der Ort, diese beiden Positionen im einzelnen zu diskutieren. Abgesehen von dem Problem, die Unterscheidung zwischen den Geistes- und Naturwissenschaften vom Erkenntnisgegenstand her zu begründen und nicht aus dem historischen Prozeß der Institutionalisierung von Disziplinen, sei hier nur auf einen Unterschied hingewiesen, der in unserem Zusammenhang eine Rolle spielt.

In den Naturwissenschaften gelingt es - vorsichtig ausgedrückt und nur bezogen auf die Makroebene, d.h. nicht auf die Ebene atomarer und subatomarer Prozesse - mit wenigen Variablen nahezu deterministische Gesetze größten Allgemeinheitsgrades zu formulieren, die als glänzend bestätigt gelten können. Für den Sozialwissenschaftler dürfte es dagegen schwer fallen, raum-zeitlich invariante Gesetzmäßigkeiten deterministischen Charakters vorzuweisen. Auch wenn die Suche nach Gesetzen ein Ideal der Theorienbildung sein mag, so wird man als Sozialwissenschaftler schon dann froh sein, wenn es gelingt, empirische Regelmäßigkeiten von einiger Allgemeinheit ("Quasi-Gesetze") zu finden, die für statistische Massenerscheinungen akzeptable Prognosen liefern und innerhalb gewisser Fehlermargen bestätigt werden können. Anders ausgedrückt spielen in den Sozialwissenschaften probabilistische Regelmäßigkeiten die Hauptrolle im Gegensatz zu den deterministischen Gesetzen der klassischen Naturwissenschaft.[11)]

Aber folgt hieraus, daß die Verwendung mathematischer Modelle nur in den Naturwissenschaften angemessen ist? Sicher nicht - oder um es provokativ zu sagen: Eher das Gegenteil ist zutreffend. Der komplexe Charakter sozialer Prozesse als Resultat einer Vielfalt individueller Motive (im Rahmen gegebener sozialer Strukturen) zwingt den Sozialwissenschaftler häufig, auf recht komplizierte mathematische Modelle zurückzugreifen. Insbesondere die Tatsache des probabilistischen Charakters sozialwissenschaftlicher Gesetzmäßigkeiten oder gesetzesähnlicher Aussagen macht komplizierte wahrscheinlichkeitstheoretische Überlegungen erforderlich. Insofern kann man mit einiger Berechtigung die These verteidigen, daß mathematische Modelle in den Sozialwissenschaften sogar eine größere Rolle als in den Naturwissenschaften spielen müßten. Dabei sei einschränkend hinzugefügt, daß die These auf eine theorieorientierte Sozialwissenschaft gemünzt ist, deren Zielsetzung die Entdeckung möglichst allgemeiner Regelmäßigkeiten ist. Sie trifft natürlich nicht zu, wenn das Hauptbemühen des Sozialwissenschaftlers die interpretierende Beschreibung sozialer Prozesse ist. Beides sind in meinen Augen legitime Forschungsstrategien, wobei die Unterschiede eher als graduell anzusehen sind.

6. Modellbildung, Forschungspraxis und soziale Praxis

Die Beziehung der Modellbildung zur "Praxis" ist unter zwei Gesichtspunkten zu sehen. Zum einen geht es um das Verhältnis der mathematischen Soziologie zur vorrangig "inhaltlich" orientierten Sozialforschung. Hier ist eine Art Übersetzungsprozeß von außerordentlicher Bedeutung, der es dem Experten auf einem inhaltlichen Forschungsgebiet auf verhältnismäßig unkomplizierte Weise gestattet, sich mit Ergebnissen der Modellbildung vertraut zu machen. Diese Situation ist heutzutage nur bei statistischen Standardverfahren gegeben. Wünschenswert wären außerdem "bequem" zu handhabende Computerprogrammpakete wie es das weit verbreitete SPSS-Programm für den Bereich der Statistik darstellt. Zum anderen geht es um die Vermittlung der Ergebnisse komplizierter Berechnungen gegenüber einem interessierten Publikum und politisch Verantwortlichen, insbesondere wenn Forschungsergebnisse von direktem Belang für die Veränderung gesellschaftlicher Verhältnisse sind. In diesem Zusammenhang ist nicht anzunehmen, daß die mathematische Modellbildung die Verständigungsschwierigkeiten zwischen Wissenschaft und Gesellschaft erhöhen muß und damit das kritische Potential der Sozialwissenschaften in irgendeiner Weise gefährdet sein könnte. Die Studie des Club of Rome "Grenzen des Wachstums" beispielsweise basiert auf einem äußerst komplizierten System nichtlinearer Differenzengleichungen, die nur per Computersimulation zu lösen sind. Dennoch haben die - im einzelnen zweifellos kritikwürdigen - Ergebnisse einen weltweiten politischen Diskussionsprozeß ausgelöst und verschiedene Folgestudien angeregt. Nicht die "Mathematisierung" an sich, sondern die Relevanz des Untersuchungsgegenstands, die Bedeutung der Ergebnisse und die Art ihrer Vermittlung beeinflussen den gesellschaftspolitischen Effekt einer Studie.

II. Die Verteilung sozialer Güter: Ungleichheitsmaße

1. Drei Typen von Sozialindikatoren

Im Prinzip lassen sich alle Sozialindikatoren drei Kategorien zuweisen. Dabei handelt es sich erstens um Kennwerte der zentralen Tendenz, zweitens um Streuungsmaße und drittens um Indikatoren, die soziale Chancen operationalisieren. Indikatoren des Typs 1 geben Auskunft über das globale Lebensniveau eines sozialen Kollektivs (z.B. in Form von Mittelwerten), Typ-2-Indikatoren informieren über die Verteilung materieller und immaterieller Güter und Typ-3-Indikatoren sind Kennziffern sozialer Chancen der Erreichbarkeit knapper Güter. Wir wollen uns im folgenden hauptsächlich mit Typ-2- und Typ-3-Indikatoren befassen.

2. Was ist unter "Gleichheit" zu verstehen?

Man muß schon lange suchen, um ein größeres Ausmaß an babylonischer Sprachverwirrung zu finden, als wenn im politischen Raum über die wertbesetzten Begriffe "Gleichheit" und "Chancengleichheit" diskutiert wird. Die Konfusion wird nicht geringer, wenn etwa die CDU in Westdeutschland noch den Begriff der "Chancengerechtigkeit" hinzufügt oder gelegentlich in polemischer Absicht von "Gleichmacherei" die Rede ist. Im politischen Bereich sind die Begriffe eher zu Leerformeln geworden: Sie sind konsensfähig und wirken integrierend, sind aber relativ nichtssagend.

Wir wollen daher die Begriffe zunächst verbal umschreiben (zur "Chancengleichheit" siehe III,1). "Gleichheit" kann in der Sprache von Verteilungen definiert werden, wobei vom Ausmaß der Gleichheit/Ungleichheit als quantitativem Begriff gesprochen werden kann. Die Endpunkte der Skala werden durch das Begriffspaar völlige Gleichheit und absolute

Ungleichheit markiert. Völlige Gleichheit existiert, wenn alle sozialen Einheiten über die gleiche Menge eines Gutes (im weitesten Sinne) verfügen. Oder: Alle sozialen Einheiten, z.B. Personen haben die gleiche Merkmalsausprägung einer Variablen. Es muß noch berücksichtigt werden, ob das verteilte "Gut" quantitativ meßbar ist (z.B. Einkommen) oder nur qualitativen Charakter aufweist (z.B. verschiedene Bildungsformen). Im ersten Fall ist der Punkt absoluter Gleichheit durch eine Varianz von null und der Punkt absoluter Ungleichheit durch die maximale Varianz (Einer besitzt alles) gekennzeichnet. Im zweiten Fall ist absolute Gleichheit ebenfalls dann gegeben, wenn alle sozialen Einheiten die gleiche Merkmalsausprägung haben, d.h. in der gleichen Kategorie der Nominalskala konzentriert sind. Maximale Ungleichheit - man könnte bei Nominalskalen auch sagen <u>Verschiedenartigkeit</u> - entspricht dagegen der Gleichverteilung.

Dies ist leicht einzusehen, denn die Verschiedenartigkeit erreicht ein Maximum, wenn alle Kategorien einer qualitativen Variablen gleich häufig besetzt sind.

Die <u>statistische Gleichverteilung</u> ist der Gleichheit im hier präzisierten Sinne also genau entgegengesetzt! Bei quantitativ meßbaren Gütern ist noch der folgende wichtige Aspekt zu berücksichtigen: Sollen zwei Verteilungen den gleichen Index der Ungleichheit aufweisen, wenn alle <u>Güterrelationen</u> je zweier Personen bei beiden Verteilungen gleich sind oder sollen sie dann übereinstimmende Ungleichheitswerte haben, wenn alle Differenzen zwischen je zwei Personen gleich sind? Bei Ungleichheitsmaßen, die nur gegenüber Änderungen der Relationen (dem Quotienten der Gütermengen zweier Personen) empfindlich reagieren, wird ein <u>proportionaler Gleichheitsbegriff</u> zugrunde gelegt. Man spricht auch von der Erfüllung der <u>Bresciani-Turroni-Be-</u>

dingung. Bei einem Einkommensindex würde in diesem Fall z. B. eine Verdoppelung aller Einkommen den Indexwert nicht beeinflussen. Mit Indizes dagegen, die Differenzen berücksichtigen, ließe sich bei prozentualen Erhöhungen ein grösseres Maß an Ungleichheit konstatieren, während diese Maße auf die Addition einer Konstanten unempfindlich reagieren. Um einem Mißverständnis vorzubeugen sei abschließend gesagt, daß absolute Gleichheit oder Chancengleichheit und die entgegengesetzten Extreme Ungleichheit und Chancenungleichheit nicht automatisch auf Bewertungsskalen mit den Polen "gut" und "schlecht" abgebildet werden können. In manchen Bereichen mag man ein Maximum an Ungleichheit als erwünscht ansehen - z.B. bei der Ausübung verschiedener Freizeitaktivitäten.

Bei zentralen hochgeschätzten Gütern wie Einkommen und Bildung kann dagegen mit einiger Berechtigung die zumindest näherungsweise Realisierung der Werte "Gleichheit" und "Chancengleichheit" als positiv betrachtet werden.

3. Anforderungen an Indizes

Komprimierte Maßzahlen zur Messung der Ungleichheit und Chancenungleichheit sollten - wie Indizes generell - eine Reihe wünschenswerter Eigenschaften besitzen. Die Liste der Minimalerfordernisse lautet:

a) Präzision: Jeder Sozialforscher, der die gleichen Daten analysiert, sollte denselben Indexwert errechnen können. (Diese Forderung ist eigentlich selbstverständlich, denn die Indexbildung dient ja gerade der Präzisierung, d.h. der Einschränkung des subjektiven Interpretationsspielraums.)

b) Vergleichbarkeit: Indizes aus verschiedenen Untersuchungen sollten vergleichbar sein. Häufig kann die Vergleichbarkeit durch die Normierung des Index hergestellt werden.

c) Inhaltliche Kriterien: Der Index sollte gemessen an inhaltlichen Kriterien plausibel sein. Z.B. sollte ein Index der Ungleichheit die extremste Ausprägung haben, wenn die Ungleichheit auch tatsächlich am extremsten ist. Oder: Wenn eine Umverteilung von einer "reichen" zu einer "armen" Person erfolgt, so sollte der Index ein geringeres Maß an Ungleichheit signalisieren. Insbesondere sind auch die Konsequenzen des Index in Hinblick auf die empirische Angemessenheit zu untersuchen.

Die Punkte a) und b) sollten auf jeden Fall und Punkt c) zumindest weitgehend erfüllt werden. Darüberhinaus kann die Qualität eines Index noch durch die folgenden Eigenschaften erhöht werden:

d) Statistische Eigenschaften: Wünschenswert ist es, die statistischen Eigenschaften eines Index zu kennen. Dazu zählen die Stichprobenverteilung und die Frage nach der Erwartungstreue und Konsistenz der Schätzung. Wenn diese statistischen Eigenschaften bekannt sind, so wird dadurch die Möglichkeit geschaffen, den Index auf Signifikanz zu prüfen.

e) Theoretische Ergiebigkeit: Der Index sollte mit anderen gemessenen Größen in Zusammenhang stehen. Optimal wäre es, wenn er einen "Knoten" eines "theoretischen Netzes" darstellen würde, d.h. wenn er in Hypothesen als unabhängige oder abhängige Variable auftritt. Bei der Testkonstruktion in der Psychologie spricht man von "concurrent" und "predictive validity". Diese Begriffe bedeuten in etwa das gleiche, was hier als "theoretische Ergiebigkeit" bezeichnet wird.

f) Anschaulichkeit: Mit "Anschaulichkeit" ist sowohl "direkte" inhaltliche Plausibilität als auch eine eventuell mögliche geometrische Deutung des Index (z.B. als Fläche oder Strecke) gemeint. Inwieweit "Anschaulichkeit" gegeben ist, hängt natürlich auch von den Vorerfahrungen des Betrachters ab und ist somit nicht eindeutig bestimmbar.

Normalerweise werden Indizes zur Messung bestimmter Eigenschaften vorgeschlagen und anschließend ihre Konsequenzen untersucht. Gelegentlich ist jedoch auch der umgekehrte Weg begehbar. Aus inhaltlichen Anforderungen (Punkt c), die als Axiome formulierbar sind, kann der zunächst unbekannte Index auf rein deduktivem Wege gewonnen werden. Diese Strategie entspricht der Arbeitsweise von Mathematikern. Im ersten Schritt wird untersucht, ob überhaupt eine Lösung existiert, die alle Axiome (d.h. unsere inhaltlichen Forderungen) erfüllt. Kann die Frage nach der Existenz bejaht werden, so ist zu klären, ob die Lösung eindeutig ist. Andernfalls können eventuell die inhaltlichen Forderungen "verschärft" werden. Schließlich kann im dritten Schritt gefragt werden, wie die Lösung aussieht. Damit wäre der Index gefunden. Ein Beispiel für diese Strategie der Indexkonstruktion ist die Ableitung eines Distanzmaßes für Rangreihen von Kemeny und Snell (1962, Kap.II).

4. Indizes zur Messung der Ungleichheit

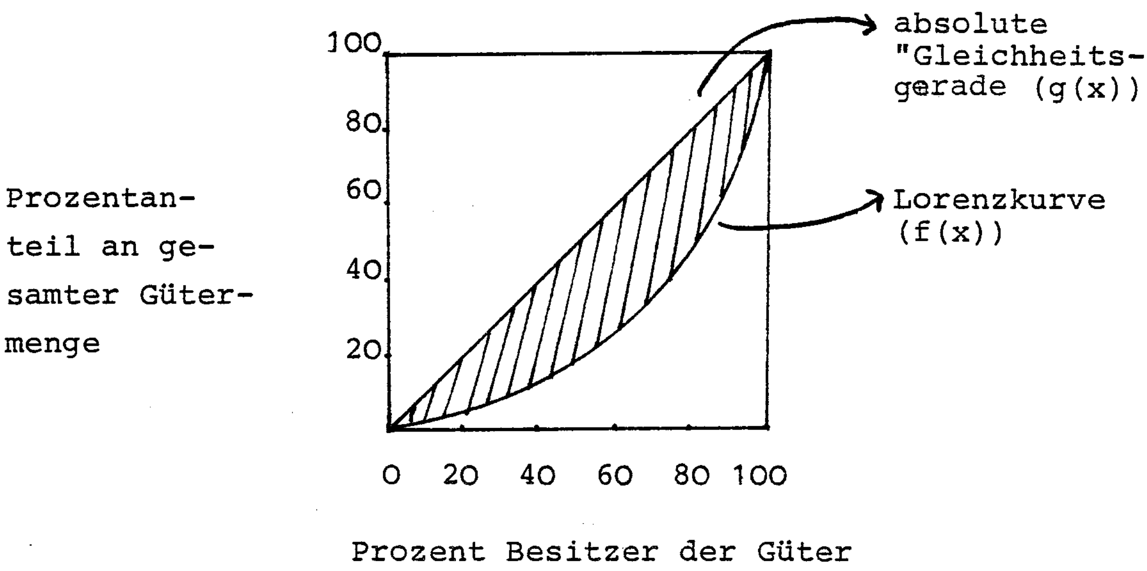
Ungleichheitsindizes wurden hauptsächlich von Ökonomen zur Charakterisierung von Einkommensverteilungen entwickelt (zur Übersicht vgl. Blümle 1975, Kap.II).[12] Verschiedene in Zusammenhang mit der Einkommensverteilung diskutierte Maße sind jedoch auch auf soziologische Probleme, etwa auf die Frage nach dem Ausmaß der Bildungsgleichheit anwendbar. Allerdings muß vorausgesetzt werden, daß die verteilten Güter wie z.B. Einkommen quantitativ meßbar sind. Für qualitative Variablen (Nominalskalen und Rangordnungen) kommen diese Indizes nicht in Frage. Einige Vorschläge zur Messung der Ungleichheit bei qualitativen Variablen werden wir anschließend erörtern.

4.1. Der Gini-Index am Beispiel der Bildungsungleichheit

Einer der bekanntesten Ungleichheitsindizes ist das Konzentrationsmaß von <u>Gini</u>, das am besten anhand des <u>Lorenzdiagramms</u> dargestellt werden kann.

Trägt man die kumulierten Anteile der Besitzer eines Gutes in Prozent an der horizontalen Achse und die kumulierten Anteile der korrespondierenden Gütermenge an der Gesamtsumme der Güter in Prozent an der vertikalen Achse des Koordinatensystems ab, so erhält man die sogenannte Lorenzkurve. Zu beachten ist dabei, daß die Personen (oder Haushalte, Gemeinden etc.) von der niedrigsten bis zur "reichsten" Kategorie in aufsteigender Folge kumuliert werden. Aus der Lorenzkurve läßt sich dann entnehmen, wieviel Prozent der Besitzer eines Gutes einen wie hohen Prozentanteil an der gesamten Gütermenge haben (vgl. Abbildung 1).

<u>Abbildung 1:</u> Lorenzdiagramm



Die Lorenzkurve ist umso stärker gekrümmt, je ungleicher die Güter verteilt sind. Im Extremfall haben 100 Prozent minus einer Person nichts, und eine Person besitzt alles. Das andere Extrem ist die "Gleichheitsgerade". Wenn 100 Prozent der Population genau 10 Prozent der gesamten Gütermenge, 20 Prozent der Population genau 20 Prozent der Gütermenge usf. besitzen, so stimmt die Lorenzkurve mit der Winkelhalbierenden ("der "Gleichheitsgeraden") überein.

Wie man sieht, wächst die Fläche zwischen der Gleichheitsgeraden und der Lorenzkurve mit zunehmender Ungleichheit. Bei absoluter Gleichheit ist die Fläche null und bei absoluter Ungleichheit handelt es sich um die Dreiecksfläche unter der Winkelhalbierenden. Der Gini-Index ist nun definiert als der Anteil der "beobachteten Fläche" an der maximalen Fläche. Als Formel:

$$(1) \qquad G = \frac{\text{beobachtete Fläche zwischen Gleichheitsgerade und Lorenzkurve}}{\text{Dreiecksfläche}} = \frac{\int_0^{100} [g(x)-f(x)]\,dx}{\int_0^{100} g(x)\,dx}$$

Man erkennt leicht, daß der Wert von G immer zwischen 0 (Gleichheit) und 1 (Ungleichheit) liegt, das Maß also normiert ist.

Bei der Verwendung von diskreten empirischen Daten (z.B. Einteilung in Einkommensklassen) sind "Gleichheitsgerade" und Lorenzkurve treppenförmig. Bezeichnet man mit g_i die kumulierten Prozentanteile der Kategorie i bei absoluter Gleichheit und mit f_i die beobachteten Anteile, dann kann für den Gini-Koeffizienten der folgende Ausdruck geschrieben werden (für I Klassen oder Kategorien): (zu alternativen Darstellungen der Formel als Abweichungsmaß siehe Allison 1978, S.867).

$$(2) \quad G = \frac{\sum_{i=1}^{I} (g_i - f_i)}{\sum_{i=1}^{I} g_i}$$

Bevor einige Eigenschaften von G untersucht werden, sei noch die Frage gestellt, unter welchen Bedingungen der Index als Ungleichheitsmaß für andere Verteilungen als Einkommensverteilungen benutzt werden kann (bisher war ja von "Gütern" im allgemeinsten Sinne - also auch Positionen, Prestige, Bildung usf - und nicht nur von Einkommen die Rede). Ist also der Index auch bei nicht-monetären Einheiten anwendbar?

Dies ist im Prinzip der Fall, vorausgesetzt die Variablenwerte der einzelnen Personen (die "Güter", die eine Person besitzt) sind sinnvoll addierbar. Die Darstellung im Lorenz-Diagramm erfordert ja die Skalierung der Prozentanteile an der Gesamtsumme der Güter. Die "Güter" einer Person müssen also auf einer Skala meßbar sein, die einen natürlichen Nullpunkt hat (Ratioskala) - sonst wäre es sinnlos Prozentanteile zu berechnen - und für die eine additive Verknüpfungsoperation der individuellen Werte definiert ist. Z.B. wäre es empirisch bedeutungslos, die Temperaturen an verschiedenen Orten zu addieren, um einen Gini-Index der Wärmeverteilung zu konstruieren.

Die Voraussetzungen zur Konstruktion des Gini-Index sind beispielsweise gegeben, wenn das Gut "Bildung" in Ausbildungsjahren gemessen wird. Betrachten wir in (vereinfachter) Weise die Schulbildung in der BRD. Im dreigliedrigen Schulsystem haben Personen mit Hauptschulabschluß neun, Personen mit Realschulabschluß zehn und Personen mit Abitur (in der Regel) dreizehn Schuljahre absolviert. Werden die Schuljahre aller Personen addiert, so kann das Resultat als eine Art "Bildungspool" der Population angesehen werden. Man könnte dann weiterhin berechnen, wieviel Prozent der Bevölkerung einen wie hohen Anteil am "Bildungspool" haben und die Ergebnisse in Form der Lorenz-Kurve darstellen. Als Indikator für das Ausmaß der Bildungsungleichheit kann ferner der Gini-Index herangezogen werden. Auf diese Weise ist es möglich, z.B. die folgenden Fragen zu beantworten: Unterscheiden sich bestimmte soziale Gruppen (z.B. Männer und Frauen) im Hinblick auf die Verteilung der Bildung? Oder: Ist die Verteilung der Bildung im Zuge der Bildungsexpansion gleicher oder ungleicher geworden?

Dies sei an Daten aus dem Mikrozensus 1978 für die BRD illustriert. In Tabelle 1 ist die Verteilung der männlichen und weiblichen Wohnbevölkerung (ohne Personen in Ausbildung) auf die drei absolvierten Schulformen wiedergegeben.

Tabelle 1: Wohnbevölkerung nach Bildungsformen und Geschlecht 1978 (in 1000)

	Wohnbevölkerung in 1000 (ohne Personen in Ausbildung)	Volks/ Hauptschule (9 Jahre)		Realschule (10 Jahre)		Abitur (13 Jahre)	
		in 1000	in %	in 1000	in %	in 1000	in %
Männer	21816	16296	74,7	3008	13,8	2512	11,5
Frauen	24985	19494	78,0	4046	16,2	1445	5,8

Quelle: "Gesellschaftliche Daten" 1979, S.59

Der Gini-Index läßt sich auf relativ einfache Weise direkt anhand der Prozent-Anteile der einzelnen Kategorien getrennt für beide Geschlechter berechnen. Die Ergebnisse sowie drei andere Verteilungsmaße zum Vergleich sind aus Tabelle 2 zu entnehmen.

Tabelle 2: Ungleichheitsmaße für Bildungsverteilungen nach Geschlecht

	Mittelwert (M) in Jahren	Varianz (V)	Standardabweichung (SD)	Variationskoeff. V in % von M	DG	A	Gini
Männer	9,597	1,62	1,27	13,26	0,379	0,324	0,033
Frauen	9,390	0,93	0,965	10,28	0,380	0,33	0,02

Es zeigt sich, daß die Verteilung der Bildung bei den Frauen etwas egalitärer ist als bei den Männern. Dies indizieren auch die anderen zum Vergleich aufgeführten Streuungsmaße (die Maße DG und A werden noch weiter unten erläutert). Bei den Männern ist auf der anderen Seite die durchschnittliche Ausbildungszeit etwas länger als bei den Frauen. Die Gründe für diese Konstellation sind sehr einfach zu benennen. Die Frauen konzentrieren sich in größerem Maße in der unteren Bildungskategorie (Hauptschule). Dadurch ergibt sich auf geringerem Niveau eine egalitärere Verteilung.[13)]

Eine nähere Untersuchung des Gini-Koeffizienten läßt die folgenden Eigenschaften erkennen (vgl. Blümle 1975, S.42 ff.):

(i) Bei jeder Umverteilung von einer "reicheren" zu einer "ärmeren" Person reagiert der Gini-Index ebenfalls mit einer Änderung in Richtung Gleichheit. Der Index erfüllt daher die sogenannte Pigou-Dalton-Bedingung.

(ii) Der Index ist unsensibel gegenüber proportionalen Änderungen (Bresciani-Turroni-Bedingung).

Darüber hinaus ist der Index normiert, genügt dem Prinzip der Vollständigkeit der Datenerfassung und ist anschaulich interpretierbar. Allerdings weist der Index in Hinblick auf die implizit unterstellte Nutzenfunktion gewisse Mängel auf (vgl. Blümle 1975, S.44-45).

Prinzip (i) ist sicherlich eine akzeptable Anforderung an ein Ungleichheitsmaß. Schwierigkeiten ergeben sich jedoch mit Prinzip (ii). Ist die Bresciani-Turroni-Bedingung erfüllt, dann heißt dies ja z.B. im Falle von Einkommensverteilungen, daß eine prozentuale Änderung aller Einkommen keinen Einfluß auf den Indexwert hat. Im Bildungsbereich änderte sich der Index nicht, wenn z.B. die Ausbildungszeit für alle Personen um 20 Prozent erhöht wird. Hier wird die Frage nach der inhaltlichen Bedeutung von "ungleicher" berührt. Wenn man davon ausgeht, daß eine Verteilung ungleicher wird, wenn die <u>absoluten Abstände</u> zwischen den Personen größer werden (wobei der Quotient der Gütermengen für je zwei Personen konstant bleiben mag), dann ist der Gini-Index kein geeignetes Ungleichheitsmaß. In diesem Fall wäre die Streuung oder die Summe der Abweichungen vom Mittelwert ein besseres Maß, wobei letzteres allerdings die Pigou-Dalton-Bedingung verletzt.

4.2. Ungleichheitsindizes bei qualitativen Variablen

Die bisher erwähnten Ungleichheitsmaße sind nur bei quantitativen Variablen anwendbar. Für qualitative Variablen müssen neue Indizes konstruiert werden. In dieser Richtung wollen wir zwei Vorschläge machen, wobei wir das erste Maß als A-Index und das zweite Maß als DG-Index bezeichnen.

4.2.1. Der "A-Index"

Wir gehen davon aus, daß eine Variable I Ausprägungen oder Kategorien aufweist, die nur qualitativ unterscheidbar sind (z.B. verschiedene Unterrichtsarten oder Bildungsformen etc.). Die beobachteten relativen Häufigkeiten der einzelnen Kategorien seien mit p_i (i= 1,2,...,I) und die relative Häufigkeit der am stärksten besetzten Kategorie (Modalwert) mit p_{mod} bezeichnet.

Ein einfacher Ungleichheitsindex kann nun in Analogie zur Summe der absoluten Abweichungen vom Mittelwert bei quantitativen Variablen gebildet werden, indem von der relativen Häufigkeit des Modalwerts ausgegangen wird. Der erste Vorschlag lautet somit:

$$(3) \quad AM= \sum_{i=1}^{I} / p_{mod} - p_i /$$

Da die Häufigkeit in der Modalkategorie maximal ist, folgt aus (3):

$$(4) \quad AM= I.p_{mod} - \sum p_i = I.p_{mod} - 1$$

Die Summierung erfolgt hier wie auch im folgenden immer von i=1 bis I.

Wie man sieht, ist AM von der Zahl der Kategorien I abhängig. AM-Werte für Verteilungen mit unterschiedlichem I sind also nicht vergleichbar. Um den störenden Einfluß der Kategorienzahl auszuschalten, empfiehlt es sich, AM auf den maximalen AM-Wert bei gegebener Kategorienzahl zu relativieren (AM_{max}). Es läßt sich weiterhin zeigen, daß der folgende Ausdruck im Wertebereich zwischen 0 und 1 liegt, wobei "0" maximale Gleichheit und "1" maximale Ungleichheit signalisiert:

$$(5) \quad A= 1- \frac{AM}{AM_{max}}$$

Wie aus (4) hervorgeht, wird AM maximal, wenn p_{mod} den maximalen Wert von eins annimmt. Dies entspricht der vollständigen Konzentration aller Fälle in einer Kategorie. Für AM_{max} erhält man daher:

(6) $AM_{max} = I - 1$

Setzen wir den Ausdruck (6) und (4) in (5) ein, so erhalten wir den A-Index.

(7) $A = \frac{I}{I - 1}(1 - p_{mod})$

Da AM/AM_{max} maximal eins werden kann, ist das Minimum von (5) bzw. (7) null (maximale Gleichheit). Berechnen wir nun noch das Maximum von A.

AM in (4) wird minimal, wenn p_{mod} ein Minimum annimmt. Den geringsten möglichen Wert nimmt p_{mod} jedoch bei einer Gleichverteilung an, nämlich Min $(p_{mod}) = 1/I$. Da AM dann null wird, erhält man für A den maximalen Wert von eins. Gemäß (7) hängt A bei gegebenem I nur von P_{mod} ab. Änderungen der Häufigkeiten in den übrigen Kategorien beeinflussen den Index nicht. Damit ist A auch gegenüber Umverteilungen unempfindlich, sofern die relative Häufigkeit des Modalwertes konstant bleibt. Diese Eigenschaft, die für $I > 2$ gilt, ist sicher als Nachteil des einfachen A-Maßes zu werten. (Das A-Maß verletzt damit die Forderung nach Vollständigkeit der Datenerfassung - vgl. zu dieser Forderung Blümle 1975, S.37 ff.) Fassen wir noch einmal die wichtigsten Merkmale des A-Maßes zusammen:

(i) Der Wertebereich von A liegt zwischen 0 und 1, d.h. A ist ein <u>normierter</u> Index.

(ii) Ist A=O, so ist maximale Gleichheit gegeben. Alle Personen haben dann die gleiche Ausprägung der Variablen.

(iii) Ist A=1, so liegt maximale Ungleichheit vor. In diesem Fall sind alle Kategorien gleich häufig besetzt (Gleichverteilung der Häufigkeiten).

(iv) Für $I > 2$ ist A unsensibel gegenüber Umverteilungen, solange die Häufigkeit des Modalwertes unverändert bleibt.

(v) A ist ein anschauliches Maß und sehr einfach zu berechnen.

4.2.2. Der DG-Index

Bei der Zugrundelegung des Modalwerts hat sich die Übereinstimmung des maximalen A-Index mit der Gleichverteilung sozusagen automatisch ergeben. Es konnte gezeigt werden, daß es sich um eine (inhaltlich sinnvolle) Konsequenz des A-Index handelt. Man kann jedoch auch den umgekehrten Weg gehen und die Gleichverteilung als Ausgangspunkt wählen. Je größer die "Entfernung" von der Gleichverteilung der Häufigkeiten, desto geringer ist das Ausmaß der Ungleichheit.

Analog der Standardabweichung bei quantitativen Variablen ist es sinnvoll und - wie wir sehen werden - geometrisch anschaulich, wenn wir "Entfernung von der Gleichverteilung" als die Wurzel aus der Summe der quadrierten Differenzen zwischen beobachteten und gleich verteilten relativen Häufigkeiten (p_G) definieren. Als Formel:

(8) $$Z = \sqrt{\sum (p_i - p_G)^2}$$

Wir wollen zeigen, daß der folgende - zu (5) analoge - Ausdruck ein geeignetes normiertes Ungleichheitsmaß darstellt.

$$(9)\quad DG = 1 - \frac{Z}{Z_{max}}$$

DG steht dabei für "Distanzmaß bezüglich der Gleichverteilung".

Da $\sum p_i = \sum p_G = 1$ und $\sum p_G{}^2 = p_G \sum p_G = 1/I$, ergibt sich aus (8):

$$(10)\quad Z = \sqrt{\sum p_i{}^2 - \frac{1}{I}}$$

Z wird maximal für $p_k = 1$ und alle übrigen $p_i = 0$ $(i \neq k)$:

$$(11)\quad Z_{max} = \sqrt{\frac{I-1}{I}}$$

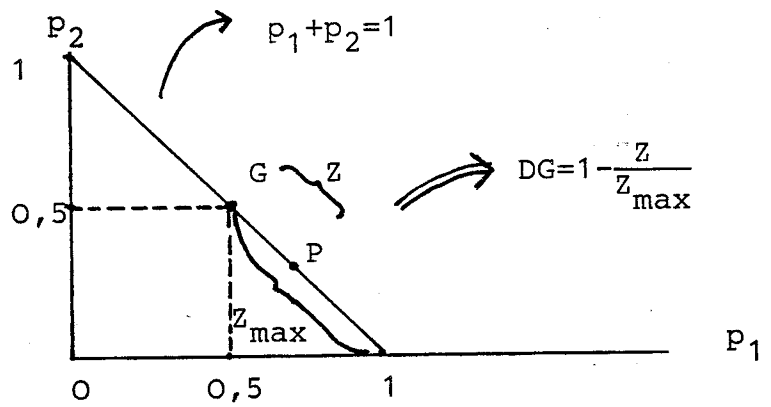
Werden (10) und (11) in (9) eingesetzt, so ergibt sich für den DG-Index:

$$(12)\quad DG = 1 - \sqrt{\frac{I}{I-1}\left[\sum p_i{}^2 - \frac{1}{I}\right]}$$

Im Falle der Gleichverteilung ($p_i = 1/I$ für alle i) ist DG maximal, d.h. eins. DG= 1 indiziert also maximale Ungleichheit, während das Minimum DG= 0 den Punkt absoluter Gleichheit markiert. Im Unterschied zu A hat das etwas kompliziertere DG-Maß den Vorteil, daß es empfindlich auf Umverteilungen auch außerhalb des Modalwertes reagiert.

Darüber hinaus ist DG auch geometrisch interpretierbar. Betrachten wir einen I-dimensionalen Raum. Die Gleichverteilung ist dann als Vektor mit den I Komponenten 1/I darstellbar ($V_G = [1/I, 1/I, \ldots, 1/I]$). Entsprechendes gilt für die beobachtete Verteilung ($V_B = [p_1, p_2, \ldots, p_I]$). Beide Verteilungen können dann als zwei Punkte in dem I-dimensionalen Raum repräsentiert werden. (Wegen der Restriktion $\sum p_i = \sum p_G = 1$ liegen die beiden Punkte in einem I-1 dimensionalen Unterraum.) Dann entspricht Z genau der euklidischen Distanz zwischen den beiden Punkten.[14] Da die maximale Distanz von der Zahl der Dimensionen I abhängt, wird Z durch die maximale Distanz dividiert. Die Subtraktion von eins dient nur dazu, dieSkala umzupolen, damit DG richtungsmäßig mit den anderen Maßen übereinstimmt. Diese Überlegungen werden für den Fall I=2 in Abbildung 2 veranschaulicht.

<u>Abbildung 2:</u> Geometrische Interpretation des DG-Maßes



G= Gleichverteilung
P= beobachtete Verteilung

Im zweidimensionalen Fall sind alle beobachteten Verteilungen als Punkte auf der Geraden $p_2 = 1-p_1$ darstellbar. (Bei drei Dimensionen handelt es sich um eine Dreiecksfläche. Alle denkbaren Verteilungen können als Punkte auf der Fläche mit den drei Eckpunkten (1,0,0), (0,1,0) und (0,0,1) repräsentiert werden, wobei der Punkt G die Koordinaten (1/3), 1/3, 1/3) hat. Die resultierende geometrische Figur ist ein Tetraeder.)

Die bisher diskutierten Indizes haben deskriptiven Charakter, d.h. die inferenzstatistischen Eigenschaften sind nicht bekannt. Abweichungen von der Gleichverteilung können jedoch auf einfache Weise mittels der Chi^2-Statistik auf Signifikanz geprüft werden, die eine gewisse Verwandtschaft mit der Distanz Z aufweist. Wenn N die Gesamtzahl der Personen und n_i die absolute Häufigkeit in Kategorie i ist, so lautet Chi^2 mit I-1 Freiheitsgraden:

$$(13)\quad Chi^2 = \frac{I}{N} \sum n_i^2 - N$$

4.2.3. Der Spezialfall dichotomer Variablen

Für Variablen mit zwei Ausprügungen hat das A-Maß folgende Form:

$$(14)\quad A_2 = 2((1 - p_{mod})$$

Und für DG_2 ergibt sich:

$$(15)\quad DG_2 = 1 - \sqrt{2(p_1^2 + p_2^2) - 1}$$

Da $p_1 + p_2 = 1$, erhält man nach einigen Umformungen:

$$(16)\quad DG_2 = 1 - \sqrt{(2p_1 - 1)^2}$$

Der Ausdruck in der Klammer unter dem Wurzelzeichen ist für $p_1 \geqslant 0,5$ positiv bzw. null und für $p_1 \leqslant 0,5$ negativ bzw. null. Daher erhält man für $p_1 \geqslant 0,5$ d.h. $p_1 = p_{mod}$:

$$(17)\quad DG_2 = 2\ (1 - p_{mod}) = A_2$$

Es zeigt sich also, daß bei dichotomen Variablen das DG-Maß mit dem A-Maß identisch ist.[15]

4.2.4. Ein Vergleich der drei Indizes A, DG und Chi^2

Die Eigenschaften der drei diskutierten Ungleichheitsmaße bei qualitativen Variablen zeigt die folgende Übersichtstabelle:

Tabelle 3: Eigenschaften von A, DG und Chi^2

	A	DG	Chi^2
Vollständigkeit der Datenerfassung	- (für I>2)	+	+
Normiert (O=Gleichheit, 1=Ungleichheit)	+	+	-
Signifikanztests	-	-	+
Einfaches Rechenverfahren	+	+	+
Anschaulichkeit	+	+	+
Spezialfälle	für $I=2 \Rightarrow DG=A$		

4.3. Globale Ungleichheitsmaße

Die bisher diskutierten Maße beziehen sich jeweils auf die Verteilung eines bestimmten Gutes wie Einkommen, Bildung, Arbeitszeit, Prestige usf.. Soziale Ungleichheit wird jedoch häufig als mehrdimensionaler Begriff verstanden. Z.B. haben viele Personen ein geringes Einkommen und sind zusätzlich bildungsmäßig unterprivilegiert. Oder aber in selteneren Fällen von Statusinkonsistenz kann geringe Bildung durch hohes Einkommen und umgekehrt kompensiert werden. Wenn weiterhin - was gewiß nur ein hypothetisches Beispiel ist - alle Personen mit gleicher Ausbildung, die genau doppelt soviel verdienen wie andere Personen, auch doppelt so lange arbeiteten, dann wären beide Verteilungen, d.h. die Verteilung der Einkommen und der Arbeitszeiten, ungleich, obwohl die Verteilung der Einkommen pro Arbeitsstunde maximale Gleichheit aufwiese.

Aus diesen Überlegungen folgt, daß es wünschenswert wäre, ein Gleichheitsmaß zu konstruieren, das alle sozial relevanten Güter berücksichtigt. Die zur Konstruktion eines solchen Maßes zu überwindenden Schwierigkeiten sind jedoch enorm. Zunächst müßten alle sozial relevanten Güter ermittelt werden. Selbst wenn dies gelungen ist, wäre man mit dem Hauptproblem der Aggregation aller Verteilungen der einzelnen Güter konfrontiert. Dazu ist es erforderlich, eine gemeinsame Maßeinheit für so unterschiedliche positive und negative "Güter" wie Einkommen, Gesundheit, Lärmbelästigung, Bildung usf. zu finden. Kurzum - man stünde vor den gleichen Problemen wie die Wohlfahrtstheorie bei der Konstruktion eines aggregierten Wohlfahrtsmaßes.

Die hier zum Ausdruck gebrachte Skepsis soll allerdings nicht besagen, daß Schritte in Richtung auf aggregierte Ungleichheitsmaße prinzipiell fruchtlos sind. Man könnte z.B. versuchen, die Verteilung mehrdimensionaler Indizes der "Lebensqualität" (bezogen auf Personen oder soziale Gruppierungen) zu ermitteln. Diese Maße sind hinsichtlich ihrer Voraussetzungen anspruchsloser als die Anforderungen an eine Wohlfahrtsfunktion. Auf der anderen Seite ist aber auch die Aussagekraft hochaggregierter Maße der Lebensqualität umstritten. Auch hier treten die Probleme der <u>Auswahl</u> der Dimensionen, der <u>Gewichtung</u> und der <u>Art der Verknüpfung</u> der Unterdimensionen auf (zu Versuchen in dieser Richtung vgl. die Studie von Werner 1977).

III. Die Regelung des Zugangs zu sozialen Gütern: Chancenungleichheitsmaße

1. Was ist unter "Chancengleichheit" zu verstehen?

Bei der Definition von Chancengleichheit ist zwei Aspekten Rechnung zu tragen: Erstens dem Begriff der Chance und zweitens der Verteilung der Chancen. Man könnte "Chancen" im rein formellen Sinne definieren als die Abwesenheit rechtlicher Barrieren für bestimmte soziale Gruppen zur Erreichung einer Position oder zum Besitz eines Gutes. In diesem Sinne existierte nach der preußischen Heeresreform Chancengleichheit bezüglich des Offiziersberufs oder später die Chance für bürgerliche Kreise Landgüter zu erwerben, während beides vor den Reformen nur Personen adeliger Abstammung vorbehalten war. Oder: Nach der Aufhebung des Studienverbots für Frauen, bestand im formellen Sinne Chancengleichheit für beide Geschlechter, ein Universitätsstudium zu absolvieren. Wenn es keine gruppenspezifischen rechtlichen Diskriminierungen gibt, kann man daher von formeller Chancengleichheit sprechen. Materielle Chancengleichheit verlangt darüber hinaus auch den Abbau gruppenspezifischer sozialer Diskriminierungen. Da diese allerdings häufig schwer zu erheben sind, erscheint es sinnvoll, das Ausmaß der Chancen für verschiedene Gruppen vom Ergebnis her zu messen. Unter der Chance bezüglich einer sozialen Gruppe und eines bestimmten Gutes oder einerbestimmten Position ist dementsprechend die bedingte Wahrscheinlichkeit zu verstehen, daß ein Angehöriger der Gruppe die Position besetzt oder das Gut erwirbt. Die bedingten Wahrscheinlichkeiten können im nachhinein geschätzt werden mittels relativer Häufigkeiten. Wenn z.B. von 100.000 Arbeiterkindern 2.000 irgendwann studieren, so beträgt ihre geschätzte Studienchance 0,02.[16)]

Wenn im folgenden von Chancengleichheit die Rede ist, so wird unter Chance die "materielle" Chance oder bedingte Wahrscheinlichkeit verstanden.

Der zweite Aspekt der Chancengleichheit war die Verteilung der Chancen. Die Chancen verschiedener sozialer Gruppen müssen zueinander in Beziehung gesetzt werden, um das Ausmaß der Abweichung von der perfekten Gleichheit aller gruppenspezifischen Chancen zu ermitteln. Zur Charakterisierung der Verteilung der Chancen benötigt man Indizes, die wir im folgenden genauer untersuchen wollen.

2. Indizes der Chancengleichheit

Die geläufigen Indizes zur Messung der Chancenungleichheit sind für qualitative Variablen entwickelt worden. Die geeignete Darstellungsform der Chancenverteilung ist eine zweidimensionale (oder mehrdimensionale) Tabelle mit I sozialen Gruppen und J Chancen (d.h. mit J Ausprägungen der "Chancenvariable" oder des sozialen Gutes). Werden die sozialen Gruppen zeilenweise angeordnet, dann können in den Zellen der Tabelle die relativen Häufigkeiten (p_{ij}) - bezogen auf die Zeilensumme - eingetragen werden. Die p_{ij} interpretieren wir als die Chance der sozialen Gruppe i bezüglich der Position j. Mit den in der Tabelle enthaltenen Informationen können Assoziationsindizes und das sogenannte CUG-Maß berechnet werden. Bei einer quantitativen "Chancenvariable" sind - wie noch gezeigt wird - andere Indizes geeigneter.

Ein wichtiger Anwendungsbereich der Maße ist die Untersuchung von Bildungschancen, insbesondere deren Dynamik, d.h. die Veränderung der Bildungschancen im Zeitablauf. Wir wollen dabei unserer Analyse die in der folgenden Tabelle enthaltenen Daten zugrunde legen.

Tabelle 4: Studienanfänger und nicht-studierender Jahrgang nach sozialer Herkunft (absolute Werte)[17)]

a) 1969

	Nicht-Studierende	Studienanfänger	Jahrgang
Arbeiter	329.329	8.771	338.100
Angestellte	159.487	27.013	186.500
Beamte	57.388	20.812	78.200
Selbständige	178.448	21.752	200.200
ZUSAMMEN	724.652	78.348	803.000

b) 1975

	Nicht-Studierende	Studienanfänger	Jahrgang
Arbeiter	323.000	28.600	351.600
Angestellte	183.104	56.096	239.200
Beamte	51.185	32.215	83.400
Selbständige	142.546	35.354	177.900
ZUSAMMEN	699.835	152.265	852.100

Quelle: Ballerstedt und Glatzer 1979, S.299

Die geschätzten Bildungschancen (p_{ij}) erhält man, indem die Anteile der Nicht-Studierenden ($\overline{S}$) und Studienanfänger (S) am Jahrgang berechnet werden.

Tabelle 5: Bildungschancen nach sozialer Herkunft

a) 1969

	$\bar{s}$	s
Arbeiter	0,974	0,026
Angestellte	0,855	0,145
Beamte	0,734	0,266
Selbständige	0,891	0,109
$p_{\cdot j}$	0,902	0,098

b) 1975

	$\bar{s}$	s
Arbeiter	0,919	0,081
Angestellte	0,765	0,235
Beamte	0,614	0,386
Selbständige	0,801	0,199
$p_{\cdot j}$	0,821	0,179

2.1. Assoziationsindizes

Eine routinemäßige Prozedur in der Mobilitätsforschung ist die Berechnung des Quotienten aus beobachteter Häufigkeit und erwarteter Häufigkeit bei gegebenen Randsummen für jede Zelle der Mobilitätstabelle. Die resultierenden Größen - die sogenannten Assoziationsindizes - können auch für Tabellen der Chancengleichheit berechnet werden. Ist ihr Wert größer als eins, so ist die entsprechende soziale Gruppe bezüglich der jeweiligen Bildungsform überrepräsentiert, bei Werten unter eins ist sie unterrepräsentiert. Bei absoluter Chancengleichheit müssen alle Assoziationsindizes genau den Wert eins haben. Die Indizes für die Daten in Tabelle 4 zeigt die folgende Tabelle:

Tabelle 6: Assoziationsindizes für soziale Herkunft und Bildungsform 1969 und 1975

a) 1969

	S	S
Arbeiter	1,08	0,27
Angestellte	0,95	1,48
Beamte	0,81	2,73
Selbständige	0,99	1,11

b) 1975

	S	S
Arbeiter	1,12	0,46
Angestellte	0,93	1,31
Beamte	0,75	2,16
Selbständige	0,98	1,11

S= Studium

$\bar{S}$= kein Studium

Wie lassen sich die Ergebnisse interpretieren? Zunächst wird deutlich, daß die Arbeiter 1969 als auch 1975 als einzige der vier Klassen stark unterrepräsentiert sind. Relativ gesehen läßt sich jedoch eine Verbesserung der Bildungschance der Arbeiter beobachten (Anstieg in der Kategorie S von 0,27 auf 0,46). Diese Interpretation der Daten geht aber implizit von einer entscheidenden - und stark kritikwürdigen - Annahme aus. Es wird nämlich bei obigem Schluß eine Art proportionaler Chancenungleichheitsbegriff unterstellt. Wenn die Definitionsgleichung des Assoziationsindex in einfacher Weise umgeformt wird, so erhält man den folgenden Ausdruck:

$$(18)\quad a_{ij} = \frac{p_{ij}}{p_{.j}}$$

Dabei ist a_{ij} der Index für die soziale Klasse i und die Chance j. p_{ij} ist die Bildungschance (genau wie in Tabelle 5) und $p_{.j}$ die relative Häufigkeit der Ausprägung j der Randverteilung, d.h. die globale Bildungschance, ungeachtet der sozialen Klassen.

Anhand der Formel ist erkennbar, daß der Assoziationsindex nichts weiter als der Quotient aus spezifischer und globaler Bildungschance ist. Die Bildungschancen einer sozialen Klasse "verbessern" sich demnach, wenn für die höhere Bildungsstufe die Chancen stärker steigen als die globale Bildungschance. Dabei kann es natürlich passieren, daß trotz "proportionaler Verbesserung" die absoluten Abstände größer werden. Genau diese Situation ist auch bei den vorliegenden Daten gegeben. Gemäß Tabelle 5 verdreifacht sich die Bildungschance der Arbeiter, während die Bildungschance der Beamtenkinder 1975 anderthalbmal so groß ist wie 1969.[18] Da sich von 1969 bis 1975 die Randverteilungen geändert haben, kommt die skizzierte proportionale Veränderung bei den Assoziationskoeffizienten sozusagen in gemäßigter Form zum Vorschein.

Die absoluten Abstände sind dagegen von 0,24 auf 0,305 gestiegen. Demnach haben sich die relativen Chancen von Arbeiterkindern verschlechtert!

Das Beispiel zeigt auch, wie vorsichtig man bei der Interpretation von Tabellen der Bildungschancen sein muß und welche Manipulationsmöglichkeiten bestehen. Zwei Politiker A und B, von denen A behauptet, die Bildungschancen der Arbeiter haben sich verbessert und B genau das Gegenteil verkündet, haben in gewissem Sinne beide recht - nur verwenden sie verschiedene Maßstäbe zur Beurteilung der Veränderung von Bildungschancen.

Es ist daher immer genau zu beachten, ob ein Chancengleichheitsmaß proportionalen oder absoluten Charakter hat - genau wie bei den Ungleichheitsmaßen. Proportionale Maße reagieren nur auf die Veränderung von Quotienten, während absolute Maße gegenüber der Veränderung von Differenzen empfindlich sind. Da der Begriff "Ausmaß der Chancenungleichheit" auf der verbalen Ebene beide Konzepte beinhalten kann, zeigt sich, daß durch die Formalisierung ein wichtigerBeitrag zur Klärung von Mißverständnissen geleistet werden kann.

Dieses Mißverständnis kann auch entstehen bei der Beurteilung des weithin bekannt gewordenen Simulationsmodells von Boudon (vgl. die Kurzfassung in Boudon 1979), der als eine zentrale Annahme die Chancenverbesserung für untere Schichten unterstellt, aber implizit von einem proportionalen Chancengleichheitsmaß ausgeht (dazu noch weiter unten).

Fassen wir abschließend noch einmal die Merkmale des Assoziationsindex zusammen:

(i) Der Assoziationsindex signalisiert eine Chancenverbesserung für Gruppe i und Chance j, wenn die Gruppenchance stärker wächst als die globale Chance.

(ii) Der Assoziationsindex ist ein proportionales Maß. Auch wenn die absoluten Abstände der Chancen grösser werden, kann der Index eventuell mehr Gleichheit anzeigen.

(iii) Der Assoziationsindex ist kein kompakter (einzelner) Wert für eine Chancentabelle, sondern bezieht sich auf spezifische Gruppen und Chancen.

Die Wahl des Assoziationsindex - ebenso wie die anderen Indizes - hängt natürlich von der Problemstellung ab. Beim Problem der Bildungschancen erscheint es uns sinnvoll, dann von mehr Chancengleichheit zu sprechen, wenn die absoluten Abstände zwischen den sozialen Gruppen geringer werden. Ein neuerdings verbreitetes Maß, das dieser Forderung gerecht wird, ist der CUG-Index.

2.2. Das CUG-Maß

Das Chancenungleichheitsmaß (CUG) von Fend et al. (1976, S.214-218) basiert auf folgendem einfachen Grundgedanken: Alle möglichen absoluten Differenzen derBildungschancen für alle Gruppen werden getrennt für jede Ausprägung der Chancenvariablen summiert. Bezeichnen wir die Summe mit s_j. Sodann werden die s_j über alle Ausprägungen der Chanchenvariable (z.B. verschiedene Bildungsformen) summiert. Die resultierende Summe kann als Grad der Abweichung von der absoluten Chancengleichheit interpretiert werden und wird von den Autoren mit ABWT bezeichnet. Die maximal mögliche Chancenungleichheit hängt von der Größe der Chancentabelle (genauer: von den Zeilen) ab. Wird ABWT auf die maximale Chancenungleichheit relativiert und mit 100 multipliziert, dann erhält man das CUG-Maß.

Das Maß gibt also den Prozentsatz der beobachteten an der maximal möglichen Chancenungleichheit an und ist auf den Bereich von null (absolute Chancengleichheit) bis 100 (maximale Chancenungleichheit) normiert. Als Formel:

$$(19)\quad CUG = \frac{ABWT}{ABWT_{max}} \cdot 100$$

Zur genaueren Darstellung des Maßes greifen wir auf die in Abschnitt 2 erläuterte Bezeichnungsweise für Chancentabellen zurück. Zunächst ergibt sich für die Summierung innerhalb einer Spalte j:

$$(20) \quad s_j = \sum_{k=1}^{I} \sum_{i=1}^{I} /p_{ij} - p_{kj}/$$

Dann ist ABWT:

$$(21) \quad ABWT = \sum_{j=1}^{J} s_j = \sum_{i=1}^{I} \sum_{k=1}^{I} \sum_{j=1}^{J} /p_{ij} - p_{kj}/$$

Die Autoren weisen ferner nach, daß das Maximum nur von der Zahl der Zeilen (der Anzahl der Gruppen) abhängt:

$$(22) \quad ABWT_{max} = 2I\ (I - 1)$$

Diese Ausdrücke lassen sich noch vereinfachen, da in (20) und sinngemäß (22) alle Differenzen doppelt gezählt werden. Unter Berücksichtigung dieser Tatsache läßt sich das CUG-Maß in der folgenden Form schreiben:

$$(23) \quad CUG = \frac{100}{I(I-1)} \sum_{i=1}^{I-1} \sum_{k>i}^{I} \sum_{j=1}^{J} /p_{ij} - p_{kj}/$$

Eigenschaften: Definitionsgemäß reagiert der Index auf die Veränderung der absoluten Differenzen. Weiterhin ist das Maß normiert und - wie aus (23) zu ersehen - unabhängig von der Randverteilung der Chancentabelle. Auch die Forderung nach anschaulicher Interpretation ist erfüllt. Schließlich haben Fend et al. (1976, S.217/218) auch gewisse statistische Eigenschaften untersucht. Demnach ist der CUG-Index eine konsistente aber nicht erwartungsgetreue Schätzung des Populations-CUG. Simulationen zufolge soll der Bias aber relativ gering sein. Wenn es auch noch nicht gelungen ist, die Stichprobenverteilung abzuleiten (d.h. das CUG-Maß kann nicht auf Signifikanz geprüft werden - zu einem Spezialfall siehe weiter unten), so ist jedoch gemäß den Autoren die Formulierung einer groben Faustregel zur Abschätzung des kritischen Wertes ($\alpha = 0{,}05$) aufgrund der Simulationsstudien möglich.

Nachteile: Zwei Gesichtspunkte können unter bestimmten Umständen als Mängel des Maßes angesehen werden.

(i) Da Formel (23) nur von den bedingten Wahrscheinlichkeiten bzw. den relativen Häufigkeiten ausgeht, spielen die absoluten Gruppengrößen keine Rolle. Eine aus zehn Personen bestehende Gruppe beeinflußt das Maß in gleicher Weise wie eine soziale Gruppe mit einer Million Mitgliedern.

(ii) Bei quantitativen (und auch ordinalen) "Chancenvariablen" mit mehr als zwei Kategorien ($J > 2$), berücksichtigt das CUG-Maß nicht den Wert der Variablenausprägung und ignoriert ebenfalls mögliche "Kompensationseffekte".

Der zweite Punkt sei kurz verdeutlicht. Wenn bei drei Bildungsformen (z.B. Hauptschule, Realschule, Gymnasium) Klasse A in der höchsten Kategorie unterrepräsentiert, dafür aber in der mittleren Kategorie überrepräsentiert ist (Kompensation) und Klasse B in der obersten und untersten Kategorie überrepräsentiert ist, dann schlägt der Komsensationseffekt beim CUG-Maß negativ zu Buche. Dieser Einwand gilt generell, wenn dieBildungsformen in eine Rangreihe gebracht werden können und die gruppenspezifische Verteilung der Chancen u-förmig ist. Ein hypothetisches extremes Beispiel zeigt die folgende Tabelle:

Tabelle 7: U-förmige Chancenverteilung

	BILDUNGSFORM niedrig	mittel	hoch
Klasse A	O	1	O
Klasse B	O,5	O	O,5

CUG= 100

Das CUG-Maß nimmt bei diesem fiktiven Beispiel den maximalen Wert von 100 an, obwohl man sich darüber streiten kann, ob die Angehörigen von Klasse A oder B die günstigeren Chancen haben oder ob nicht gar die Chancen für beide Klassen gleich gut sind.

Um diese Schwäche des CUG-Maßes bei quantitativen Chancenvariablen mit mehr als zwei Ausprägungen zu umgehen, schlagen wir im folgenden Abschnitt ein Maß vor, das die Gruppenchancen als Erwartungswerte operationalisiert. Zunächst aber noch einige Folgerungen aus dem CUG-Maß.

Spezialfälle: Für $\mathfrak{J}=2$ folgt aus (23):

$$(24)\quad CUG= \frac{100}{I(I-1)} \left[\sum_{i=1}^{I-1} \sum_{k>i}^{I} /p_{i1} - p_{k1}/ + \sum_{i=1}^{I-1} \sum_{k>i}^{I} /p_{i2} - p_{k2}/ \right]$$

Da $p_{i2} = 1 - p_{i1}$, gilt:

$$(25)\quad /p_{i1} - p_{k1}/ = /p_{i2} - p_{k2}/$$

Daher benötigt man zur Berechnung des CUG-Werts nur eine Spalte der Chancentabelle:

$$(26)\quad CUG_{Ix2} = \frac{200}{I(I-1)} \sum_{i=1}^{I-1} \sum_{k>i}^{I} /p_{i1} - p_{k1}/$$

Wenn auch I=2 ist, so ist der CUG-Wert identisch mit dem Absolutbetrag eines einfachen Assoziationsmaßes für Vier-Felder-Tabellen:

$$(27)\quad CUG_{2x2} = /p_{11} - p_{21}/ \cdot 100 = /d/$$

Der Absolutbetrag der Prozentsatzdifferenz d entspricht also dem CUG-Wert für eine 2x2-Chancentabelle.

Da die Stichprobenverteilung für Prozentsatzdifferenzen bekannt ist (für genügend große Stichproben und nicht zu extreme p_{11} und p_{21} näherungsweise normalverteilt), kann der CUG-Wert in diesem Fall auch auf Signifikanz geprüft werden. Der kritische Quotient lautet unter der Nullhypothese (Populations-CUG= 0):

$$(28)\quad z_{\alpha} = \frac{\widehat{CUG}_{2x2}}{100 \cdot \hat{\sigma}}$$

mit der geschätzten Varianz der Stichprobenverteilung:

$$(29)\quad \hat{\sigma} = \sqrt{\frac{p_{11}(1-p_{11})}{n_1} + \frac{p_{21}(1-p_{21})}{n_2}}$$

n_1 bzw. n_2 ist der Stichprobenumfang, d.h. die Zahl der Mitglieder in den beiden sozialen Klassen anhand derer der CUG-Wert geschätzt wurde.

Mittels Formel (26) läßt sich das CUG-Maß auf einfache Weise für die Daten in Tabelle 5 bzw. Tabelle 6 berechnen. Die Ergebnisse werden noch in Abschnitt 3 diskutiert.

2.3. Gruppenchancen als Erwartungswerte

Um dem skizzierten Mangel des CUG-Maßes bei quantitativen Variablen abzuhelfen, sei vorgeschlagen, ein Maß auf der Basis der statistischen Erwartungswerte zu konstruieren, die inhaltlich im Sinne der Theorie fairer Spiele gedeutet werden können.

Auch bei Glücksspielen spricht man von "Chancen". Zwei Spieler haben dabei die gleiche Chance, wenn die Erwartungswerte der Auszahlungen übereinstimmen. Z.B. haben beim Roulette alle Spieler, die ihre Jetons auf Zahlenfelder placieren, die gleiche Chance von 36/37 mal den Einsatz (daher gewinnt die Bank auf lange Sicht 2,7 % der Einsätze).

Nun wollen wir das Bildungssystem keineswegs als Roulettespiel betrachten, obwohl man gewisse Parallelen zur "Klassen"-Lotterie in des Wortes doppelter Bedeutung ziehen kann. Bestimmte Konzepte aus der Theorie der Spiele können jedoch in unserem Zusammenhang von Nutzen sein. So kann der Erwartungswert der quantitativen Chancenvariable im Bildungsbereich ein Maß des erhofften "Bildungsgewinns" für ein Mitglied einer sozialen Gruppe sein. Betrachten wir als Beispiel die folgende fiktive Chancentabelle:

Tabelle 8: Erwartungswerte für drei Klassen

	CHANCENVARIABLE				
	Hauptschule 9 Jahre	Realschule 10 Jahre	Gymnasium 13 Jahre	Studium 17 Jahre	Erwartungswerte
Klasse A	0,6	0,2	0,12	0,08	10,32
Klasse B	0,4	0,2	0,30	0,10	11,20
Klasse C	0,1	0,2	0,40	0,30	13,20

Die Erwartungswerte E_i (i= 1,2,3) errechnen sich nach folgender Formel (j= Ausprägung der Chancenvariable):

$$(30)\quad E_i = \sum_{j=1}^{j_{max}} j \cdot p_{ij} = \text{mittlere Ausbildungszeit der Klasse } i$$

Mit Formel (28) können auch die Erwertungswerte für Tabelle 7 berechnet werden, vorausgesetzt die drei Bildungsstufen sind als Zahl der Ausbildungsjahre quantifizierbar. Klasse A und B haben genau dann gleiche Chancen, wenn die Intervalle der drei Ausprägungen der Chancenvariable konstant sind (z.B. 9, 10, 11 Jahre).

Der Erwartungswert, der ja nichts weiter ist als die durchschnittliche Ausbildungszeit für eine soziale Klasse i, kann also bei quantitativen Variablen ein geeignetes Maß für die Bildungschance einer sozialen Klasse darstellen. Damit sind wir jedoch noch nicht am Ziel, da noch ein Maß für die Verteilung der Erwartungswerte benötigt wird. Eine einfache Möglichkeit ist die Berechnung der Erwartungswertestreuung, d.h. die Streuung der Gruppenmittelwerte bezüglich des globalen Mittelwerts.

3. <u>Bildungschancen in der BRD und Österreich nach dem CUG-Index</u>

Wir haben die CUG-Werte für die Daten aus der Bundesrepublik in Tabelle 5 bzw. Tabelle 6 berechnet (zum Vergleich der Kontingenzkoeffizient C und Kramers V). Die Ergebnisse gehen aus Tabelle 9 hervor.

<u>Tabelle 9:</u> CUG-Werte für Studienchancen und soziale Herkunft 1969 und 1975

Index	1969	1975
CUG	12,60	15,85
C	0,24	0,24
V	0,25	0,25

Alle drei Maße lassen keine Verbesserung der Chancengleichheit erkennen. Der CUG-Index läßt sogar den Schluß zu, daß sich die Verteilung der Bildungschancen in der Bundesrepublik entgegen den Vorurteilen (auch denen des Autors) verschlechtert haben. Diese Tendenz entspricht auch den empirischen Analysen von Rolff und seinen Mitarbeitern (siehe Rolff 1980, insbesondere S.59 f.). <u>Es ist erstaunlich und gesellschaftspolitisch von erheblicher Bedeutung, daß die seit Ende der sechziger Jahre eingeleiteten Bildungsreformen das Ziel mehr Chancengleichheit bezogen auf die soziale Herkunft eindeutig verfehlt haben.</u>

Mangels verfügbarer Daten - die schichtenspezifischen Jahrgangsstärken sind selten bekannt - werden in vielen Publikationen nur die Anteile der sozialen Klassen an den Studienanfängern berichtet. Steigt z.B. der Anteil der Arbeiterkinder, so wird dies als Indiz für zunehmende Chancengleichheit gewertet. Diese Interpretation ist aber äußerst problematisch.

Der Anteil der Arbeiterkinder an den Studienanfängern ist nämlich nicht nur von der Bildungschance der Arbeiterkinder abhängig, sondern auch von den Bildungschancen der übrigen sozialen Klassen und der demographischen Entwicklung. Wenn also der Anteil der Arbeiterkinder um x% steigt, dann muß nicht zwangsläufig auch die Bildungschance - wie oben definiert - gestiegen sein, auch wenn wie im vorliegenden Fall die Entwicklung parallel verläuft (Zuwachs der Bildungschance bei Arbeiterkindern von ca. 3 % auf 8 % und Anstieg des Anteils an den Studienanfängern von 11 % auf 19 % in Tabelle 4). Halten wir fest: Aus Veränderungen der sozialen Zusammensetzung der Studienanfänger lassen sich ohne weitere Informationen keine Schlüsse auf die Veränderung der Bildungschancen ziehen.

Desgleichen sind wachsende Anteilswerte unterprivilegierter Gruppen keine Indikatoren für mehr Chancengleichheit im Sinne des CUG-Index. Bei den Daten aus der BRD wachsen ja sogar die Anteile der Arbeiterkinder, während der CUG-Index eine Verschlechterung der Chancenverteilung anzeigt.

Für Österreich liegen uns wesentlich bessere Daten vor, die es erlauben, die Studienchancen von 1961/62 bis 1979/80 zu zehn Zeitpunkten getrennt nach sozialer Herkunft und Geschlecht zu analysieren.[19] Dabei bezieht sich die soziale

Herkunft auf vier Klassen (Arbeiter, Angestellte/Beamte, Selbständige und Landwirte). Für die zehn Zeitpunkte wurde der CUG-Index erstens für die Chancentabellen "soziale Herkunft und Studienchance" und zweitens für die geschlechtsspezifischen Studienchancen berechnet. Aus Tabelle 10 lassen sich die Resultate entnehmen:

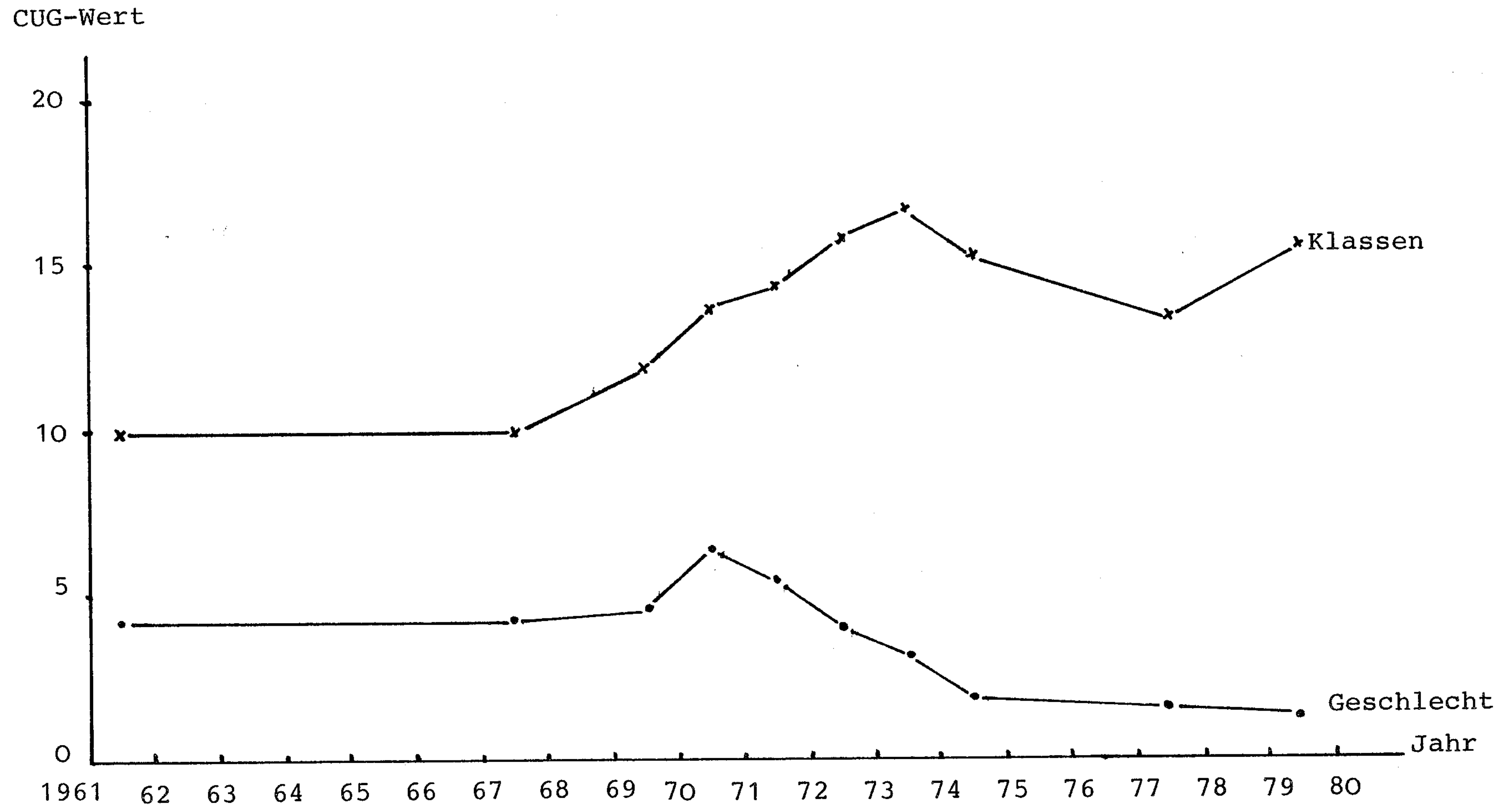
Tabelle 10: CUG-Index für Studienchancen in Österreich 1961/62 bis 1979/80

Jahr	CUG soziale Herkunft	CUG Geschlecht
1961/62	9,99	4,24
1967/68	9,99	4,24
1969/70	11,97	4,56
1970/71	13,69	6,29
1971/72	14,26	5,28
1972/73	15,84	4,06
1973/74	16,69	3,01
1974/75	15,20	1,99
1977/78	13,33	1,52
1979/80	15,45	1,23

Die beiden gegenläufigen Trends macht die graphische Veranschaulichung der Zeitreihen besonders deutlich. Bis 1967/68 bewegen sich beide Zeitreihen auf konstantem Niveau (wobei allerdings für die erste Phase nur zwei Meßwerte vorliegen).

Anfang der Siebzigerjahre bewegt sich dann das soziale-Klassen-CUG in Richtung auf mehr Ungleichheit, das Geschlechts-CUG dagegen in Richtung zunehmender Gleichheit, wobei Ende der Siebzigerjahre die Chancenvorteile der Männer fast völ-

Abbildung 3: CUG-Zeitreihen für Klassen und Geschlecht



lig verschwinden. Die aus der Analyse der CUG-Zeitreihen gewonnenen Ergebnisse stimmen ziemlich genau mit den Untersuchungen von Fischer-Kowalski (1980) überein. Außerdem fällt auf, daß sich die beobachteten Prozesse weitgehend parallel in Österreich und der BRD entwickeln. Die gegenläufigen Trends - Chancenverbesserung für Frauen und gleichbleibende oder gar ungünstigere Chancen nach sozialer Herkunft - werden auch von Rolff (1980, S.58 ff.) für die Bundesrepublik berichtet.

4. CUG-Indizes für Boudons Simulationsmodell

Ein interessantes dynamisches Modell zur Untersuchung des Zusammenhangs zwischen Veränderungen der Bildungsstruktur und der sozialen Mobilität wurde von Boudon (1979) entwikkelt. Ohne genaue Details zu erwähnen, seien kurz die Grundzüge skizziert. Boudon geht von Chancentabellen mit sechs Bildungsstufen und drei sozialen Schichten aus. Die Eingabedaten sind zwar fiktiv, spiegeln aber annähernd den realen Verlauf wider. Die Veränderung der Bildungschancen - Boudon wählt vier Zeitpunkte - folgt einem Muster, das sich in zwei Annahmen zusammenfassen läßt. Erstens wird eine Verringerung der Chancenungleichheit angenommen und zweitens eine Erhöhung der Bildungsbeteiligung auf den oberen Stufen des Bildungssystems für alle drei Klassen. Das Hauptresultat von Boudon lautet, daß diese Veränderung der Bildungsstruktur das Ausmaß der sozialen Mobilität "paradoxerweise" fast überhaupt nicht beeinflussen. Ist es also eine Illusion, durch mehr Chancengleichheit ein größeres Ausmaß sozialer Mobilität erreichen zu wollen?

Wir wollen uns hier nur mit einer Annahme von Boudon beschäftigen, nämlich mit der behaupteten Verringerung der Chancenungleichheit bei den Eingabedaten des Simulationsmodells. Tatsächlich haben sich die Bildungschancen der untersten Klasse bezüglich der höchsten Bildungsform zwischen dem ersten und letzten Zeitpunkt mehr als vervierfacht. Aber bei Boudons fiktiven Ausgangsdaten nehmen auch die Chancen der anderen Klassen, den höchsten Abschluß zu erreichen, stark zu, sodaß auf der obersten Etage des Bildungssystems die absoluten Abstände der Chancen nicht etwa vermindert werden, sondern sich im Zeitablauf noch vergrössern. Die Chancenungleichheit verringert sich daher nur dann "beträchtlich" (wie Boudons Annahme lautet - vgl.S.82), wenn ein proportionales Chancenungleichheitsmaß benützt wird. Wir vermuten, daß bei Verwendung eines geeigneteren Maßes (das mehr Ungleichheit anzeigt, wenn die absoluten Chancendifferenzen größer werden) zum Vorschein kommt, daß Boudons verbal behauptete Annahme gar nicht mit den simulierten Daten übereinstimmt. Um dies zu überprüfen haben wir für die vier bei Boudon (1979, S.75 f.) aufgeführten Chancentabellen das CUG-Maß berechnet. Tabelle 11 informiert über die Ergebnisse:

Tabelle 11: CUG-Index für Boudons Chancentabellen

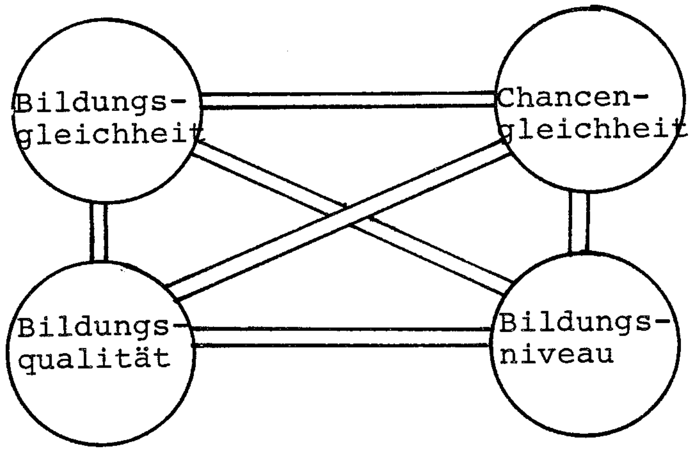
Zeitpunkt	CUG
0	30,44
1	29,75
2	29,04
3	28,97

Nimmt man die CUG-Werte als Maßstab so kann von einer "recht beträchtlichen" (S.82) Verringerung der Ungleichheit der Chancen keine Rede sein. Bis zur vierten Periode ist der CUG-Wert gerade um 1,47 Punkte gesunken. Unser Kritikpunkt ist also äußerst einfach: Geht man von einem "absoluten" Chancenungleichheitsmaß aus (was sinnvoll erscheint), dann simuliert Boudon etwas anderes als von ihm verbal behauptet wird. Die Kritik besagt also nicht, daß Boudons Modell in irgendeiner Weise falsch oder nicht realitätsgerecht sei. Auch dieEingabedaten mögen der Realität nachgeformt sein, wie es ja Boudon beabsichtigt, und insofern kann auch die Nachbildung des tatsächlichen Verlaufs völlig korrekt sein. Worauf wir hinweisen ist nur, daß aus dem Simulationsverlauf mit den von Boudon gewählten Daten nicht geschlossen werden kann, daß eine beträchtliche Verminderung der Chancenungleichheit (gemessen mit einem "absoluten" Maß) keinen Einfluß auf die soziale Mobilität hat. Um dies nachzuweisen oder zu widerlegen, sind Simulationsläufe mit anderen Eingabedaten erforderlich (z.B. Chancentabellen mit den folgenden CUG-Werten: 30,44; 27; 24; 21). Mit der skizzierten Simulation hat Boudon - vorausgesetzt seine übrigen Modellannahmen treffen zu - eigentlich nur gezeigt, daß bei relativ gleichbleibender bzw. in geringem Umfang verminderter Chancenungleichheit und bei erhöhter Bildungsbeteiligung die soziale Mobilität nahezu unverändert bleibt.

5. Zielkonflikte

Bei der Planung und Beurteilung von Bildungsreformen wird man sich nicht nur auf den Grad der Erfüllung eines Ziels wie Chancengleichheit konzentrieren. Es fragt sich vielmehr, in welchem Verhältnis die Ziele zueinander stehen. Bedeutet z.B. erhöhte Chancengleichheit auch immer höhere Bildungsgleichheit oder handelt es sich um konkurrierende Ziele? Gehen beide Ziele auf Kosten der Bildungsqualität, und wie ist es schließlich um das quantitative Bildungsniveau (z.B. durchschnittliche Ausbildungszeit) bestellt? (Gewiß werden noch weitere Ansprüche an die Bildungsreform gestellt, so daß die Liste der vier Ziele verlängert werden kann.) Die genannten vier Ziele können graphisch als eine Art "magisches Quadrat der Bildungspolitik" dargestellt werden.

Abbildung 4: Quadrat der Bildungsziele



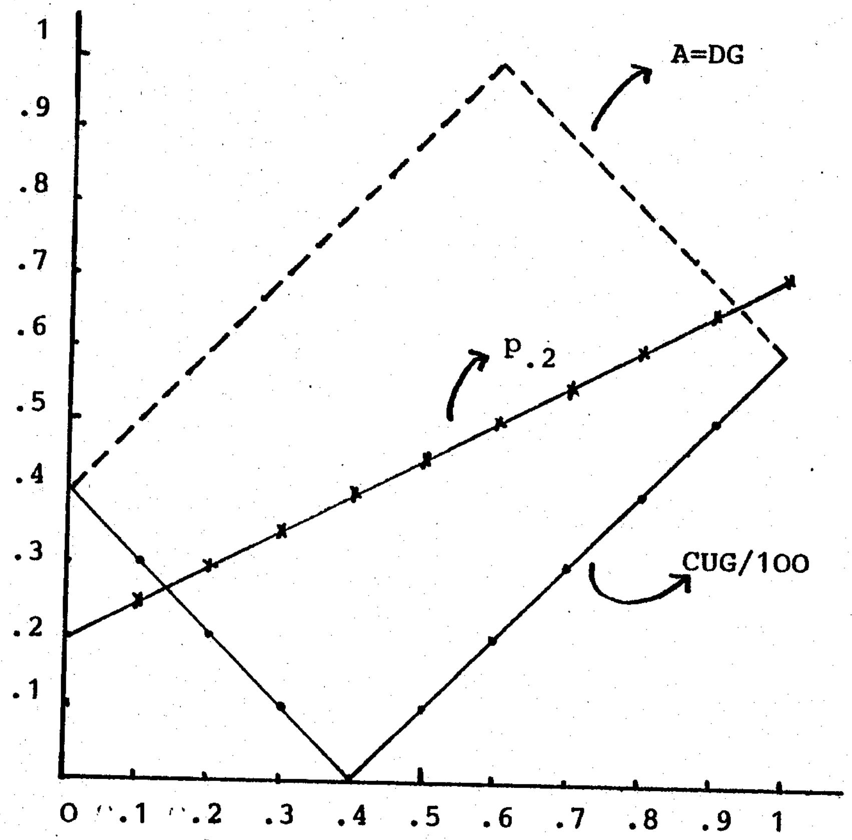
Für Planung und Prognose gesellschaftlicher Entwicklungen, ist es von entscheidender Bedeutung, Kenntnisse darüber zu gewinnen, in welchem Verhältnis die Ziele zueinander stehen.[20] Dabei ist die Anwendung von drei Methoden denkbar:

a) Analytische Methoden: (z.B.: Stehen Gleichheitsmaße und Chancengleichheitsmaße in irgendeinem funktionalen Zusammenhang und welche Konsequenzen ergeben sich aus der Funktion?)

b) Simulationsmethoden: (Die Anwendung empfiehlt sich, wenn die Situation derart komplex ist, daß analytische Methoden nicht mehr ausreichen. Allerdings ist der Nachteil der Simulationsmethode der geringere Allgemeinheitsgrad.)

c) Untersuchung empirischer Zusammenhänge: (Z.B. Führte größere Chancengleichheit zu höherer Bildungsqualität? Gibt es irgendwie geartete kausale Zusammenhänge?)

<u>Abbildung 5:</u> Zielkonflikt-Diagramm (bei konstanter Oberschichtverteilung)



$p_{.2}$ (Bildungsniveau)
A,DG (Ungleichheit)
CUG/100 (Chancenungleichheit)

	$\bar{S}$	S	
U	$1-p_{12}$	p_{12}	0,5
O	0,6	0,4	0,5
	$p_{.1}$	$p_{.2}$	

$\bar{S}$= kein Studium
S= Studium
U= Unterschicht
O= Oberschicht

Die systematische Erforschung dieser Zusammenhänge kann als aufwendiges Forschungsprogramm angesehen werden. Wir wollen uns daher nur mit einigen Anmerkungen zum Thema Ungleichheit und Chancenungleichheit begnügen.

Prinzipiell sind alle Konstellationen von Beziehungen zwischen den beiden Zielen logisch möglich. D.h. man kann die Chancengleichheit erhöhen und das Ausmaß der Gleichheit. Das ist schon daran erkennbar, daß im Extremfall gleicher Ausbildung für alle Personen Chancenungleichheitsmaße und Ungleichheitsmaße den minimalen Wert null anzeigen.

In bestimmten Situationen kann jedoch eine Erhöhung der Chancengleichheit zu Lasten der Bildungsgleichheit gehen. Wenn bei hoher Konzentration auf den unteren Bildungsstufen der Nachholbedarf der Unterschicht wenigstens teilweise gedeckt werden soll, ohne daß die Oberschicht Verluste erleidet (d.h. Befriedigung des Nachholbedarf durch Wachstum ohne Umverteilung), dann wird die Bildungsverteilung ungleicher. Abbildung 5 zeigt eine Simulation des einfachsten Falls. Dabei wird das Gleichheitsmaß (DG und A) und das CUG-Maß in Abhängigkeit von p_{12}, den Studienchancen der Unterschicht, dargestellt.

Aus der Abbildung geht hervor, daß sich in der ersten Phase p_{12} dem Wert $p_{22}= 0,4$ stetig annähert. Dabei wird die Chancenungleichheit vermindert, die Ungleichheit der Bildungsverteilung steigt dagegen an.

6. Folgen der Bildungsexpansion

Die Struktur der skizzierten Situation ist durchaus aktuell, allerdings mit einer Modifikation: Die Chancen der Oberschicht (bzw. der Mittelschichten) sind nicht konstant geblieben, sondern sogar überproportional gewachsen. Die empirischen Analysen deuten darauf hin, daß die "neue Mittelklasse" in besonderem Maße von der Bildungsexpansion profitiert hat (siehe auch Fischer-Kowalski 1980 für Österreich und Rolff 1980, S.60 f. für die BRD). Wird das hypothetische Beispiel zur Zielanalyse der Realität nachgebildet, so lassen sich zwei Konsequenzen ableiten.

- Die Chancenungleichheit bezüglich der sozialen Herkunft verringert sich nicht, wenn die absoluten Differenzen zugrunde gelegt werden. Im Gegenteil ist eine Vergrößerung der Chancenungleichheit zu konstatieren.
- Das Ausmaß der Bildungsungleichheit wird größer.

Beide Trends können für Österreich und die Bundesrepublik empirisch verifiziert werden.

Der zweite Trend zu größerer Bildungsungleichheit ist eigentlich eine fast trivial zu nennende Folge höherer Bildungsbeteiligung auf den oberen Etagen des Bildungssystems. Wenn sich die meisten Personen auf den unteren Bildungsstufen befinden und plötzlich ein relativ kleiner Prozentsatz zusätzlich nach "oben" gelangt, dann wird natürlich die Streuung der Verteilung größer, wie sich schon bei dem hypothetischen Beispiel zeigte.

Die Klarstellung dieser Konsequenzen soll keineswegs bedeuten, daß die Bildungsexpansion insgesamt negativ zu bewerten ist. Wir wollen auch nicht in den Chor derer einstimmen, die sich nach der Bildungspolitik vor den Zeiten der Bildungsreformen zurücksehnen. Vor der Bildungsexpansion war zwar die Bildungsverteilung gleicher und offenbar auch die Chancenverteilung, aber beides auf sehr geringem Niveau. Wenn alle "arm" sind und nur eine sehr kleine Minderheit privilegiert, dann hat logischerweise auch die Verteilung einen geringeren Ungleichheitsgrad.

Um die Bildungsexpansion insgesamt zu beurteilen, ist es erforderlich, alle Folgen soweit wie möglich zu berücksichtigen und zu bilanzieren. So kann man zu den positiven Folgen zählen:

- die Erhöhung der absoluten Bildungschancen in allen sozialen Klassen, d.h. in allen Klassen haben mehr junge Menschen eine bessere Ausbildung
- das insgesamt steigende Bildungsniveau
- die annähernd verwirklichte Chancengleichheit der Geschlechter (allerdings nicht bezogen auf einzelne Studienfächer!)

Die Negativ- und Positivliste läßt sich fortsetzen, wobei die Bewertung der Folgen natürlich auch vom Standort des Betrachters abhängt. (Zu einer kritischen Bilanz vgl. Rolff 1980, Kap.II; Fischer-Kowalski 1980.) Insbesondere sind dabei auch die schwierigen Fragen nach der Qualität der Bildung zu untersuchen. Führte die Bildungsexpansion zu mehr Konkurrenz, Schulstress usf? Und welchen Anteil haben hieran veränderte gesellschaftliche Bedingungen wie die ungünstige Arbeitsplatzsituation?

Sicher ist freilich, daß die empirischen Untersuchungen das Bild ergeben, daß wesentliche Ziele der Bildungsreformer verfehlt wurden.

Welche Wege könnte die Bildungspolitik gehen, um mehr Chancengleichheit und mehr Bildungsgleichheit zu erreichen? Ohne hier das Pro und Contra von Gesamtschulen zu diskutieren, zeigen die vorliegenden Untersuchungen, daß durch Gesamtschulen die Chancengleichheit erhöht wird. Hinzu kommt noch der wichtige Gesichtspunkt des Ausgleichs regionaler Ungleichgewichte . Außerdem dürfte der Ausbau des zweiten Bildungsweges und des Fernstudiums die Verteilung der Bildungschancen verbessern. Leider wird gegenwärtig ein anderer Kurs gesteuert: Der bedeutsame Ausbau des zweiten Bildungsweges wird zunehmend gedrosselt.

Die erwähnten Reformen können zu mehr Chancengleichheit führen, aber was ist mit dem Ziel der Bildungsgleichheit? Wenn man in dieser Richtung Schritte gehen will, dann wird man sich nicht nur um die Studienchancen kümmern müssen, sondern um die Situation der Hauptschüler, der Schulabbrecher usf., d.h. um die Mehrheit der Jugendlichen ohne höhere Ausbildung. Die schrittweise Angleichung der Ausbildungszeit für alle mit unterschiedlicher Schwerpunktsetzung würde dem Ziel einer besseren Verteilung der Bildung näherkommen.

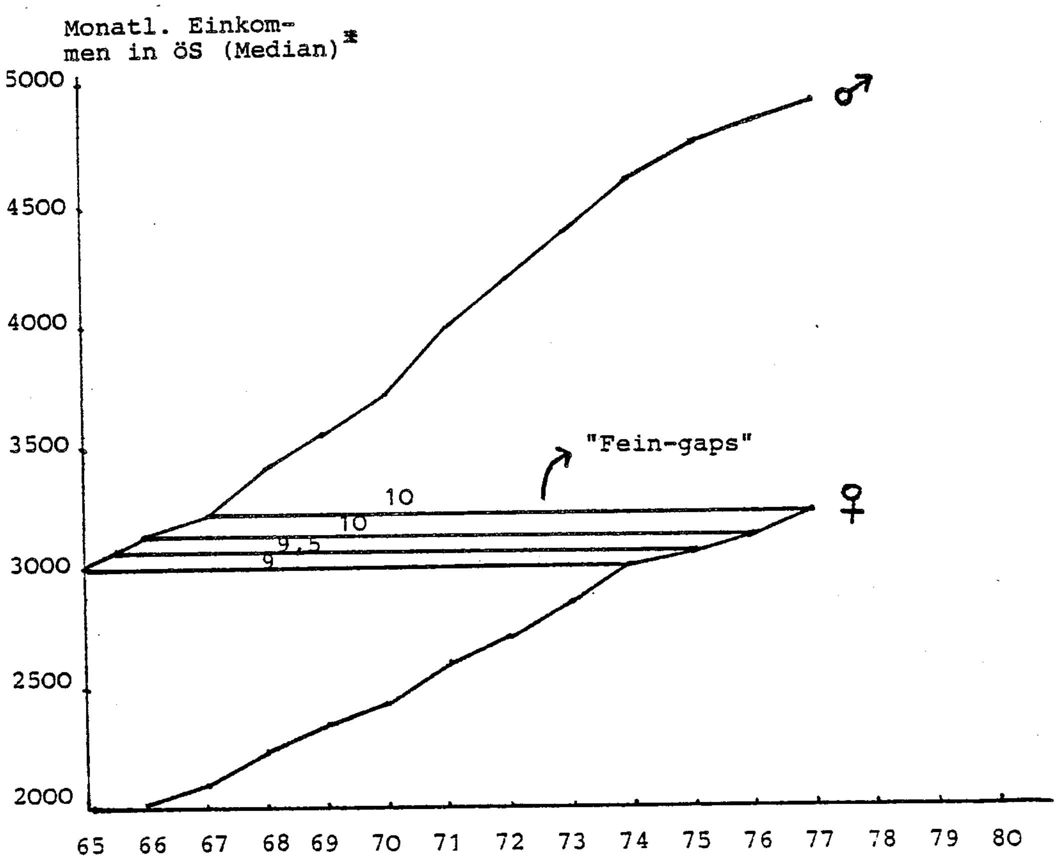
IV. Erklärende Modelle sozialer Ungleichheit: Indikatoren der Diskriminierung

Soziale Ungleichheit und Diskriminierung sind eng verwandte Konzepte, wenn auch die Begriffe - so wie wir sie hier zweckmäßigerweise verwenden wollen - nicht deckungsgleich sind. Unter Diskriminierung soll im folgenden eine Komponente sozialer Ungleichheit verstanden werden, und zwar derjenige Teil der sozialen Ungleichheit, der durch eine diskriminierende Variable kausal bedingt wird. Diskriminierende Variablen können dabei sein: Rasse, Nationalität, ethnischer Status, Geschlecht, das Merkmal "Strafgefangener" usf. Wenn z.B. ehehmalige Häftlinge im Mittel ein geringeres Einkommen erzielen als die "Normalbevölkerung", dann ist dies teilweise auf die unterschiedliche soziale Herkunft, den geringeren Bildungsgrad und weitere sozialstatistische Merkmale zurückzuführen. Derjenige Teil der Einkommensunterschiede jedoch, der nur durch die Tatsache der früheren Gefängnisschaft bedingt ist, kann als "reine" Diskriminierung bezeichnet werden. Um die bedingenden Komponenten der sozialen Ungleichheit und damit auch des Anteils der Diskriminierung zu identifizieren, kann das statistische Verfahren der multilen Regressionsanalyse benützt werden. Wir folgen dabei einem Vorschlag von Duncan (1967, 1968), dessen Modell sowie einige daraus abzuleitende Konsequenzen den Hauptteil dieses Kapitels ausmachen. Als Beispiel betrachten wir abschließend den Fall der geschlechtsspezifischen Einkommensdiskriminierung.

1. "Fein-gaps"

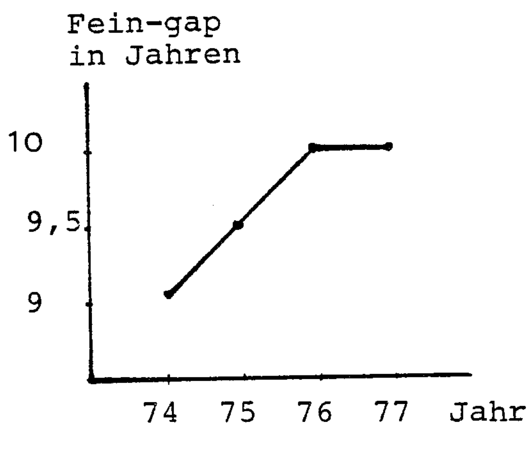
Als anschauliches Maß der Diskriminierung hat Fein (1965) - bezogen auf die Benachteiligung der schwarzen Population in den USA - vorgeschlagen, eine Art Zeit-Verzögerungsstatistik zu verwenden. Fein fragt sich, wie viele Jahre frü-

Abbildung 6: Fein-gaps für Einkommensunterschiede nach Geschlecht in Österreich



* in Preisen von 1964 nach eigener Umrechnung
Quelle: Indikatoren zur gesellschaftlichen Entwicklung, hrsgg. vom Österreichischen Statistischen Zentralamt, 2.Aufl.1979,S.77

Abbildung 7: Fein-gap-Kurve



her die privilegierte Gruppe das Lebensniveau erreicht hat, mit dem sich die benachteiligte Gruppe gegenwärtig begnügen muß. Je größer die Zeitverzögerung, desto größer ist nach Fein das Ausmaß der Diskriminierung. Die "Fein-gaps", d.h. die Verzögerungszeiten, können von der Rassendiskriminierung ohne weiteres auch auf andere Formen der Diskriminierung übertragen werden. Abbildung 6 zeigt die Fein-gaps für die Einkommensunterschiede nach Geschlecht in Österreich.

Die Entwicklung der Fein-gaps im Zeitablauf kann wiederum als Diagramm dargestellt werden. Die resultierende Kurve sei als "Fein-gap-Kurve" bezeichnet. Die Kurve informiert in anschaulicher Weise, ob die Diskriminierungslücke größer wird, gleich bleibt oder sich im Zeitablauf schließt. So geht aus Abbildung 7 hervor, daß die Einkommensunterschiede größer geworden sind!

Die Fein-Gap-Statistik hat jedoch gewisse Nachteile und ist nicht in jedem Fall als Indikator der Diskriminierung geeignet (vgl. Duncan 1967, S.27). Erstens benötigt man - je nach Größe der "lags" - lange in die Vergangenheit reichende Zeitreihen, die häufig nicht verfügbar sind. Zweitens können die Fein-gaps nicht bei allen Verlaufsformen der Zeitreihen berechnet werden. Und drittens handelt es sich inhaltlich gesehen nicht um ein Diskriminierungsmaß im Sinne obiger Definition, sondern eher um ein globales Maß der sozialen Ungleichheit zwischen Gruppen.

Dennoch - zum Zweck der Darstellung, wie weit eine diskriminierte Gruppe hinter dem Lebensniveau der privilegierten Gruppe zurückliegt, sind die Fein-gaps sehr anschaulich. Wenn man jedoch herausfinden möchte, welches die Bedingungsfaktoren für die Unterschiede im Lebensniveau sind, empfiehlt es sich, auf andere Analyseverfahren zurückzugreifen.

2. Diskriminierung als Komponente sozialer Ungleichheit

2.1. Das Modell von Duncan

Wir gehen von zwei sozialen Gruppen A und B aus, wobei A die privilegierte und B die diskriminierte Gruppe bezeichnet. Z.B. kann A wie bei Duncan die Population der Weißen und B die Negerpopulation symbolisieren. Die soziale Ungleichheit und Diskriminierung wird bezügliches eines quantitativ meßbaren Guts, z.B. des Einkommens angenommen. Um die bedingenden Faktoren der sozialen Ungleichheit zwischen den beiden Gruppen zu identifizieren, benötigt man zunächst eine Theorie sozialer Ungleichheit. Zur besseren Veranschaulichung der Vorgehensweise gehen wir von einer sehr einfachen Theorie mit zwei Variablen aus, die die Höhe des Einkommens in jeder sozialen Gruppe durch den Bildungsgrad erklärt. (Eigentlich handelt es sich um eine Theorie mit drei Variablen, da zusätzlich das Merkmal der Gruppenzugehörigkeit berücksichtigt wird.) Wenn bestimmte Annahmen erfüllt sind (Linearität etc.), kann die "Ungleichheitstheorie" in Form von Regressionsgleichungen geschrieben werden. Mit y sei dabei das Einkommen und mit x der Bildungsgrad bezeichnet. b und c sind freie Parameter, die für beide sozialen Gruppen getrennt an empirischen Daten geschätzt werden können. Dann lauten die Regressionsgleichungen für das geschätzte Einkommen ($\hat{y}$):

(30) $\hat{y}_A = b_A\, x_A + c_A$

(31) $\hat{y}_B = b_B\, x_B + c_B$

Beide Gleichungen können auch in einer Gleichung der Kovarianzanalyse zusammengefaßt werden. Die resultierende Gleichung enthält die Dummy-Variable D (für Gruppe A wird D=1, andernfalls O) und den Kofaktor x:

(32) $\hat{y} = a_1 x + a_2 D + a_3 (Dx) + a_4$

Hierbei gelten die Beziehungen $b_A = a_1 + a_3$, $b_B = a_1$, $c_A = a_2 + a_4$ und $c_B = a_4$.

Kehren wir jedoch zu den mit (32) äquivalenten Gleichungen (30) und (31) zurück. Der Koeffzient b ist ein Maß dafür, in welchem Grade sich eine Erhöhung um eine Bildungseinheit (z.B. ein weiteres Schuljahr) auf das Einkommen auswirkt. Der Koeffizient ("coefficient of returns") gibt also darüber Auskunft, in welchem Ausmaß sich Bildungsinvestitionen für ein Mitglied der jeweiligen Gruppe bezahlt machen. Darüberhinaus existiert noch ein konstantes Einkommens-Ausgangsniveau, über dessen Höhe der Parameter c informiert. Die privilegierte Gruppe ist nun strukturell (zumeist) in doppelter Hinsicht begünstigt. Wir nehmen an, daß beide Parameter für Gruppe A höhere Werte annehmen:

<u>Privileg 1:</u> Investitionen machen sich für Mitglieder der Gruppe A besser bezahlt, d.h.: $b_A > b_B$

<u>Privileg 2:</u> Das konstante Einkommensniveau ist in Gruppe A höher als in Gruppe B: $c_A > c_B$

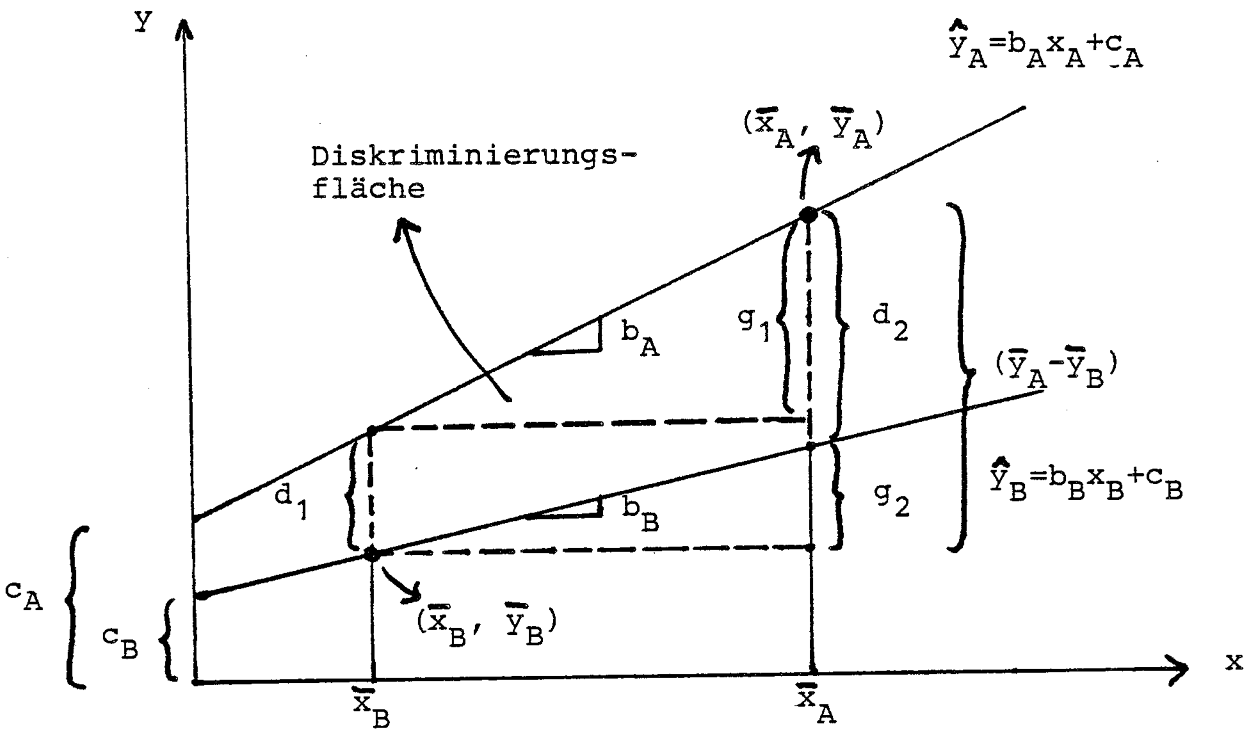
Diese beiden Vorteile könnte man als <u>strukturelle Privilegien</u> der Gruppe A bezeichnen. Darüber hinaus verfügt Gruppe A auch in der Regel über höhere Resourcen in Hinblick auf die einkommensdeterminierenden Faktoren. Im Beispiel nehmen wir an, daß Angehörige der Gruppe A im Durchschnitt eine bessere Ausbildung vorweisen können. Daher gilt:

<u>Privileg 3:</u> Mitglieder der Gruppe A verfügen über eine bessere Ausbildung als Mitglieder der Gruppe B: $x_A > x_B$

Natürlich können auch die Sonderfälle auftreten, daß Gruppe A einkommensmäßig im Vorteil, aber nicht im Besitz aller drei Privilegien ist. Diese Sonderfälle werden von Duncan nicht explizit erwähnt, lassen sich jedoch im regressionsanalytischen Modell ohne Schwierigkeiten berücksichtigen.

Die durch die Gleichungen (30), (31) und die drei Annahmen gegebene Situation wird in Abbildung 8 als Graph dargestellt.

<u>Abbildung 8:</u> Regressionsanalyse der Einkommensunterschiede für Gruppe A und B



Anhand der Abbildung läßt sich die Bestimmung des Grads der Diskriminierung erläutern. Dazu stellen wir folgende hypothetische Frage: Welches Einkommen ist bei Angehörigen der Gruppe A zu erwarten, die hinsichtlich der Ausbildung genauso unterprivilegiert sind wie Angehörige von B im Durchschnitt? Wenn keine Diskriminierung existiert und nur die einkommensdeterminierenden Faktoren (die unabhängigen Variablen der Regressionsgleichung), nicht aber die Gruppenzugehörigkeit "an sich" die Einkommensunterschiede erklären, dann müßten Angehörige von A mit der Durchschnittsbildung von B das gleiche mittlere Einkommen wie in Gruppe B verdienen. Wegen der strukturellen Privilegien ist dies jedoch nicht der Fall. Der Mehrverdienst von A-Mitgliedern mit B-Durchschnittsbildung ist nur durch das Gruppenmerkmal erklärbar und bestimmt daher das Ausmaß der Diskriminierung. In Abbildung 8 handelt es sich dabei um die Differenz d_1. Die Distanz d_1 hat die gleiche Dimension wie y, d.h. bei Einkommensungleichheit kann sie in Geldeinheiten angegeben werden. Man kann daher mittels des Modells Aussagen machen, wie z.B.: "Die Diskriminierung entspricht einem Betrag von 1200 DM."

Der Gesamtunterschied der Durchschnittseinkommen beider Gruppen beträgt $\bar{y}_A - \bar{y}_B$. Ein Teil des Unterschieds wird durch Diskriminierung erklärt, die sich u.a. aus den beiden strukturellen Privilegien ergibt. Daneben existiert noch das dritte Privileg höherer Ausbildungszeiten in Gruppe A. Der verbleibende Teil des Einkommensunterschieds ist durch die Benachteiligung von Gruppe B bezüglich der Bildungsunterschiede zu erklären. In Abbildung 8 handelt es sich um die Distanz g_1. Somit kann folgende Zerlegungsgleichung geschrieben werden:

$$(33)\quad \underbrace{\bar{y}_A - \bar{y}_B}_{\text{soziale Ungleichheit (Einkommensunterschied)}} = \underbrace{d_1}_{\text{Diskriminierung}} + \underbrace{g_1}_{\text{Bildungsunterschiede}}$$

Das Modell kann problemlos auf Regressionsgleichungen mit mehr als einer unabhängigen Variable erweitert werden. Das Einkommen dürfte z.B. nicht nur von der Ausbildung, sondern auch von der sozialen Herkunft, Berufserfahrung usf. abhängig sein. Handelt es sich um Modelle mit zwei unabhängigen Variablen, dann ist eine graphische Darstellung in Form eines <u>Diskriminierungskubus</u> möglich. In diesem Fall entspricht das Ausmaß der Diskriminierung der Distanz zwischen den beiden Regressionsflächen.

Bei n unabhängigen Variablen kann der Einkommensunterschied in n+1 Komponenten zerlegt werden, nämlich in die Beiträge bedingt durch die Mittelwertsunterschiede der n unabhängigen Variablen und die Diskriminierungsgröße. Die Trennung der Komponenten erfolgt technisch dadurch, daß n Regressionsgleichungen geschrieben werden, wobei die erste Gleichung die erste unabhängige Variable, die zweite die ersten zwei unabhängigen Variablen enthält usf. bis zur n'ten Gleichung mit allen Variablen. Die Parameter werden nun an den Daten der Gruppe A geschätzt, und in die Gleichungen werden die Mittelwerte der Gruppe B eingesetzt. Die sukzessiven Differenzen zwischen den so geschätzten Einkommenswerten und dem Durchschnittseinkommen der Gruppe A entsprechen dann den Ungleichheitskomponenten aufgrund der Mittelwertsunterschiede der unabhängigen Variablen. Die verbleibende Restgröße ist schließlich das Ausmaß der Diskriminierung.

Die Ergebnisse, die die skizzierte Prozedur liefert, gestatten Aussagen folgender Art: Wenn der Einkommensunterschied zwischen den beiden Gruppen z.B. 500 DM beträgt, dann können 40 % oder 200 DM durch Bildungsunterschiede, 20 % durch die soziale Herkunft, weitere 20 % durch größere durchschnittliche Berufserfahrung in Gruppe A und die restlichen 20 % durch Diskriminierung erklärt werden.

Ferner kann mit dem gleichen Verfahren auch versucht werden, die Gruppenunterschiede zwischen den unabhängigen Variablen in Komponenten zu zerlegen, um auf diese Weise z.B. das Ausmaß der Bildungsdiskriminierung zu bestimmen. Mit der Erweiterung des Verfahrens kann es gelingen - sofern geeignete Theorien und Daten verfügbar sind - die Bestimmungsgründe der sozialen Ungleichheit und das Ausmaß der Diskriminierung auf den verschiedenen Stufen des Lebenszyklus zu identifizieren (zu einer Analyse in dieser Richtung siehe Duncan 1968).

Summa summarum bietet das Modell die folgenden Vorteile:

(1) Es handelt sich um eine Theorie sozialer Ungleichheit, die nicht nur wie beim Vergleich globaler Mittelwerte das Ausmaß der Ungleichheit beschreibt, sondern Ungleichheit durch die Einflußfaktoren erklärt.

(2) Das Modell informiert über den quantitativen Beitrag der einzelnen Komponenten zur Erklärung der Ungleichheit. Man erhält somit relativ genaue Auskünfte über das Gewicht der Einflußfaktoren.

(3) Mit dem Modell kann der "reine" Effekt der Diskriminierung quantitativ geschätzt werden.

(4) Das Ausmaß der Diskriminierung wird nicht von der kausalen Ordnung der unabhängigen Variablen der Ungleichheitstheorie beeinflußt, d.h. Spezifikationsfehler bezüglich der Kausalordnung wirken sich nicht auf die Schätzung der Diskriminierung aus.

(5) Die quantitativen Informationen des Modells sind von Interesse für gesellschaftliche Veränderungen mit dem Ziel der Verringerung sozialer Ungleichheiten. Z.B. kann das Modell über wirkungsvolle Maßnahmen zum Abbau der Ungleichheiten Auskunft geben.

2.2. Probleme des Modells

Eine sinnvolle Anwendung des Modells setzt voraus, daß man erstens über eine gute Theorie verfügt und zweitens die Ungleichheitstheorie auch tatsächlich in die Sprache der Regressionsanalyse "übersetzt" werden kann. Letzteres erfordert die Akzeptierung einer Reihe von Annahmen (dazu genauer Diekmann 1980, Kap.IV) wie z.B. die Annahme der Linearität der Beziehungen, die Annahme unkorrelierter Fehler usf. Diese Annahmen sollten wenigstens näherungsweise erfüllt sein, was im Einzelfall genau zu prüfen ist. Aber auch bei der Verletzung gewisser Annahmen ist die Analyse nach der Logik des Diskriminierungsmodells denkbar, nur wird man dann auf kompliziertere Verfahren wie z.B. Techniken der nichtlinearen Regression zurückgreifen müssen.

Ob die verwendete Ungleichheitstheorie "gut" ist, zeigt sich u.a. auch anhand ihrer Erklärungskraft, z.B. gemessen am Anteil der erklärten Varianz.

Je geringer das Ausmaß der erklärten Varianz, desto geringer wird in der Regel auch das Vertrauen in die errechneten Schätzungen der Diskriminierung sein. (Bei Duncans Analyse z.B. ist der Anteil der erklärten Varianz - für die Einkommensgleichung 0,17 - relativ gering, so daß die inhaltlichen Resultate mit einiger Vorsicht zu betrachten sind. Vgl. Duncan 1968, S.92.)

Ein weiteres Problem ist der Umstand, daß zwei verschiedene Schätzungen der Diskriminierung berechnet werden können, je nachdem, welche Gruppen-Regressionsgerade als Bezugslinie herangezogen wird. Bei den bisherigen Überlegungen wurde von der A-Regressionsgleichung ausgegangen und im bivariaten Fall die Distanz d_1 (siehe Abbildung 8) ermittelt. Man könnte aber auch fragen, wie hoch das erwartete Einkommen der B-Gruppe wäre, wenn ihr Ausbildungsdefizit völlig ausgeglichen wird. Die Frage läßt sich beantworten, indem x_A in die B-Gleichung eingesetzt wird. Die resultierende Schätzung der Diskriminierung ist die Distanz d_2 in Abbildung 8.

Normalerweise sind d_1 und d_2 verschieden. Man sollte daher inhaltliche Gründe dafür angeben, welche Schätzung bevorzugt wird, oder wenigstens beide Schätzungen angeben, wenn kein überzeugender Grund nur für eine bestimmte Schätzung vorliegt.

In Abbildung 8 ist d_2 größer als d_1. Man kann leicht die Bedingungen dafür angeben, wann d_2 größer, kleiner oder gleich d_1 ist. Hierüber informieren die folgenden Gleichungen, die mit elementarer Geometrie aus der Abbildung zu gewinnen sind:

(34) $d_1 = \bar{x}_B \, (b_A - b_B) + (c_A - c_B)$

(35) $d_2 = \bar{x}_A \, (b_A - b_B) + (c_A - c_B)$

Aus den beiden Gleichungen folgt, daß d_2 immer einen höheren Wert als d_1 annimmt, wenn die erwähnten drei Privilegien in Gruppe A vorliegen. (Dann ist ja $\bar{x}_A > \bar{x}_B$, $b_A > b_B$ und $c_A > c_B$.) Für zwei Sonderfälle sind die Schätzungen gleich, nämlich dann, wenn keine Ausbildungsdifferenzen bestehen ($\bar{x}_A = \bar{x}_B$) oder die Koeffizienten b_A und b_B den gleichen Wert aufweisen.

Weiter oben wurde erwähnt, daß die Schätzung der Diskriminierung nicht von der kausalen Ordnung der unabhängigen Variablen beeinflußt wird. Auf der anderen Seite hängt die Schätzung aber davon ab, welche unabhängigen Variablen in der Regressionsgleichung berücksichtigt werden. Insofern kann die Bestimmung der Einkommensdiskriminierung auf der Basis verschiedener Theorien zu unterschiedlichen Ergebnissen führen. Man muß also beachten, daß die Schätzung eng mit der jeweils unterstellten Theorie verknüpft ist.

2.3. Regressionsanalytische Diskriminierungsmaße

Im allgemeinen Fall mit n unabhängigen Variablen lauten die Regressionsgleichungen:

$$(36)\quad \hat{y}_A = b_{1A}\, x_{1A} + b_{2A}\, x_{2A} + \dots + b_{nA}\, x_{nA} + c_A$$

$$(37)\quad \hat{y}_B = b_{1B}\, x_{1B} + b_{2B}\, x_{2B} + \dots + b_{nB}\, x_{nB} + c_B$$

Als Maße für die strukturelle Diskriminierung können jeweils die Differenzen $b_{iA} - b_{iB}$ und die Differenz der Konstanten $c_A - c_B$ herangezogen werden. Insbesondere die Unterschiede der korrespondierenden b-Koeffizienten sind inhaltlich gut interpretierbar: Sie geben ja darüber Auskunft, welche Vorteile Mitglieder der Gruppe A haben bezüglich der Umsetzung von Investitionen (z.B. Ausbildungserhöhung) in Einkommenszuwachs.

Einen komprimierten Index, der alle Vorteile der Gruppe A bezogen auf alle Determinanten der sozialen Ungleichheit und außerdem die beiden verschiedenen Diskriminierungsschätzungen berücksichtigt, kann man auf folgende Weise bilden: Wir schlagen vor, als Diskriminierungsindex den Mittelwert der beiden Schätzungen der Diskriminierung zu berechnen. Der Index - bezeichnen wir ihn mit d - hat somit für n unabhängige Variablen die Form:

$$(38)\quad d = \frac{d_1 + d_2}{2} = \left[\sum_{i=1}^{n} \left(\frac{x_{iA} + x_{iB}}{2} \right) (b_{iA} - b_{iB}) \right] + (c_{iA} - c_{iB})$$

d ist dann null, wenn keine strukturellen Privilegien existieren, unbeeinflußt davon, ob Mittelwertsunterschiede bei den unabhängigen Variablen vorliegen. Dies ist durchaus sinnvoll, denn bei Abwesenheit struktureller Privilegien ist ja nach der Logik des Modells keine Diskriminierung gegeben, wohl aber kann soziale Ungleichheit bestehen. Auf der anderen Seite hängt dem Index zufolge der Effekt struktureller Privilegien von dem Niveau der mitgebrachten Ressourcen beider Gruppen ab. Bei hohen Mittelwerten der unabhängigen Variablen ist das Ausmaß der Diskriminierung größer, da sich dann die strukturellen Privilegien absolut gesehen stärker auf die Einkommenshöhe auswirken.

2.4. Geschlechtsspezifische Einkommensdiskriminierung

Die in Abbildung 6 gezeigten Einkommensunterschiede deuten ebenso wie die Fein-gap-Kurve darauf hin, daß die Einkommensvorteile der Männer eher zu als abnehmen. Nach den globalen Maßen zu urteilen, konnte die Einkommensungleichheit also nicht vermindert werden.

Man kann vermuten, daß ein Teil der Unterschiede auch durch Mechanismen der Einkommensdiskriminierung erklärbar ist, ähnlich wie bei Duncans Analyse der Einkommensunterschiede von Schwarzen und Weißen. (Dieser Gedanke wird von Yoko Ono und John Lennon in einem Liedertext sehr klar formuliert: "Woman is the nigger of the world".) Die Regressionsanalyse der Einkommensunterschiede kann uns über das Ausmaß der Diskriminierung genauere Informationen geben.

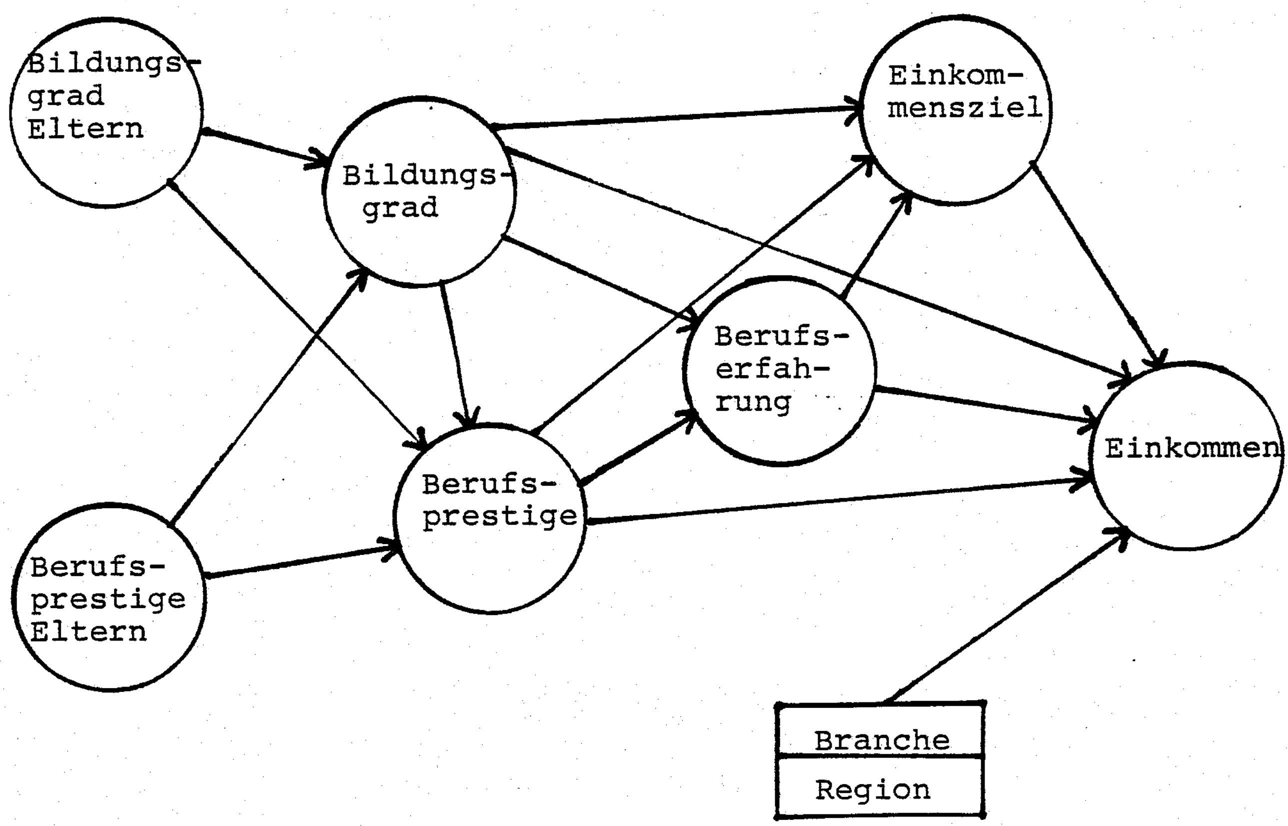
Es sei davon ausgegangen, daß die Einkommenshöhe einer Person von den folgenden Faktoren beeinflußt wird:
Soziale Herkunft (höchster Bildungsgrad und Berufsprestige eines Elternteils), höchster Bildungsgrad der Person und die Art des Berufs (Berufsprestige).
Diese Faktoren werden auch von Duncan zugrunde gelegt. Darüber hinaus sind aber noch weitere Determinanten von Bedeutung, vor allem das Ausmaß an Berufserfahrung aber auch die Branche und Region, in der man tätig ist, sowie subjektive Variablen wie der Grad der Betonung des Einkommensziels.

Wenn die genannten Variablen darüber hinaus bezüglich ihrer kausalen Ordnung als Pfadmodell formuliert werden, dann könnten an geeigneten Daten nicht nur die Einkommensdiskriminierung, sondern auch mögliche Diskriminierungen bezüglich der Art des Berufs und des Bildungsgrads auf den verschiedenen Stufen des Lebenszyklus geschätzt werden. Dabei könnte von dem folgenden Einkommensmodell, bei dem es sich um ein stark modifiziertes Modell von Duncan (1968, S.90) handelt, ausgegangen werden (siehe Abbildung 9).

Anders allerdings als bei der Analyse der sozialen Ungleichheit zwischen weißen und farbigen Gruppen ist im vorliegenden Fall die Ausgangssituation für Frauen und Männer bei einigen der erwähnten Einkommensfaktoren die gleiche.

So dürften z.B. bei der sozialen Herkunft keine Mittelwertsunterschiede auftreten (bezogen auf die Bevölkerung), da natürlich in allen Schichten nahezu gleichviele Mädchen wie Jungen geboren werden. Die soziale Ungleichheit ist daher in stärkerem Maße als bei Gruppen mit unterschiedlicher Ausgangssituation eine Folge der strukturellen Privilegien, so daß - da bei einigen Variablen keine Mittelwertsunterschiede vorliegen - ein relativ größerer Anteil der Diskriminierung zu erwarten ist als bei weißen und farbigen Gruppen.

Abbildung 9: Pfadmodell der Einkommensdeterminanten



Zwei Untersuchungen bestätigen den hohen Anteil der Diskriminierung bei der Erklärung geschlechtsspezifischer Einkommensunterschiede, und zwar sowohl für die USA als auch für die UDSSR.[21] Featherman und Hauser analysieren die Einkommensunterschiede bei (verheirateten) Männern und Frauen anhand der OCG-Stichprobe (Occupational Changes in a Generation, 1962) und der Replikation des Jahres 1973. Auf die Diskriminierungskomponente entfallen nach der Untersuchung 1962 85 % des Einkommensunterschieds, wobei dieser Anteil nach einem Jahrzehnt mit 84 % praktisch konstant geblieben ist.

Äußerst interessant ist auch die Studie Swaffords, der auf bisher nicht veröffentlichte Einkommensdaten für die Sowjetrepublik Armenien aus dem Jahre 1963 zurückgreifen konnte. Die Frauen/Männer-Einkommensrelation ist mit 0,65 (Frauen verdienen im Durchschnitt nur 65 % so viel wie Männer) genauso ungünstig wie in westlichen Staaten. Auch in dieser Untersuchung zeigte sich ein hoher Anteil der Diskriminierungskomponente von mehr als 75 %.

Nachtrag zu Abschnitt 4.2.:

Ungleichheitsindizes bei qualtitativen Variablen

Die Distanz Z gemäß Gleichung (8) entspricht der Wurzel aus den quadratischen Abständen der beobachteten Verteilung von der Gleichverteilung. Das Wurzelzeichen wurde dabei geschrieben, um Z als Distanz interpretieren zu können. Man kann jedoch auch einen etwas anderen Index konstruieren, indem nur die quadratischen Abstände zugrunde gelegt werden. Den resultierenden Index hatte ich zunächst als SAQ-Index (Summe der Abweichungsquadrate) bezeichnet. Er wird nach dem gleichen Prinzip wie der DG-Index hergeleitet:

$$(39)\quad Y= \sum_{i=1}^{I} (p_i-p_G)^2 = \sum p_i^2 - \frac{1}{I}$$

Es gilt für Y_{max}= (I-1)/I. Der SAQ-Index lautet dann:

$$(40)\quad SAQ= 1- \frac{Y}{Y_{max}} = \frac{I}{I-1}\left[1-\sum p_i^2\right]$$

Der SAQ-Index liegt im Bereich zwischen 0 (maximale Gleichheit) und 1 (maximale Ungleichheit).

Für zwei Kategorien (I=2) ergibt sich folgender Ausdruck:

$$(41)\quad SAQ_2= 4\ p_1 p_2$$

Damit ist der SAQ-Index bei dichotomen Variablen eine Art normierte Varianz von Bernoulli-Variablen, deren Varianz $p_1 \cdot p_2$ entspricht.

Den SAQ-Index habe ich im Rahmen der Überlegungen zur Indexkonstruktion für qualitative Variablen abgeleitet. Nach der

Drucklegung dieser Arbeit fiel mir auf, daß das Thema Dispersionsmaße für qualitative Variablen eine längere Tradition in der statistischen Literatur hat, wenn auch in Lehrbüchern von diesen für den Sozialwissenschaftler wichtigen Maßen so gut wie gar keine Rede ist.

Zwei verwandte Maße werden in dem Aufsatz von A.Agresti und B.F.Agresti, Statistical Analysis of Qualitative Variation, in: Schuessler, Hrsg., Sociological Methodology 1978, San Francisco 1978 diskutiert. Es zeigte sich, daß das von mir als SAQ-Index bezeichnete Maß identisch ist mit dem Index von Mueller und Schuessler, die dieses Maß 1961 als normierte Modifikation des D-Maßes von Simpson (1941) - bzw. schon Corrado Gini (1912) - vorgeschlagen haben. Mueller und Schuessler nennen ihr Maß "Index of qualitative Variation" (IQV). Die Entwicklung des IQV-Index erfolgte aufgrund anderer Überlegungen als die Herleitung des identischen "SAQ-Maßes". Betrachten wir zunächst Simpsons D-Index:

(42) $D= 1-\sum p_i^2$

Der einfache D-Index gestattet eine wahrscheinlichkeitstheoretische Interpretation. Er bezeichnet nämlich die Wahrscheinlichkeit, daß zwei zufällig gewählte Individuen verschiedenen Kategorien angehören. Dieser Index ist häufiger in der Biologie angewandt worden, um die Variation von Arten zu studieren (vgl. Agresti und Agresti 1978, S.206). Die Wahrscheinlichkeit hängt aber von der Anzahl der Kategorien I ab. Normiert man den Index durch Division von $D_{max}=(I-1)/I$ wie es Mueller und Schuessler vorschlagen, so erhält man den IQV-Index:

(43) $IQV= \frac{I}{I-1} \cdot D= SAQ$

Für D und IQV ist die Berechnung von Konfidenzintervallen möglich, wie Agresti und Agresti (1978) darlegen.

Zwischen dem IQV und unserem DG-Index besteht ein einfacher Zusammenhang. Es läßt sich leicht nachweisen, daß gilt:

(44) $DG = 1-\sqrt{1-IQV}$

DG ist also eine stark monoton steigende Funktion von IQV, woraus folgt, daß die Rangkorrelation beider Maße immer eins beträgt. Möchte man demnach nur vergleichen, ob Verteilungen ungleicher oder gleicher sind, so spielt es keine Rolle, welches Maß bevorzugt wird. Ansonsten spricht für das DG-Maß, daß es räumlich als Distanz vom Gleichverteilungspunkt interpretierbar ist, während der IQV-Index den Vorteil hat, auf dem als Wahrscheinlichkeit interpretierbaren D-Maß zu basieren.

Es sei noch darauf hingewiesen, daß weitere Ungleichheitsmaße für qualitative Variablen von Krishnan (1981) und Allison (1981) diskutiert werden (vgl. P.Krishnan, Measures of Inequality for Qualitative Variables and Concentration Curves, in: American Sociological Review, Bd.46, 3/1981 und P.D.Allison, Inequality Measures for Nominal Data, in: American Sociological Review, Bd.46,3/1981).

ANMERKUNGEN

1) Siehe dazu auch Dahrendorfs Essay (1968, S.352-379).

2) "Zur Geschichte der Soziographie" siehe Zeisel 1960. Eine der bekanntesten hierzu zählenden Studien des 19. Jahrhunderts ist die Untersuchung von Engels 1971. Als moderne Studien der jüngsten Zeit sind z.B. zu nennen: Zapf 1977 für die Bundesrepublik oder Fischer-Kowalski und Bucek 1980 für Österreich. Zu einer Übersicht über die Literatur vgl. Peters und Zeugin 1979.

3) Das heißt natürlich nicht, daß das Erlernen formaler Hilfsmittel immer als "frustrierend" erlebt werden muß. Erstens gibt es auch jene Sorte von Menschen, denen es Spaß macht, sich mit derlei Problemen zu beschäftigen, und zweitens ist bei einiger Phantasie der pädagogische Spielraum breit genug, Mathematik- und Statistikkurse für Soziologen mittels examplarischer Anwendungen interessant und anregend zu gestalten.

4) Vgl. zu den genannten und weiteren Argumenten Opp 1976, S.320-326, Ziegler 1972, S.13-21 und Rapoport 1980a. Ein UDSSR-marxistisches Autorenkollektiv behauptet in einem Buch über Quantitative Methoden in der Soziologie sogar: "Für die soziologischen Forschungen hat der Ausspruch von K.Marx volle Gültigkeit, daß 'eine Wissenschaft erst dann ihre Vollkommenheit erreicht,wenn es ihr gelingt, die Mathematik anzuwenden'" (Autorenkollektiv 1970, S.36).

5) Das Modell von Schelling widerlegt im konkreten Anwendungsfall - schwarz-weiße Segregation in den USA - natürlich nicht die Diskriminierungshypothese. Es zeigt nur, daß auch andere Faktoren das gleiche Resultat erzeugen können und daher ohne nähere Untersuchung der Einzelheiten der Schluß auf das Motiv "Diskriminierung" als Ursache der Segregation nicht zwingend ist.

6) Genügend Beispiele finden sich etwa in den folgenden Publikationen: Boudon 1973; Rapoport 1980b; Hamblin, Jacobsen und Miller 1973; Coleman 1964 und Olinick 1978.

7) Zu einer umfangreichen Darstellung der Anwendung des Modells siehe Hamblin, Jacobsen und Miller 1973.

8) Allerdings ist das Weber-Fechner-Gesetz nicht völlig "irreal", sondern stellt im mittleren Intensitätsbereich eine in Grenzen passable Annäherung an die Daten dar.

9) Eine Übersicht über einige Mobilitätsmodelle und eine kurze Skizzierung des Modells von White findet sich bei Sørensen und Sørensen 1977, S.37-42.

10) Zur Katastrophentheorie siehe Rapoport 1980b, S.88-99.

11) Ausnahmen in den Naturwissenschaften sind im Mikrobereich die Wahrscheinlichkeitsgesetze der Physik atomarer Teilchen und im Makrobereich Naturwissenschaften wie die Meteorologie oder Meereskunde. Jeder, der sich über die falschen Wetterprognosen ärgert, beweist damit erneut, daß die Naturwissenschaft Meteorologie sich allenfalls auf empirische Generalisierungen stützen kann. In den Sozialwissenschaften sind vielleicht bestimmte Grundgesetze der Psychologie und Psychophysik als Ausnahmen zu betrachten.

12) Siehe auch zu Indizes der Ungleichheit (und Chancengleichheit) die übersichtliche Kurzdarstellung in dem Manuskript von Waldherr (1981).

13) Die Daten beziehen sich dabei nur auf die schulische Allgemeinbildung, wobei auch hier eher Überschätzungen der Ausbildungszeit vorliegen. So dürften z.B. viele Absolventen der Hauptschule diese nur acht Jahre besucht haben. Zur Ermittlung der tatsächlichen Bildungsverteilung wäre es sinnvoll, auch Studienjahre an Hochschulen und Fachschulen einzubeziehen. Wegen der größeren Streuung hätte der Gini-Index dann vermutlich einen höheren Wert. Der relativ geringe Wert des Gini-Index im vorliegenden Fall erklärt sich auch aus dem Umstand, daß eine sehr große Mehrheit der Personen in der untersten Kategorie konzentriert ist. Erheblich größere Werte des Gini-Koeffizienten sind in Ländern mit einem gewissen Prozentsatz von Analphabeten zu erwarten, da hier auch die Kategorie "null" besetzt wäre. Vielleicht mag der Gini-Koeffizient auch beim Ländervergleich von Interesse sein.

14) Man kann die Distanz auch noch gemäß der Minkowski-Metrik verallgemeinern, d.h.

$$z_r = \left[\sum (p_i - p_G)^r \right]^{\frac{1}{r}}$$

Empirisch sinnvoll erscheinen jedoch nur die Spezialfälle r=1 (absolute Abweichungen) und der hier betrachtete Fall r=2.

15) Für I=2 ist ebenfalls ein analoges Distanzmaß, das auf der Summe der absoluten Abweichungen basiert (Parameter r=1 in der Minkowski-Metrik - vgl. Anmerkung 14) mit DG_2 und A_2 identisch.

16) Bei der Schätzung tritt allerdings die Schwierigkeit auf, daß die Kohôrte von z.B. Arbeiterkindern selten bis ans

Lebensende verfolgt werden kann, um zu ermitteln, wieviele Arbeiterkinder "irgendwann" mit dem Studium beginnen. Eine vereinfachte Möglichkeit der Schätzung ist die Berechnung des Quotienten aus Studienanfängern und der Größe des gleichaltrigen Jahrgangs. Dadurch werden die Bildungschancen aber eher unterschätzt, denn es können ja Jahrgangsangehörige noch später studieren. Die Unterschätzung fällt jedoch dann nicht ins Gewicht, wenn man die Chancenunterschiede für verschiedene soziale Gruppen berechnen möchte und davon ausgehen kann, daß das Ausmaß der Unterschätzung für alle Gruppen gleich hoch ist.
Außerdem ist zu beachten, daß die so geschätzte z.B. Bildungschance nicht die gegenwärtige Chance ist, sondern die Chance der z.B. vor 20 Jahren geborenen Angehörigen eines Jahrgangs.

17) Die Daten aus dem "Soziologischen Almanach" (Ballerstedt und Glatzer 1979, S.299) weisen in folgenden Punkten möglicherweise Mängel auf: Erstens sind bezüglich der Randsummen (der Spalten) z.T. erhebliche Unterschiede im Vergleich mit der Hochschulstatistik feststellbar. Zweitens wird der Anteil der studierenden Arbeiterkinder 1975 im Vergleich mit 1969 eher überschätzt, da zwischenzeitlich Fachhochschulen (mit höherem Arbeiteranteil) organisatorisch Teil von Gesamthochschulen wurden und dadurch nur 1975 mitgezählt werden. Auf diesen Punkt bei der Interpretation von Bildungsstatistiken hat insbesondere Hans-Günther Rolff aufmerksam gemacht.

18) Der Index bei Ballerstedt und Glatzer 1979, S.299, die einfach die Chancen 1969 mit 100 festlegen, suggeriert diese "Verbesserung" der Arbeiterchancen in besonders starkem Maße. Demnach haben die Arbeiter 1975 den höchsten Indexwert aller sozialen Klassen (312), während der Index der Angestellten 1975 den Wert 162 aufweist.

19) Die z.T. unveröffentlichten schichtspezifischen Studienanfängerzahlen hat das österreichische Ministerium für Wissenschaft freundlicherweise Frau Margarete Auhser zur Verfügung gestellt. Im Rahmen eines Bildungsforschungsprojekts unter Leitung von Marina Fischer-Kowalski wurden die schichtspezifischen Jahrgänge von Auhser unter Verwendung demographischer Statistiken für die zehn Zeitpunkte hochgerechnet. Kontrollen ergaben, daß die Schätzungen sehr verläßlich sind. Frau Dr. Auhser gilt mein herzlicher Dank für die Genehmigung zur Sekundäranalyse der Daten. Vgl. zur genauen Beschreibung der Daten auch Auhser 1981.

20) Dabei handelt es sich sozusagen nur um "bildungsinterne" Ziele. Von Bedeutung ist natürlich auch die Untersuchung des Zusammenhangs zwischen bildungsinternen und bildungsexternen Zielen wie soziale Mobilität, Beschäftigung, Einkommen usf.

Die bildungsinternen Ziele sind im weitesten Sinne zu deuten. Das Ziel der Chancengleichheit z.B. sollte sich nicht nur auf die soziale Herkunft, sondern auch auf die Merkmale Geschlecht, regionale Herkunft, Konfession, Nationalität etc. beziehen. Unter "Qualität der Bildung" ist nicht nur das Niveau der Kenntnisse, sondern auch die "Lernathmosphäre", die Abwesenheit von Schulangst usf. zu verstehen.

21) Siehe D.L.Featherman und R.M.Hauser, Sex and Socioeconomic Achievement, in: American Sociological Review, Bd.41, 1976, S.462-483 und M.Swafford, Sex Differences in Soviet Earnings, American Sociological Review, Bd.43, 1978, S.657-673. In beiden Untersuchungen werden unterschiedliche Modelle und Verfahren benutzt, so daß die Vergleichbarkeit der Ergebnisse nicht voll gewährleistet ist.

LITERATUR

Albert, H., Modell-Platonismus. Der neoklassische Stil des ökonomischen Denkens in kritischer Beleuchtung, in: E.Topitsch, Hrsg., Logik der Sozialwissenschaften, 8. Aufl., Köln 1972, S.406 - 434.

Auhser, M., Entwicklung eines Schätzmodells für die Beschreibung und Prognose des Hochschulzugangs für den Zeitraum von 1945 bis 1990, Jahresarbeit am Institut für Höhere Studien - Abteilung Soziologie, Wien 1981

Autorenkollektiv, Quantitative Methoden in der Soziologie, Berlin 1970

Ballerstedt, E. und W.Glatzer, Soziologischer Almanach. Handbuch gesellschaftspolitischer Daten und Indikatoren für die Bundesrepublik Deutschland, 2. Aufl., Frankfurt a.Main - New York 1979

Blümle, G., Theorie der Einkommensverteilung, Berlin - Heidelberg - New York 1975

Boudon, R., Mathematische Modelle und Methoden, Frankfurt - Berlin - Wien 1973

Boudon, R., Widersprüche sozialen Handelns, Darmstadt und Neuwied 1979

Coleman, J., Introduction to Mathematical Sociology, New York 1964

Dahrendorf, R., Über den Ursprung der Ungleichheit unter den Menschen, in: Ders., Pfade aus Utopia, München 1967, S.352 - 379

Diekmann, A., Die Befolgung von Gesetzen. Empirische Untersuchungen zu einer rechtssoziologischen Theorie, Berlin 1980

Duncan, O.D., Discrimination against Negroes, in: The Annals of the American Academy of Political and Social Science, 1967, S.85 - 103

Duncan, O.D., Inheritance of Poverty or Inheritance of Race? in: D.P.Moynihan, Hrsg., On Understanding Poverty, New York 1968, S.85 - 110

Engels, F., Die Lage der arbeitenden Klassen in England, 4. Aufl.,Berlin 1971

Fein, R., An Economic and Social Profile of the Negroe American, Daedalus, Proceedings of the American Academy of Arts and Sciences, 94, 1965, S.815 - 846

Fend, H., W.Knörzer, W.Nogl, W.Specht, R.Väth-Szusdziara, Gesamtschule und dreigliedriges Schulsystem. Eine Vergleichsstudie über Chancengleichheit und Durchlässigkeit, Stuttgart 1976

Fischer-Kowalski, M., Bildung und Klassenverhältnisse, in: M.Fischer-Kowalski, J.Bucek, Hrsg., Lebensverhältnisse in Österreich, Frankfurt - New York 1980

Hamblin, R.L., R.B.Jacobson, J.L.L.Miller, A Mathematical Theory of Social Change, New York - London - Sidney - Toronto 1973

Kemeny, J.G., J.L.Snell, Mathematical Models in the Social Sciences, Boston 1962

Olinick, M., An Introduction to Mathematical Models in the Social and Life Sciences, London 1978

Opp, K.D., Methodologie der Sozialwissenschaften. Einführung in Probleme ihrer Theorienbildung, Reinbek 1976

Peters, M. und P.Zeugin, Sozialindikatorenforschung, Stuttgart 1979

Schelling, T., Dynamic Models of Segregation, Journal of Mathematical Sociology, 1971, S.142 - 185

Sorensen, A.B. und A.Sorensen, Mathematical Sociology, Paris 1977

Rapoport A., Über die Erweiterung mathematischer Methoden auf die Sozialwissenschaften, Institut für Höhere Studien, Institutsarbeit Nr. 125, Mai 1980 (zitiert als Rapoport 1980a)

Rapoport, A., Mathematische Methoden in den Sozialwissenschaften, Würzburg - Wien 1980

Rolf, H.G., Soziologie der Schulreform, Weinheim und Basel 1980

Waldherr, F., Empirisch-statistische Erfassung von Ungleichheit im Bildungswesen - Versuch einer Kurzdarstellung, unveröffentlichtes Manuskript, Institut für Höhere Studien - Abteilung Soziologie, Wien 1981

Werner, R., Soziale Indikatoren und politische Planung. Einführung in Anwendungen der Makrosoziologie, Reinbek 1975

Zapf, W., Hrsg., Lebensbedingungen in der Bundesrepublik. Sozialer Wandel und Wohlfahrtsentwicklung seit 1950, Frankfurt 1977

Zeisel, H., Zur Geschichte der Soziographie, in: M.Jahoda, P.Lazarsfeld, H.Zeisel, Die Arbeitslosen von Marienthal, Allensbach und Bonn 1960, S.101 - 138

Ziegler, R., Theorie und Modell. Der Beitrag der Formalisierung zur soziologischen Theorienbildung, München 1972