

Sonderdruck aus:

Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Gerhard Brinkmann

Der Einfluß der Ausbildung auf das Gehalt von
außertariflich bezahlten Angestellten der Wirtschaft

3. Jg./1970

2

Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (MittAB)

Die MittAB verstehen sich als Forum der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. Es werden Arbeiten aus all den Wissenschaftsdisziplinen veröffentlicht, die sich mit den Themen Arbeit, Arbeitsmarkt, Beruf und Qualifikation befassen. Die Veröffentlichungen in dieser Zeitschrift sollen methodisch, theoretisch und insbesondere auch empirisch zum Erkenntnisgewinn sowie zur Beratung von Öffentlichkeit und Politik beitragen. Etwa einmal jährlich erscheint ein „Schwerpunktheft“, bei dem Herausgeber und Redaktion zu einem ausgewählten Themenbereich gezielt Beiträge akquirieren.

Hinweise für Autorinnen und Autoren

Das Manuskript ist in dreifacher Ausfertigung an die federführende Herausgeberin Frau Prof. Jutta Allmendinger, Ph. D. Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 90478 Nürnberg, Regensburger Straße 104 zu senden.

Die Manuskripte können in deutscher oder englischer Sprache eingereicht werden, sie werden durch mindestens zwei Referees begutachtet und dürfen nicht bereits an anderer Stelle veröffentlicht oder zur Veröffentlichung vorgesehen sein.

Autorenhinweise und Angaben zur formalen Gestaltung der Manuskripte können im Internet abgerufen werden unter http://doku.iab.de/mittab/hinweise_mittab.pdf. Im IAB kann ein entsprechendes Merkblatt angefordert werden (Tel.: 09 11/1 79 30 23, Fax: 09 11/1 79 59 99; E-Mail: ursula.wagner@iab.de).

Herausgeber

Jutta Allmendinger, Ph. D., Direktorin des IAB, Professorin für Soziologie, München (federführende Herausgeberin)
Dr. Friedrich Buttler, Professor, International Labour Office, Regionaldirektor für Europa und Zentralasien, Genf, ehem. Direktor des IAB
Dr. Wolfgang Franz, Professor für Volkswirtschaftslehre, Mannheim
Dr. Knut Gerlach, Professor für Politische Wirtschaftslehre und Arbeitsökonomie, Hannover
Florian Gerster, Vorstandsvorsitzender der Bundesanstalt für Arbeit
Dr. Christof Helberger, Professor für Volkswirtschaftslehre, TU Berlin
Dr. Reinhard Hujer, Professor für Statistik und Ökonometrie (Empirische Wirtschaftsforschung), Frankfurt/M.
Dr. Gerhard Kleinhenz, Professor für Volkswirtschaftslehre, Passau
Bernhard Jagoda, Präsident a.D. der Bundesanstalt für Arbeit
Dr. Dieter Sadowski, Professor für Betriebswirtschaftslehre, Trier

Begründer und frühere Mitherausgeber

Prof. Dr. Dieter Mertens, Prof. Dr. Dr. h.c. mult. Karl Martin Bolte, Dr. Hans Büttner, Prof. Dr. Dr. Theodor Ellinger, Heinrich Franke, Prof. Dr. Harald Gerfin, Prof. Dr. Hans Kettner, Prof. Dr. Karl-August Schäffer, Dr. h.c. Josef Stingl

Redaktion

Ulrike Kress, Gerd Peters, Ursula Wagner, in: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit (IAB), 90478 Nürnberg, Regensburger Str. 104, Telefon (09 11) 1 79 30 19, E-Mail: ulrike.kress@iab.de: (09 11) 1 79 30 16, E-Mail: gerd.peters@iab.de: (09 11) 1 79 30 23, E-Mail: ursula.wagner@iab.de: Telefax (09 11) 1 79 59 99.

Rechte

Nachdruck, auch auszugsweise, nur mit Genehmigung der Redaktion und unter genauer Quellenangabe gestattet. Es ist ohne ausdrückliche Genehmigung des Verlages nicht gestattet, fotografische Vervielfältigungen, Mikrofilme, Mikrofotos u.ä. von den Zeitschriftenheften, von einzelnen Beiträgen oder von Teilen daraus herzustellen.

Herstellung

Satz und Druck: Tümmels Buchdruckerei und Verlag GmbH, Gundelfinger Straße 20, 90451 Nürnberg

Verlag

W. Kohlhammer GmbH, Postanschrift: 70549 Stuttgart; Lieferanschrift: Heßbrühlstraße 69, 70565 Stuttgart; Telefon 07 11/78 63-0; Telefax 07 11/78 63-84 30; E-Mail: waltraud.metzger@kohlhammer.de, Postscheckkonto Stuttgart 163 30. Girokonto Städtische Girokasse Stuttgart 2 022 309. ISSN 0340-3254

Bezugsbedingungen

Die „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ erscheinen viermal jährlich. Bezugspreis: Jahresabonnement 52,- € inklusive Versandkosten; Einzelheft 14,- € zuzüglich Versandkosten. Für Studenten, Wehr- und Ersatzdienstleistende wird der Preis um 20 % ermäßigt. Bestellungen durch den Buchhandel oder direkt beim Verlag. Abbestellungen sind nur bis 3 Monate vor Jahresende möglich.

Zitierweise:

MittAB = „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ (ab 1970)
Mitt(IAB) = „Mitteilungen“ (1968 und 1969)
In den Jahren 1968 und 1969 erschienen die „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ unter dem Titel „Mitteilungen“, herausgegeben vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit.

Internet: <http://www.iab.de>

Der Einfluß der Ausbildung auf das Gehalt von außertariflich bezahlten Angestellten der Wirtschaft

Ergebnisse einer Untersuchung aus dem Jahre 1968¹⁾

Gerhard Brinkmann²⁾

Der Artikel bringt Einfach-Regressionen zwischen Alter und Bruttojahresgehalt 1967 für 10 Gruppen von AT-Angestellten westdeutscher Großunternehmen; die Gruppen differieren jeweils in Ausbildung, Studienerfolg und Tätigkeitsfeld. Die Variable „Studienerfolg“ ist dichotomisiert; die Ausbildungsrichtungen werden unterschieden in Wirtschafts- und Sozialwissenschaftler, Juristen, Naturwissenschaftler, Diplom-Ingenieure, Ingenieure und kaufmännische, nicht akademisch ausgebildete Praktiker; die berücksichtigten Tätigkeitsfelder sind kaufmännische und technische Funktionen. Aufgrund der Differenzen zwischen den Alters-Einkommens-Profilen verschiedener Gruppen werden Aussagen über den Einfluß des Studienerfolges auf den Berufserfolg und über die Marktlage der Ausbildungsrichtungen gemacht. Eine Kosten-Ertrags-Analyse der Ausbildung als Entscheidungskriterium der staatlichen Bildungspolitik wird abgelehnt, weil die Querschnitt- nicht als Längsschnittanalyse interpretiert werden kann; weil der Beitrag der Ausbildung zum individuellen Einkommen nicht isoliert werden kann; weil individuelles Einkommen und volkswirtschaftlicher Nutzen nicht kongruent sind. Die empirischen Daten stammen aus einer Untersuchung der Forschungsstelle für empirische Sozialökonomik (Prof. Dr. G. Schmolders) in Köln.

Gliederung

1. Sinn und Unsinn von Gehaltsuntersuchungen
 - 1.1 Die Intransparenz des Marktes
 - 1.2 Die Rendite der Ausbildung
2. Die Verarbeitungsmethode und die Ergebnisse
3. Studienerfolg und Berufserfolg
4. Die Marktlage der verschiedenen Ausbildungsrichtungen

1. Sinn und Unsinn von Gehaltsuntersuchungen

1.1 Die Intransparenz des Marktes

Die Neugier, auf die Untersuchungen über das Gehalt von außertariflich bezahlten Angestellten in der Bundesrepublik Deutschland rechnen können, entspringt bei den allermeisten, die von dieser Empfindung geplagt werden, mit hoher Wahrscheinlichkeit dem beklagenswerten Zustand, in dem der Markt für Führungskräfte der Wirtschaft sich in diesem Lande befindet. Zweifellos ist er ein Musterbeispiel von Intransparenz: Weder die Zahl der angebotenen noch die Zahl der nachgefragten Stellen, weder die geforderten noch die angebotenen noch die realisierten Preise sind allgemein bekannt.

Allerdings muß man vermuten, daß die Nachfrager auf diesem Markt, die Unternehmen, wenigstens über die Preise sich bessere Informationen verschaffen können als die Anbieter (die Folgen, die ein Informationsvorteil für einen Marktteilnehmer hat, brauchen hier kaum dargelegt zu werden): Seit Jahren z. B. gibt es die Gehaltsstrukturuntersuchung der Kienbaum-Unternehmensberatung, die nur Unternehmen zugänglich ist; wir wissen, daß einige Firmen der Automobilindustrie vor einigen Jahren (über den heutigen Stand ist uns nichts bekannt) eine ähnliche Untersuchung für ihre Branche durchgeführt haben; es wäre nicht verwunderlich, wenn die Firmen anderer Wirtschaftszweige oder ihre Verbände sich ebenfalls solche Informationen zu verschaffen versuchten; schließlich haben die Unternehmen (und je größer sie sind, desto mehr) allein durch die Zahl der Führungskräfte, die sie beschäftigten, vor allem, da diesen in der Regel immer noch die Schweigepflicht über ihr Einkommen auferlegt ist, eine bessere Marktübersicht als der einzelne Beschäftigte.

Brauchbare Informationen über die gezahlten Gehälter haben in dieser Situation sicher die Funktion, das Dunkel, in das der Markt getaucht ist, etwas zu erhellen; damit könnten sie sich begnügen.

1.2 Die Rendite der Ausbildung

Bekanntlich werden Untersuchungen über Ausbildung und Einkommen aber auch dazu benutzt, die Erträge einer Ausbildung mit ihren Kosten zu vergleichen und deren Rendite zu berechnen; die Ergebnisse sollen als Kriterien der staatlichen Bildungsplanung dienen. Die angewendeten Me-

¹⁾ Ich danke Herrn Dr. Mertens für eine kritische Durchsicht der ersten Fassung des Manuskriptes und für einige Anregungen, die ich übernommen habe; alle Fehler des Artikels gehen des ungeachtet allein zu meinen Lasten.

²⁾ Dr. Brinkmann ist wissenschaftlicher Mitarbeiter an der Forschungsstelle für empirische Sozialökonomik (Prof. Dr. G. Schmolders) e.V., 5 Köln-Lindenthal, Klosterstraße 1, und z. Z. Habilitations-Stipendiat der Deutschen Forschungsgemeinschaft CD. R.).

thoden sind diejenigen der Zinseszinsrechnung; sie sowie ihre Problematik brauchen hier nicht ausgebreitet zu werden (1—2), ebensowenig wie die allgemeinen Probleme der Cost-Benefit-Analyse (3-4)³.

An Repetitionen der vorgenommenen Untersuchungen über den Zusammenhang von Ausbildung und Einkommen herrscht kein Mangel (5—17); wir verzichten deshalb auf eine weitere Wiederholung und versuchen nur zu prüfen, ob und inwieweit dieser Ansatz als Grundlage der staatlichen Bildungsplanung dienen kann.

Für Kalküle, die die Wirtschaftlichkeit der Ausbildung von Personen berechnen wollen, benötigt man Angaben über das Lebenseinkommen dieser Personen. Auch die amerikanischen Daten, die sehr viel reichlicher sind als die europäischen, beziehen sich jedoch nicht auf das Lebenseinkommen individueller Personen, sondern auf das Einkommen vieler Personen zu einem bestimmten Zeitpunkt. Ähnlich wie die Bevölkerungsstatistik die Sterbeziffern, interpretieren die Wirtschaftlichkeitsberechnungen eine Querschnittanalyse (die Einkommen von Personen verschiedenen Alters zu einem Zeitpunkt) als Längsschnittanalyse (das Einkommen einer Person zu verschiedenen Zeitpunkten ihres Lebens). Die Methode setzt offenbar voraus, daß sich die altersbedingten Differenzen des betrachteten Merkmals im Zeitablauf nicht ändern. Selbst in bezug auf die Sterbeziffern ist diese Annahme nicht richtig (die altersbedingte Sterbewahrscheinlichkeit ist durch die Fortschritte der Medizin stetig gesunken); die Sterbeziffern ändern sich allerdings nur langsam, so daß man für begrenzte Zeiträume mit der Annahme der Konstanz arbeiten kann. In bezug auf das Einkommen dagegen ist jene Annahme grotesk: Durch das wirtschaftliche Wachstum, das alle untersuchten Länder aufzuweisen haben, steigt das individuelle Einkommen stetig. Eine Querschnittanalyse kann deshalb kaum als Längsschnittanalyse interpretiert werden. Wer dennoch die Konstanz der Ausbildungserträge postuliert, muß heroische Annahmen machen, die wir ein paar Zeilen weiter unten darstellen.

Bei der Berechnung der Wirtschaftlichkeit einer Ausbildung muß man weiterhin dafür sorgen, daß aus dem Einkommen alle Teile herausgenommen werden, die nicht der Ausbildung zuzuschreiben sind. Dazu benötigt man eine operationale Theorie des persönlichen Einkommens. Wenn wir nur das Einkommen aus unselbständiger Arbeit, nicht dagegen dasjenige aus selbständiger Arbeit und aus Vermögen betrachten, so könnte eine solche Theorie etwa so aussehen (18):

Auf das Arbeitseinkommen einer Person (e) wirken folgende Faktoren ein:

ihre Arbeitsleistung (I), die relative Knappheit an Arbeitsleistungen bestimmter Art, d. h. das Verhältnis von Angebot und Nachfrage (K), das Geschlecht (g), die Rasse und Muttersprache (r), das Alter (j), die soziale Herkunft (s), die institutionale Beschränkung der Leistungsentlohnung (J), die Unvollkommenheit des Arbeitsmarktes (U).

Wir erhalten also den folgenden Operator für das individuelle Einkommen:

$$e = e (I, K, g, r, j, s, J, U) \quad [1]$$

Es ist damit zu rechnen, daß zwischen der abhängigen und den unabhängigen Variablen Rückkoppelungen bestehen; so ist es z.B. sehr plausibel, daß die Leistung das Gehalt beeinflusst, daß aber auch das Gehalt die Leistung bestimmt. Solche Effekte sind nur durch echte Längsschnittuntersuchungen bei denselben Personen zu erfassen; bereits an dieser Stelle zeigt sich von neuem, daß Querschnittuntersuchungen über Faktoren, die das Einkommen erhöhen oder senken, auf keinen Fall Längsschnittuntersuchungen simulieren können.

Die Leistung am Arbeitsplatz dürfte von den folgenden Faktoren abhängen:

den objektiven Bedingungen der Arbeitsumwelt, in welcher der einzelne sich befindet (O); dieser Faktor kann als eine sehr detaillierte Produktionsfunktion der Unternehmung interpretiert werden, in der jeder einzelne Arbeitsplatz mit seinen Anforderungen an dessen Inhaber dargestellt wird, der natürlichen Begabung (f), der formalen Ausbildung (b), der Berufserfahrung (c), der Gesundheit (d), der Leistungsmotivation (m).

Für die Leistung am Arbeitsplatz (I) erhalten wir also den folgenden Operator:

$$I = I (O, f, b, c, d, m) \quad [2]$$

Alle aufgeführten unabhängigen Variablen stehen in vielfältiger Interdependenz zueinander; das hat bekanntlich zur Folge, daß wir mit Hilfe der Regressionsrechnung, selbst wenn wir die einzelnen Faktoren metrisch messen könnten, was nach dem heutigen Stand des Wissens nicht möglich ist, den Beitrag eines Faktors, z. B. der Ausbildung, zum Einkommen nicht quantifizieren können. Die vorgenommenen Untersuchungen vernachlässigen dieses Problem entweder völlig oder schreiben rein willkürlich einen Teil des Einkommens der Ausbildung zu (19) oder wenden Verfahren an, welche Unabhängigkeit der

³) Die Ziffern verweisen auf die Anmerkungen und Literaturhinweise am Schluß des Aufsatzes.

Regressoren voraussetzen (20). Sie verlieren dadurch ihren Wert.

Wenden wir uns nun von neuem der Frage zu, unter welchen Bedingungen die lebenslange Einkommenserwartung einer im Zeitraum t auf bestimmte Weise ausgebildeten Person mit der Einkommenserwartung einer auf die gleiche Weise im Zeitraum $t + x$ ausgebildeten Person identisch ist, oder noch genauer ausgedrückt: unter welchen Bedingungen die Alterseinkommensprofile zweier auf gleicher Weise, aber in verschiedenen Zeiträumen ausgebildeten Personen identisch sind. Wir setzen zu diesem Zweck den Operator [2] in den Operator [1] ein und erhalten:

$$e = e(O, f, b, c, d, m, K, g, r, j, s, J, U) \quad [3]$$

Das persönliche Arbeitseinkommen könnte im Zeitablauf dann konstant bleiben, wenn sich weder der zu einer Strukturgleichung spezifizierte Operator [3] noch die einzelnen Variablen ändern würden. Zumindest das letzte ist völlig unwahrscheinlich (z. B. ändert sich die Ausbildung im Laufe der Zeit mit hoher Sicherheit), aber auch mit einer Änderung der Strukturgleichung kann durchaus gerechnet werden.

Das Einkommen könnte allerdings auch dann konstant bleiben, wenn sich die Effekte, die von einer Änderung der Variablen und der Strukturgleichung ausgehen, gerade gegeneinander aufheben. Die Realisierung dieser Bedingung ist noch unwahrscheinlicher als die der ersten. Selbst wenn sie einträte, würde dennoch die Kostenstragsanalyse nicht anwendbar sein, weil diese konstante Erträge einer identischen Ausbildung postuliert.

Aus diesen Gründen werden dann auch, wenn nicht die Konstanz der Alterseinkommensprofile diskussionslos vorausgesetzt wird, in bezug auf diese Profile andere Fragen diskutiert, etwa ob eine Erhöhung des Angebots an Personen mit bestimmter Ausbildung (eine Variation der Variablen K) das Gehalt dieser Personen beeinflusst.

Offensichtlich muß man, um die Frage beantworten zu können, Annahmen über die Produktionsfunktion (die Variable O) machen. Wenn man annimmt, daß diese Produktionsfunktion keine Substitution von verschiedenen ausgebildeten Personen gegeneinander und gegen Kapital erlaubt, dann kann das Mehrangebot hochqualifizierter Arbeitskräfte nur zu schlechteren Arbeitsbedingungen, als sie die bereits etablierten Angestellten besitzen, in den Produktionsprozeß eingegliedert werden. Für einen bestimmten Teil des Mehrangebotes gilt dies auch dann, wenn die Produktionsfunktion im Zeitablauf sich ändert, etwa in der Weise, daß sie ein höheres Einsatzverhältnis hochqualifizierter Personen erlaubt,

ihren limitationalen Charakter aber beibehält. Die Folge wäre ein akademisches Proletariat (wir benutzen diesen Begriff, weil er in der vorwissenschaftlichen Diskussion so geläufig ist; in diesem Zusammenhang kann er natürlich nur bedeuten, daß ein Teil der hochqualifizierten Arbeitskräfte wegen der limitationalen Produktionsfunktion geringerwertige Aufgaben und ein geringeres Gehalt bekommt als der Rest der betrachteten Gesamtheit).

Wenn man annimmt, daß Substitutionsmöglichkeiten bestehen, dann geht man — allerdings meistens stillschweigend — von abnehmenden Ertragszuwächsen des zusätzlichen Faktoreinsatzes aus und kommt so zu einer Senkung der individuellen Einkommen aufgrund des höheren Angebotes. Wie bei der limitationalen Funktion kann dieser Effekt des höheren Angebotes durch eine Veränderung der Produktionsfunktion ausgeglichen werden (21-22).

Gegen beide Ansätze machen wir drei Argumente geltend:

1. Die Wirtschaftsgeschichte der letzten hundert Jahre zeigt, daß die Ausbildung der Arbeitskräfte ständig verbessert worden ist und dabei ihr Einkommen ständig gestiegen ist.
2. Unserer Meinung nach hängt das daran, daß gerade durch die Verbesserung der Ausbildung die Produktionsfunktion der Unternehmung verbessert wird, dergestalt, daß mit einem bestimmten Faktoreinsatz höhere Erträge erwirtschaftet werden.
3. Der Stand der betriebswirtschaftlichen und volkswirtschaftlichen Theorie erlaubt es uns heute noch nicht, Produktionsfunktionen aufzustellen, welche uns exakte Informationen über die Rolle der einzelnen Arbeitskraft im Produktionsprozeß verschaffen, insbesondere darüber, ob diese Rolle limitational oder substitutional ist.

Da im übrigen die unter 1. geschilderten Effekte durch die Veränderung sowohl einer limitationalen als auch einer substitutionalen Produktionsfunktion zustande gekommen sein und da diese Änderungen exakt kaum prognostiziert werden können, ist die Entscheidung zwischen limitationalen oder substitutionalen Produktionsfunktionen für die Bildungsplanung wahrscheinlich weniger wichtig, als es manchmal den Anschein hat.

Da mit der Konstanz der Einkommenserwartungen nicht gerechnet werden kann, müssen Ausbildungsentscheidungen, die sich dennoch auf diese Annahme stützen, zu Spinnwebeffekten führen, weil die Ausbildungsinvestitionen sehr lange Zeit bis zu ihrer Ausreifung bedürfen; im allgemeinen nimmt man nicht an, daß diese Effekte zu einem dynamischen Gleichgewicht führen. Nur in einem hochflexiblen Ausbildungssy-

stem, wie es *Blaug* für die USA unterstellt, wären diese Effekte weniger bedeutend (23).

Ähnliche Argumente wie gegen die Konstanz der Erträge könnten selbstverständlich gegen die Konstanz der Kosten einer Ausbildung erhoben werden. Wir gehen darauf jedoch nicht weiter ein.

Selbst wenn die bisher erhobenen Einwände nicht zuträfen, wären die Kostenertragsanalysen der Ausbildung für die staatliche Bildungsplanung unbrauchbar; denn als Ertrag der Ausbildung geht in den Kalkül nur das individuelle Einkommen des Ausgebildeten ein. Daß die Rechnung sich trotzdem an den Staat wendet (deshalb werden als Kosten der Ausbildung auch die staatlichen Aufwendungen miterfaßt), rechtfertigt man — ausgesprochen oder unausgesprochen — mit dem Argument, daß der in der betrachteten Wirtschaft herrschende Lohnsatz gerade der Grenzproduktivität der Arbeit entspreche, daß deshalb privates Einkommen und volkswirtschaftlicher Nutzen kongruent seien und jenes anstelle von diesem in einer Kostenertragsanalyse, die sich an den Staat wende, benutzt werden dürfte (24—25). Die Axiome, aus denen diese Annahme abgeleitet wird — diejenigen der Grenzproduktivitätstheorie und der vollkommenen Konkurrenz — sind so oft als empirisch falsch nachgewiesen worden, daß wir uns hier mit diesem Hinweis begnügen können.

Das Konzept könnte dadurch gerettet werden, daß die nichtmonetären und externen Erträge (solche, die nicht dem Ausgebildeten, sondern anderen Wirtschaftseinheiten zufließen) in die Rechnung aufgenommen werden. Die Notwendigkeit einer solchen Verbesserung wird zwar häufig betont (26), es werden scharfsinnige Klassifikationen der in Geld nicht meßbaren und der externen Effekte vorgenommen (27), wenn es jedoch zur Rechnung kommt, vernachlässigt man sie wieder, weil die Begriffsdistinktionen nicht operationalisierbar sind und sich dadurch einer Renditerechnung entziehen.

Trotz der Schwierigkeiten, die wir kurz skizziert haben, möchten wir nicht soweit gehen wie *Merrit*, der gefordert hat, die Untersuchungen über Ausbildung und Einkommen einzustellen, weil sie sinnlos seien (28), sondern den folgenden Kompromiß vorschlagen: Renditeberechnungen der Ausbildung können keine Kriterien für Ausbildungsinvestitionen des Staates liefern, wohl aber kann er solche Kriterien den Einkommensdifferenzen verschieden Ausgebildeter zu einem Zeitpunkt entnehmen. Durch die Eliminierung aller Faktoren des Einkommens außer der persönlichen Leistungsfähigkeit kann man eine ordinale Gehaltsskala als Abbildung einer ordinalen Leistungsskala interpretieren; aus den Faktoren, welche die Leistungsfähigkeit beeinflussen, kann

man alle bis auf die Ausbildung eliminieren und aufgrund solcher Ergebnisse etwa abschätzen, wie stark die Ausbildung des einzelnen ausgedehnt werden muß, bis er einen bestimmten Leistungsstand erreicht. Solche Untersuchungen sind einem groben Wirtschaftlichkeitskriterium zugänglich, etwa dem, daß niemand eine höhere Ausbildung zu erreichen braucht, als er zur Entwicklung seiner maximalen Leistungsfähigkeit benötigt. Dem Bürgerrecht auf Bildung würde diese Maxime nicht widersprechen, sondern im Gegenteil entsprechen.

Die Eliminierung unerwünschter Faktoren aus dem Operator [3] ist dadurch möglich, daß man Gruppen miteinander vergleicht, die in diesen Variablen gleiche Werte aufweisen und sich nur in der Variablen, deren Einfluß untersucht werden soll, unterscheiden. Etwaige Einkommensdifferenzen zwischen den Gruppen darf man dann der Verschiedenheit des untersuchten Faktors zurechnen, woraus sich selbstverständlich nicht der Beitrag dieses Faktors zum persönlichen Gehalt des einzelnen ergibt.

Der Vergleich von Gruppen, die bis auf das zu untersuchende Merkmal identisch sind, könnte auch benutzt werden, um Hinweise auf die wünschenswerte Veränderung anderer Faktoren als der Ausbildung, die Einfluß auf das Einkommen ausüben, zu geben. So wäre es durchaus möglich, den Einfluß abzuschätzen, den die relative Knappheit einer bestimmten Ausbildungskategorie auf deren Einkommen ausübt, indem man Gruppen vergleicht, die sich nur in ihrer Ausbildung, nicht aber den übrigen im Operator [3] aufgezählten Faktoren unterscheiden. Aus solchen Untersuchungen könnte man ableiten, wie die relative Knappheit einer Ausbildungsart durch die staatliche Bildungspolitik zu verändern ist.

Die Ergebnisse unserer Untersuchungen über Ausbildung und Einkommen werden wir unter diesen beiden Rücksichten präsentieren; außerdem hoffen wir, daß wir ein bißchen zur Aufhellung des Marktes für außertariflich bezahlte Angestellte beitragen.

2. Die Verarbeitungsmethode und die Ergebnisse

Die empirischen Daten dieses Artikels stammen aus denselben Untersuchungen der Forschungsstelle für empirische Sozialökonomik (Prof. Dr. G. Schmolders), über die bereits in Heft 1 der „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ berichtet wurde (29). Es ist deshalb nicht nötig, die Stichprobe hier von neuem zu beschreiben.

Zur Präsentation der Daten benutzen wir eine Einfachregression zwischen Alter und Einkommen. Als abhängige Variable der Regressions-

rechnungen wurde das Bruttojahresgehalt jeder untersuchten Person im Jahre 1967 gewählt, weil das Nettojahresgehalt durch viele Faktoren beeinflusst ist (Familienstand, Kinderzahl, Sonderabzüge etc.), die für unseren Untersuchungsgegenstand bedeutungslos sind, als unabhängige Variable das Alter der untersuchten Person. Die übrigen im Operator [3] aufgeführten Regressoren können wir berücksichtigen, indem wir Gruppen bilden, deren Mitglieder sich in jenen nicht unterscheiden, und indem wir die Regressionsgleichungen dieser Gruppen miteinander vergleichen.

Als erste zusätzliche Variable wählen wir selbstverständlich die Ausbildung; ihre Aufgliederung geht aus der untenstehenden Tabelle hervor. In unserer Stichprobe besteht weitgehende Synonymität zwischen Ausbildung und Tätigkeitsfeld: Die Wirtschafts- und Sozialwissenschaftler, die Juristen und die Nichtakademiker üben zum ganz überwiegenden Teil kaufmännische Funktionen aus; die Diplom-Ingenieure, die Ingenieure

und die Absolventen eines mathematischen oder naturwissenschaftlichen Studiums haben zum allergrößten Teil Aufgaben, die ihrer Ausbildung entsprechen. Nur bei der Klasse der „abgebrochenen“ Akademiker und „abgebrochenen“ höheren Fachschüler sowie bei den sonstigen Universitätsabsolventen besteht diese Synonymität nicht. Als zweite zusätzliche Variable berücksichtigen wir also das Tätigkeitsfeld.

Außer der Ausbildung und dem Berufsfeld wählen wir noch die Noten, die jeder Untersuchte auf der letzten von ihm besuchten Schule (bei den Akademikern und Ingenieuren also die Note des Abschlußexamens ihres Studiums) erhalten hat, um zu prüfen, ob sie, wie sie beanspruchen, wirklich die Qualifikation der Ausgebildeten messen können. Die simultane Berücksichtigung weiterer Variablen des Operators [3] ist wegen der Beschränkung der Stichprobe leider unmöglich.

Die Rechnungen wurden im Rechenzentrum der Universität zu Köln mit Hilfe eines Standardpro-

Die Ergebnisse der Regressionsrechnung

Nr.	Ausbildung	Note	Anzahl	Formel ¹⁾	Sicherheit
1	WiSo	1 oder 2	132	$y = -937,124 + 53,2933 x - 0,469617 x^2$	> 99 %
2	WiSo	3 oder 4	147	$y = -823,020 + 47,6776 x - 0,42907 x^2$	> 99 %
3	Math.-Nat.	1 oder 2	72	$y = -701,659 + 44,4589 x - 0,435233 x^2$	> 99 %
4	Math.-Nat. und Diplom-Ingenieure ²⁾	3 oder 4	63	$y = -711,697 + 44,3448 x - 0,442577 x^2$	> 95 %
5	Juristen	1 bis 3	67	$y = -1562,14 + 81,5447 x - 0,766624 x^2$	> 99 %
6	Juristen	4	44	$y = -1074 + 59,0849 x - 0,575504 x^2$	> 95 %
7	Diplom-Ingenieure	1 oder 2	119	$y = -1067,272 + 59,54677 x - 0,5758189 x^2$	> 99 %
8	Sonstige Universitäts- absolventen	Alle Noten	20	Ergebnis nicht signifikant	
9	Ingenieure	1 oder 2	70	Ergebnis nicht signifikant	
10	Ingenieure	3 oder 4	55	$y = -0,651473 + 40,0937 x - 0,397697 x^2$	> 99 %
11	Besucher von Hoch- und Höheren Fachschulen ohne Abschluß	1 bis 2,5 ³⁾	58	Ergebnis nicht signifikant	
12	Besucher von Hoch- und Höheren Fachschulen ohne Abschluß	2,6 und schlechter ³⁾	25	Ergebnis nicht signifikant	
15	Kaufmännische Praktiker	1 bis 2,5 ³⁾	542	$y = 0,682617 + 9,225627 x - 0,0412756 x^2$	> 99 %
16	Kaufmännische Praktiker	2,6 und schlechter ³⁾	240	$y = -448,707 + 29,8488 x - 0,271622 x^2$	> 99 %
	S u m m e		1 654 ⁴⁾		

¹⁾ y: Bruttojahresgehalt 1967 (mit Einschluß aller einmaligen Zahlungen wie zusätzliche Monatsgehälter, Tantiemen etc.) in 100 DM.
x: Alter in Jahren zum Zeitpunkt der Befragung.

²⁾ Wegen der geringen Zahl jeder einzelnen Gruppe zusammengelegt.

³⁾ Durchschnitt aus den Noten für Deutsch, Englisch, Französisch, Latein, Griechisch, Mathematik, Physik, Chemie der zuletzt besuchten allgemeinbildenden Schule.

⁴⁾ Die übrigen Personen der Stichprobe (319 = 16,17 % von insgesamt 1973) haben mindestens eine der benötigten Angaben (über Gehalt, Alter, Ausbildung, Noten) nicht gemacht.

gramms für polynome Regressionen ausgeführt (30). Es benutzt Regressionsgleichungen der Form

$$y = a + b_1x^1 + b_2x^2 + \dots + b_nx^n \quad (4),$$

wobei der Grad des Polynoms, bis zu dem die Rechnungen durchgeführt werden, frei gewählt werden kann. Jede Regressionsgleichung wird mit Hilfe eines F-Tests (31) auf Signifikanz geprüft; als untere Sicherheitsgrenze akzeptieren wir 95 v. H.; alle Gleichungen, die diesen Wert nicht erreichen, bezeichnen wir als nicht signifikant. Ebenfalls mit Hilfe eines F-Tests wird überprüft, ob ein Polynom bestimmten Grades eine bessere Anpassung an die empirischen Daten darstellt als das Polynom des nächst niedrigeren Grades (32). Auch hier akzeptieren wir nur Unterschiede, die mit mindestens 95 v. H. Sicherheit signifikant sind. Nach diesem Kriterium werden die empirischen Daten aller Gruppen am besten durch Polynome zweiten Grades repräsentiert. Außer den Regressionsfunktionen berechnet das benutzte Programm auch die Zufallsabweichungen von den Schätzwerten (33); dafür haben wir eine Sicherheit von 95 v. H. gewählt.

Die Methode der Regressionsrechnung verlangt bekanntlich, daß die empirischen Daten durch eine Zufallsstichprobe gewonnen wurden, daß die Werte der abhängigen Variablen um jeden Wert der unabhängigen Variablen normal verteilt sind und daß die Varianzen dieser Verteilung einander gleich sind. Keine dieser drei Forderungen wird von unserem Datenmaterial erfüllt: unsere Auswahl ist als geschichtetes Quotasample zu kennzeichnen; Gehälter sind notorisch schief, aber nicht normal verteilt, und zwar in unserer Stichprobe noch mehr als in der Gesamtheit der AT-Angestellten, weil wir die höheren hierarchischen Ränge — abgesehen von den Vorstandsmitgliedern — überrepräsentiert haben. Dennoch wenden wir, wie viele der zitierten Untersuchungen auch, gegen die zumindest der zweite Einwand ebenfalls zu erheben ist, die Regressionsrechnung an, weil sie unter allen zur Verfügung stehenden Datenverarbeitungsarten die Fülle der Einzelergebnisse am übersichtlichsten zusammenzufassen vermag. Die errechneten Werte dürften — dies zur Warnung — jedoch auf jeden Fall über denjenigen liegen, die eine unverzerrte Stichprobe aus allen AT-Angestellten bringen würde.

Die Ergebnisse der Regressionsrechnung für die Gruppen verschiedener Ausbildung und verschiedenen Studienerfolges sind in der vorstehenden Tabelle zusammengefaßt.

Daß für einige Gruppen die Regressionsrechnung keine signifikanten Ergebnisse gebracht hat, dürfte durch zwei Ursachen bewirkt worden sein: einmal sind einige dieser Gruppen zu

schwach besetzt (8, 12), zum anderen können unter ihr Einteilungskriterium („übrige Universitätsabsolventen“, „Hoch- und Höhere Fachschüler ohne Examen“) so viele heterogene Ausbildungswege fallen, daß es außerordentlich erstaunlich wäre, wenn sie ihre Absolventen zu einem irgendeiner Regelmäßigkeit unterliegenden Berufserfolg geführt hätten. Nur bei Ingenieuren mit guten Abschlußexamina versagt diese Erklärung; die Gehälter, die in diese Gruppe fallen, weisen eine so große Streuung auf, daß diese durch den Zufall nicht mehr erklärt werden kann.

Die bildliche Darstellung der Alters-Einkommens-Profile mit den dazugehörigen Mutungsintervallen (s. Bilder 1 bis 10) beschränken wir auf den Bereich zwischen 30 und 60 Jahren, weil nur in diesem unser Material genügend viele Einzelfälle für die Regressionsrechnung bietet. Lediglich eine der Funktionen weist in dem hier betrachteten Bereich den Verlauf auf, der für die individuelle Einkommensentwicklung der meisten AT-Angestellten in der Zeit typisch sein dürfte, nämlich einen dauernden Anstieg des Gehaltes (Gruppe 15).

Die Gehälter aller anderen Gruppen weisen ein Maximum zwischen 49 und 55 Jahren auf, um dann mehr oder weniger steil wieder zu fallen. Diese Ergebnisse machen es — abgesehen von den oben genannten Gründen — völlig unmöglich, die Querschnitt- als Längsschnittanalyse zu interpretieren, weil die hier erfaßten AT-Angestellten, die, je älter sie werden, immer seltener die Firma wechseln, wohl so gut wie niemals bei demselben Arbeitgeber eine Verringerung ihres individuellen Gehaltes hinzunehmen brauchen. Wohl aber ist es durchaus möglich, daß jüngere AT-Angestellte ältere im Gehalt übertreffen, und zwar deshalb, weil sie in irgendwelchen der im Operator [3] genannten Variablen bessere Werte aufzuweisen haben als ihre älteren Konkurrenten. Zum Beispiel könnte man sich leicht vorstellen, daß die Ausbildung der älteren Akademiker gegenüber derjenigen der jüngeren veraltet ist; daß die Gesundheit der älteren Angestellten labiler ist als diejenige der jüngeren; daß die Leistungsmotivation der älteren schwächer ist als diejenige der jüngeren; daß aus allen diesen Gründen die jüngeren leistungsfähiger als die älteren sind und deshalb auch mehr verdienen. Nur in einer wachsenden Wirtschaft — dies als Nebenbemerkung — dürfte es möglich sein, die höhere Leistungsfähigkeit jüngerer Angestellter höher zu honorieren als die im Vergleich geringere Leistungsfähigkeit der älteren, ohne daß diese auf einen Zuwachs ihres Gehaltes verzichten müssen oder sogar absolut schlechter gestellt werden als in ihren früheren Jahren. Wenn die Verhältnisse so sind, wie wir vermuten, ist das ein Indiz für die Annehmbarkeit der weiter

oben aufgestellten These, daß die Frage nach dem limitationalen oder substitutionalen Einsatz hochqualifizierter Arbeitskräfte nicht besonders wichtig ist.

Der Verlauf der Funktionen spricht also nicht gegen die Zuverlässigkeit der Querschnittanalyse, wenn er auch ihre Interpretation als Längsschnittanalyse völlig desavouiert.

3. Studienerfolg und Berufserfolg

Wir prüfen zunächst, ob das Niveau der Ausbildung und der Studienerfolg auf einem bestimmten Ausbildungsniveau die Leistungsfähigkeit der Ausgebildeten im Beruf differenziert, ob also Hochschulabsolventen mit guten Noten eine höhere Leistungsfähigkeit im Beruf aufweisen als Hochschulabsolventen mit durchschnittlichen Noten, ob diese ihrerseits solche Angestellten übertreffen, die die nächst niedrigere Schulart mit guten Ergebnissen absolviert haben. Nur wenn dem so wäre, könnten wir davon reden, daß die Examenspraxis der Hochschulen einen Sinn hat und daß die Hochschulen überhaupt die Leistungsfähigkeit ihrer Absolventen steigern. Selbstverständlich können wir zu diesem Zweck nur Gruppen vergleichen, die sich außer in der Art der Ausbildung auch in ihrem Tätigkeitsbereich ähnlich sind. Wegen der erwähnten Synonymität zwischen Ausbildung und Beruf in unserer Stichprobe ist diese Bedingung erfüllt.

Die Bilder 11 bis 15 zeigen die Alters-Einkommens-Profile derjenigen Angestellten, die in Tätigkeit und Art der Ausbildung einander ähnlich sind, im Niveau der Ausbildung und im Studienerfolg sich aber unterscheiden. Auf den ersten Blick hat es den Anschein, als wenn nur bei den kaufmännischen Praktikern (Bild 15) die Noten, die sie auf der zuletzt besuchten Schule erhalten haben, das Gehalt nicht differenzierten: die Unterschiede im Jahreseinkommen zwischen der Gruppe mit den guten Zensuren und der Gruppe mit den durchschnittlichen Zensuren sind so gering, daß sie ohne weiteres als bedeutungslos vernachlässigt werden können. Das läßt sich ohne Schwierigkeiten dadurch erklären, daß für diese AT-Angestellten die Schule keine berufsvorbereitende Funktion hatte und ihre Noten deshalb, wenn sie überhaupt etwas anderes gemessen haben als das unterschiedliche Wohlwollen der Lehrer für ihre Schüler, auch den Berufserfolg nicht prognostizieren können.

Bei den verschiedenen Akademikerguppen jedoch werden die Gehaltsunterschiede zwischen denen, die ihr Studium mit hervorragendem Erfolg abgeschlossen haben, und denjenigen, denen die Hochschulen nur durchschnittliche Noten erteilt haben, zunächst immer größer, je älter die untersuchten Personen sind, bis sie schließlich

bei den 45- bis 55jährigen ihre maximale Größe erreichen. Dasselbe gilt für die Einkommensdifferenzen zwischen den Akademikern mit durchschnittlichen Noten und den Absolventen der nächst niedrigeren Ausbildungsstufe. Diese Ergebnisse stimmen mit denen einer früheren Untersuchung (34) überein; sie scheinen die Hypothese zu bestätigen, daß die Noten der Hochschule die Leistungsfähigkeit der Ausgebildeten im Beruf prognostizieren können und daß eine Hochschulausbildung insgesamt die Leistungsfähigkeit der Ausgebildeten erhöht. Daß die Differenzierung erst mit wachsendem Alter einsetzt, läßt sich sehr schön dadurch erklären, daß die potentielle Leistungsfähigkeit der besser Ausgebildeten zu ihrer Entfaltung der Berufserfahrung bedarf. Die höhere Leistungsfähigkeit der besser Benoteten würde ihnen dann zu einem steileren Aufstieg verhelfen, der sich in einem höheren Gehalt dokumentiert.

Wenn wir jedoch die Zufallsabweichungen, die in den Bildern 1 bis 10 dargestellt sind, in die Betrachtung einbeziehen, bleiben nur noch wenige Gehaltsdifferenzen bestehen:

- nur die Einkommensunterschiede zwischen den Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlern und Juristen mit durchschnittlichem Examen (und natürlich auch die Abstände zwischen diesen Akademikern mit gutem Examen) einerseits und den kaufmännischen Praktikern mit guter Durchschnittsnote andererseits;
- die Einkommensunterschiede zwischen den Naturwissenschaftlern und Diplom-Ingenieuren mit gutem Studienerfolg einerseits, den Ingenieuren mit mittelmäßigen Noten andererseits

können nicht durch den Zufall erklärt werden. Alle anderen Gehaltsdifferenzen jedoch sind nur zufällig zustande gekommen:

- die Unterschiede zwischen den Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlern mit gutem und denjenigen mit mittelmäßigem Examen,
- die Unterschiede zwischen den Juristen mit gutem und denjenigen mit mittelmäßigem Examen,
- die Unterschiede zwischen den Diplom-Ingenieuren und Naturwissenschaftlern mit gutem und denjenigen mit mittelmäßigem Examen,
- die Unterschiede zwischen den Diplom-Ingenieuren und Naturwissenschaftlern mit mittelmäßigem und den Ingenieuren mit ebenfalls mittelmäßigem Examen

liegen im Bereich des Zufallsfehlers und sind deshalb bedeutungslos. Dadurch werden die Ergebnisse unserer früheren Untersuchung (35) teilweise korrigiert, in der die Gehaltsunter-

schiede zwischen Akademikern mit verschiedenem Studienerfolg als signifikant erschienen; die daraus abgeleiteten Folgerungen sind heute nicht mehr zu halten.

Natürlich kann das Ergebnis dadurch verursacht worden sein, daß unsere Stichprobe verzerrt ist; von den Ingenieuren konnte sie überhaupt nur die erfassen, denen der Aufstieg unter die AT-Angestellten gelungen ist, während die Akademiker von vornherein in den meisten Unternehmungen zu ihnen gehören; deshalb werden für die von uns erfaßten Ingenieure höhere Gehälter ausgewiesen, als sie der Durchschnitt aller Ingenieure aufweisen dürfte. Wenn wir diese Bedenken aber vergessen, dann könnten wir folgende Hypothese zur Erklärung unserer Ergebnisse konstruieren: Die Benotung auf den Hoch- und Höheren Fachschulen ist im großen und ganzen bedeutungslos, da sie die Unterschiede in der Leistungsfähigkeit der Geprüften nicht erfassen kann. Die Niveauunterschiede zwischen den Hochschulen und Höheren Fachschulen sind so gering, daß sie in eine Gesamthochschule integriert werden sollten. Natürlich ruht dieses Argument deshalb auf etwas schwachen Füßen, weil wir die besonders erfolgreichen Ingenieure (die nämlich AT-Angestellte geworden sind, ohne daß wir wissen, wie groß ihr Anteil an allen Ingenieuren in Wirtschaftsunternehmen ist) mit sämtlichen Diplom-Ingenieuren vergleichen. Andererseits kann man nicht ausschließen, daß die Akademiker ohne Rücksicht auf ihre Leistungsfähigkeit nur aufgrund ihres Universitätszeugnisses sämtlich AT-Angestellte werden. Diese Ungleichheit der Startchancen wäre am bequemsten durch eine differenzierte Gesamthochschule (für die selbstverständlich andere Gründe viel stärker sprechen) zu beseitigen.

Die Leistungsunterschiede zwischen den akademisch und den nicht akademisch ausgebildeten Angestellten im kaufmännischen Bereich der Unternehmen treten deshalb auf, weil der Niveauunterschied zwischen den Hochschulen und den Institutionen, welche die Praktiker besuchen konnten, gewaltig ist. Die bildungspolitische Konsequenz ist klar: diese Kluft müßte durch eine Ausdehnung der akademischen kaufmännischen Ausbildung zum Verschwinden gebracht werden.

4. Die Marktlage der verschiedenen Ausbildungsrichtungen

Wenn wir annehmen, daß die individuelle Leistungsfähigkeit der wirtschaftlichen Führungskräfte durch eine Ausbildung auf dem gleichen Niveau in gleicher Weise gesteigert wird, sofern nur der Studienerfolg vergleichbar ist, wenn wir weiter annehmen, daß das Gehalt der von uns untersuchten Angestellten außer durch ihre Leistungsfähigkeit nur noch durch die relative

Knappheit ihrer Ausbildungsrichtung beeinflusst wird, und zwar in der Weise, daß das erzielbare Einkommen kontinuierlich abnimmt, je größer die Zahl der auf bestimmte Weise Ausgebildeten im Verhältnis zur Nachfrage ist (36), dann können wir Gehaltsvergleiche dazu benutzen, die Marktlage der verschiedenen Ausbildungsrichtungen abzuschätzen.

Wir beschränken den Vergleich auf die akademisch ausgebildeten Angestellten mit überdurchschnittlich guten Noten. Bild 16 zeigt die Einkommens-Alters-Profile der betreffenden Gruppen. Die Gehaltsskala wird von den Juristen angeführt, dann folgen mit geringem Abstand die Wirtschafts- und Sozialwissenschaftler. Die dritte und vierte Stelle nehmen die Diplom-Ingenieure und die Naturwissenschaftler ein; auch der Einkommensunterschied zwischen diesen beiden Gruppen ist gering.

Wenn wir die Zufallsabweichungen in Rechnung stellen (s. dazu die Bilder 1, 3, 5 und 7), dann ergibt sich folgendes: weder die Gehaltsdifferenzen zwischen den Juristen und Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlern noch die Gehaltsdifferenzen zwischen den Diplom-Ingenieuren und den Naturwissenschaftlern sind bedeutungsvoll, denn sie liegen im Bereich des Zufallsfehlers. Der Gehaltsbereich zwischen den Juristen und Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlern einerseits und den Diplom-Ingenieuren und Naturwissenschaftlern andererseits wird jedoch vom Zufall nicht mehr abgedeckt: Kaufmännische Führungskräfte mit guter akademischer Ausbildung verdienen signifikant mehr als technische Führungskräfte mit einem ebenfalls hervorragend abgeschlossenen akademischen Studium, und zwar im Altersbereich von etwa 40 Jahren aufwärts. Die Unterschiede im Jahresgehalt sind beträchtlich, sie erreichen eine maximale Größe von knapp 20 000 DM (Differenz zwischen den etwa 50jährigen Juristen und Naturwissenschaftlern).

Wer die zu Beginn dieses Abschnittes genannten Hypothesen akzeptiert, dem zeigen diese Zahlen, daß die relative Knappheit von akademisch ausgebildeten kaufmännischen Führungskräften erheblich größer ist als die von akademisch ausgebildeten technischen Führungskräften. Wenn man dieses Problem auf anderem Wege analysiert, indem man nämlich den Anteil der Akademiker an allen kaufmännischen AT-Angestellten mit dem Anteil der Akademiker an allen technischen AT-Angestellten vergleicht, kommt man zu demselben Ergebnis (37).

Die Befürchtung, daß die Ausdehnung des wirtschaftswissenschaftlichen Studiums ein akademisches Proletariat in Westdeutschland produzieren werde, dürfte der Unkenntnis der Marktsituation entspringen; durch die tatsächlichen Verhältnisse wird sie keineswegs gestützt.

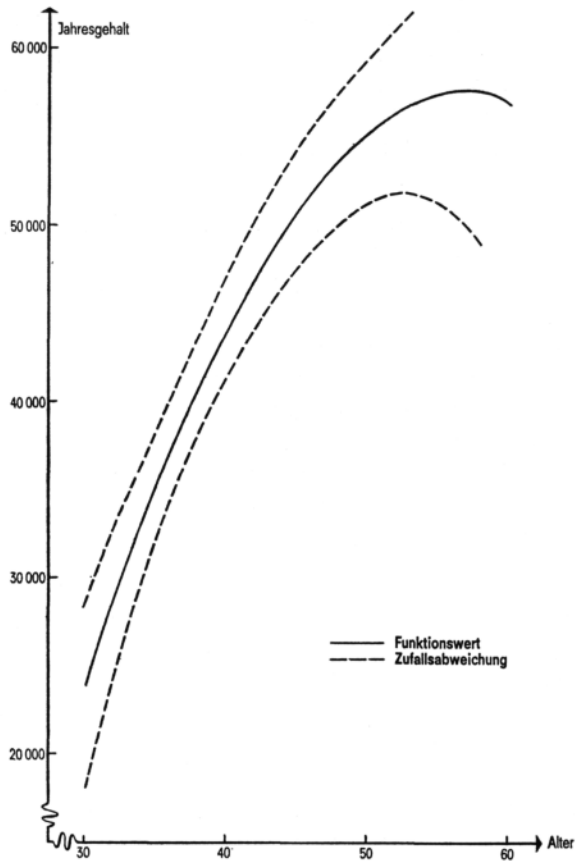


Bild 1: Alter und Gehalt bei der Gruppe 1 (WiSo mit Noten 1 oder 2)

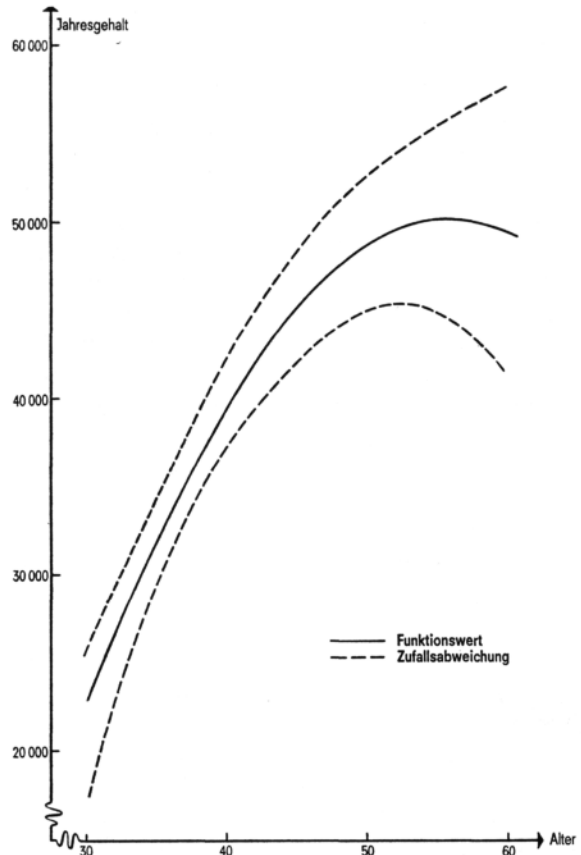


Bild 2: Alter und Gehalt bei der Gruppe 2 (WiSo mit Noten 3 oder 4)

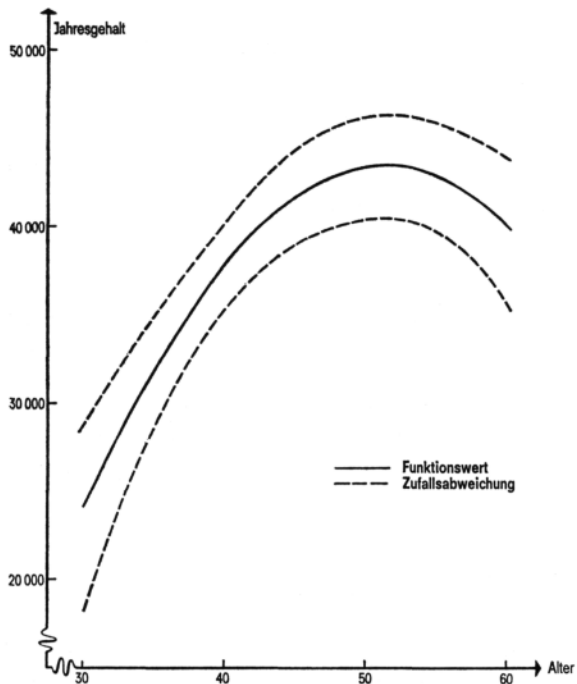


Bild 3: Alter und Gehalt bei der Gruppe 3 (Math.-Nat. mit Noten 1 oder 2)

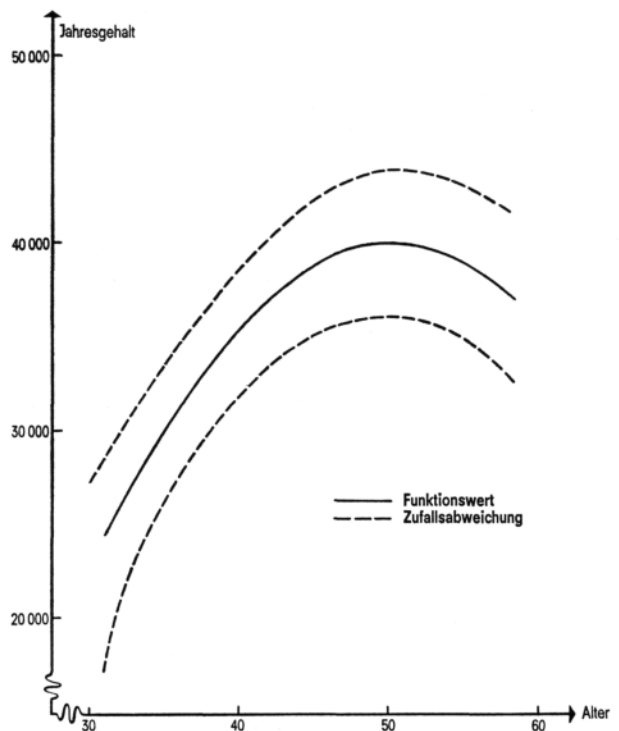


Bild 4: Alter und Gehalt bei der Gruppe 4 (Math.-Nat. und Dipl.-Ing. mit Noten 3 oder 4)

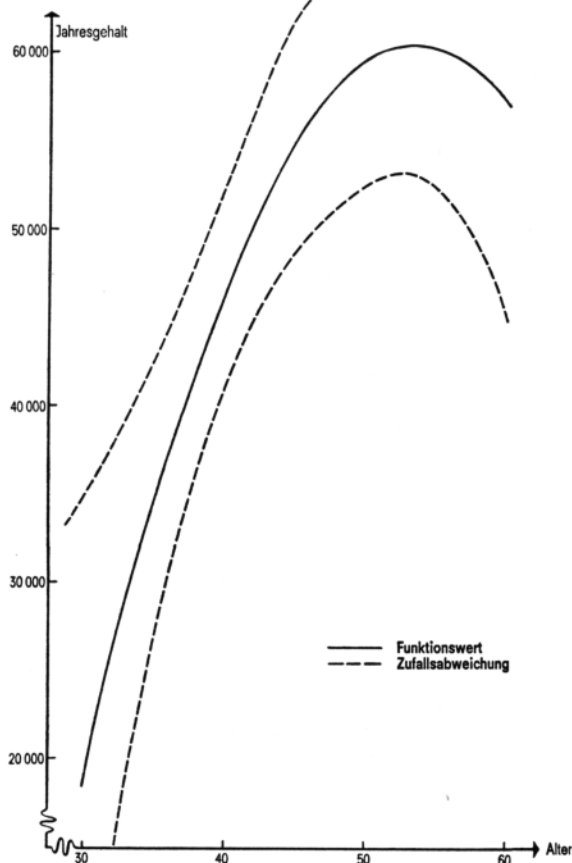


Bild 5: Alter und Gehalt bei der Gruppe 5 (Juristen mit Noten 1 bis 3)

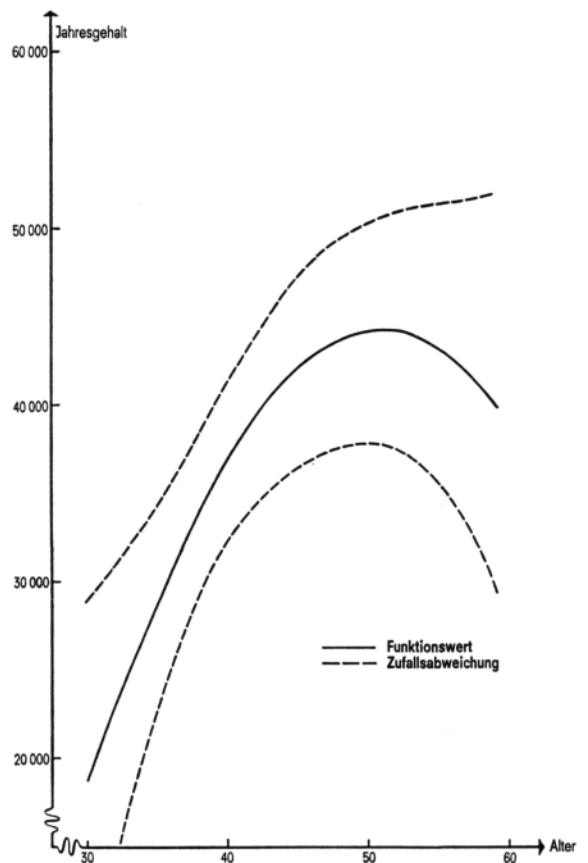


Bild 6: Alter und Gehalt bei der Gruppe 6 (Juristen mit Note 4)

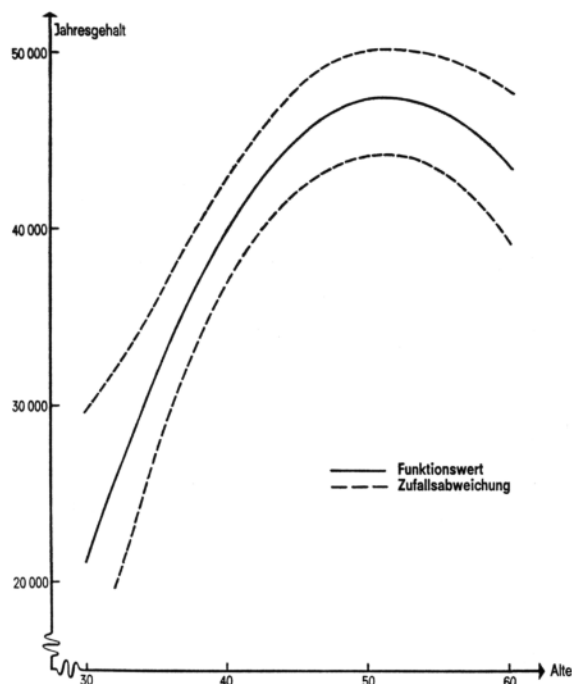


Bild 7: Alter und Gehalt bei der Gruppe 7 (Dipl.-Ing. mit Noten 1 oder 2)

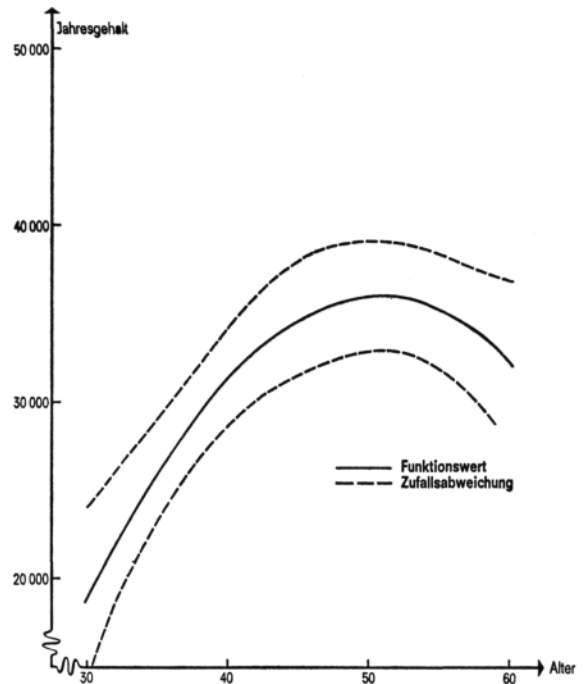


Bild 8: Alter und Gehalt bei der Gruppe 10 (Ingenieure mit Noten 3 oder 4)

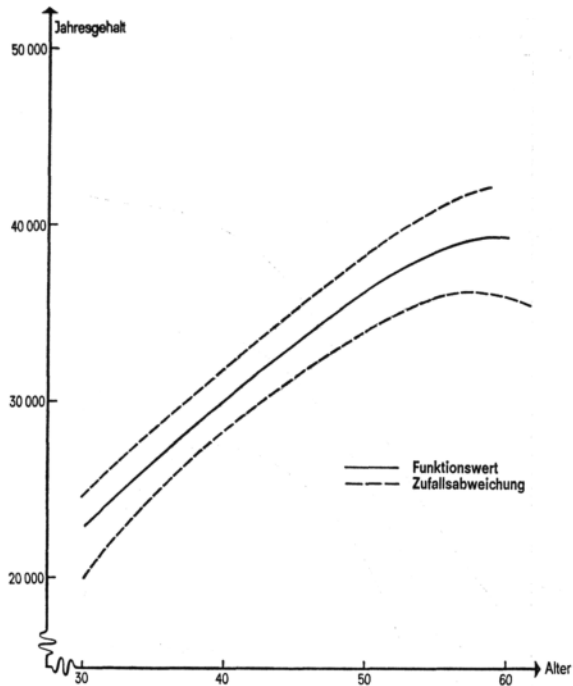


Bild 9: Alter und Gehalt bei der Gruppe 15
(Kaufmännische Praktiker mit Noten 1 bis 2,5)

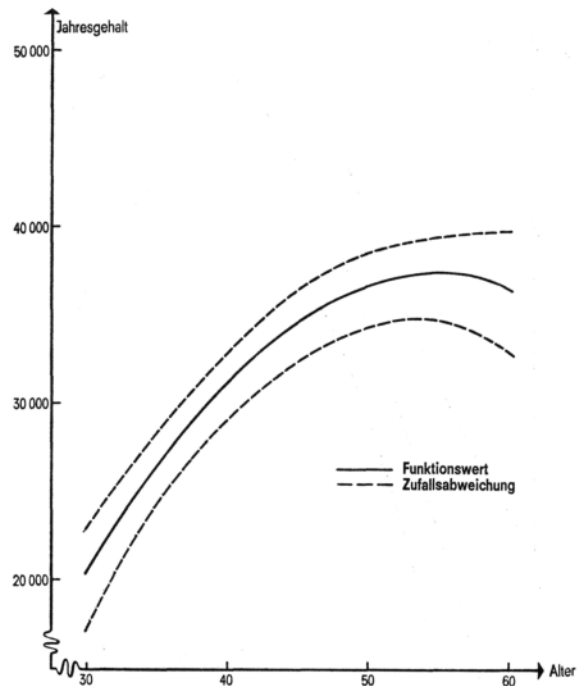


Bild 10: Alter und Gehalt bei der Gruppe 16
(Kaufm. Praktiker mit Noten 2,6 und schlechter)

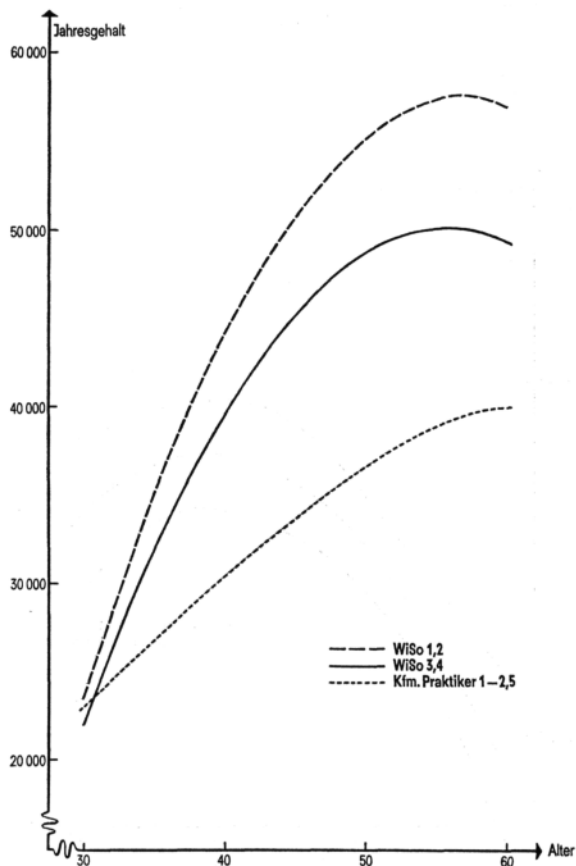


Bild 11: Alter und Gehalt bei den Gruppen 1, 2 und 15

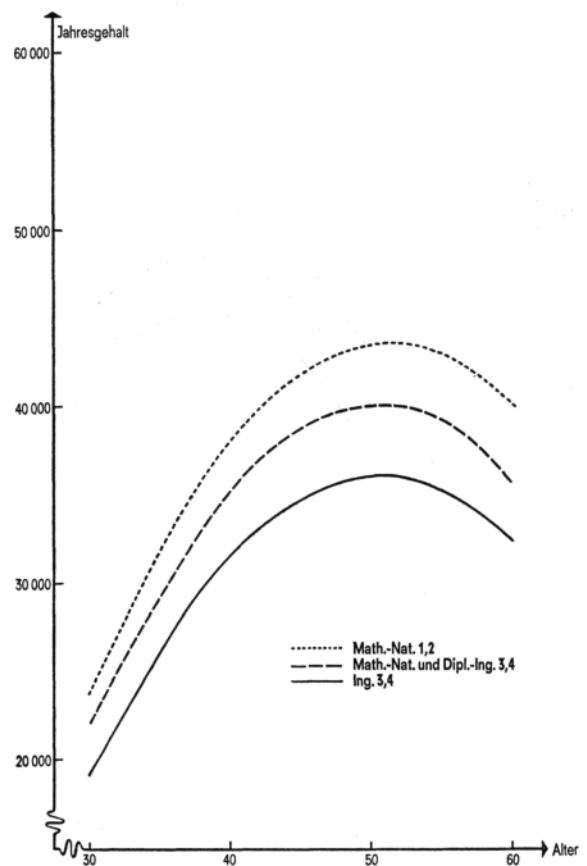


Bild 12: Alter und Gehalt bei den Gruppen 3, 4 und 10

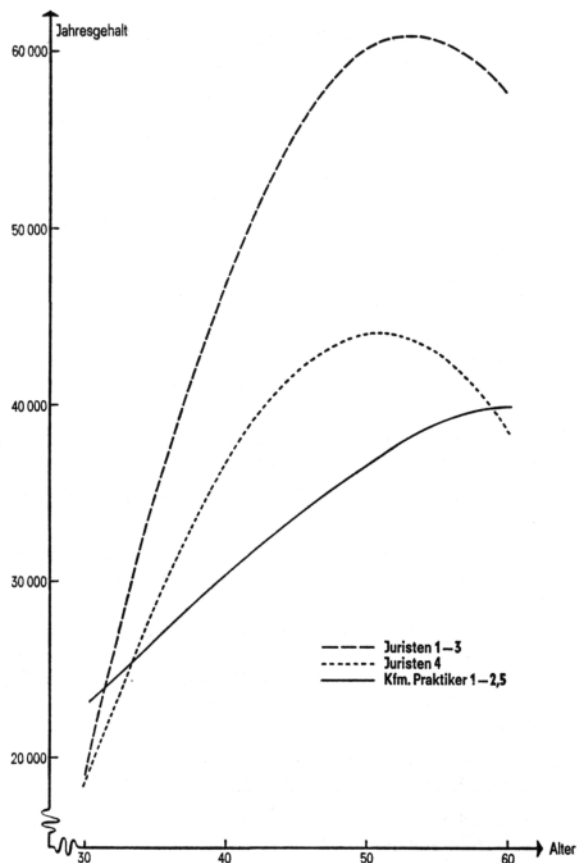


Bild 13: Alter und Gehalt bei den Gruppen 5, 6 und 15

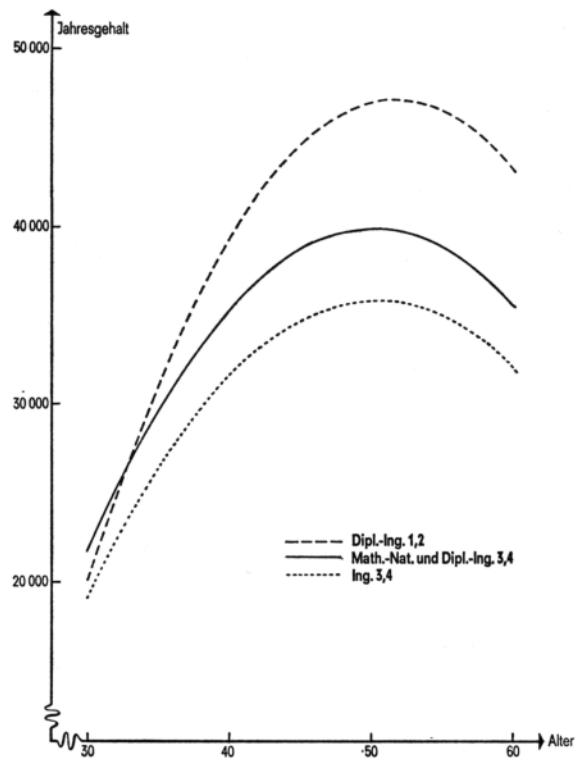


Bild 14: Alter und Gehalt bei den Gruppen 4, 7 und 10

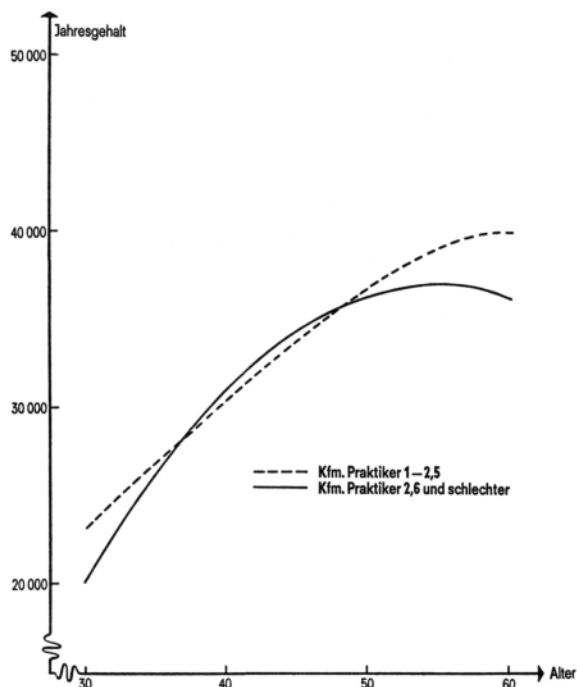


Bild 15: Alter und Gehalt bei den Gruppen 15 und 16

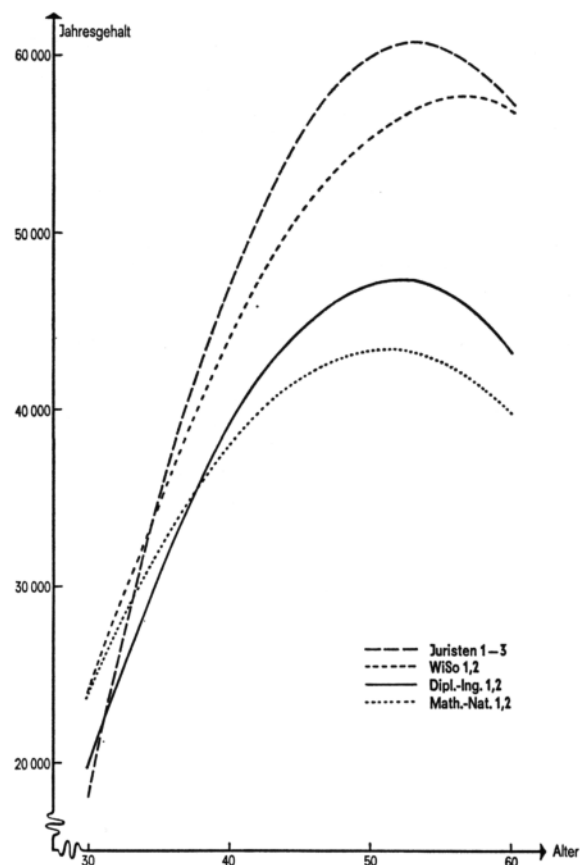


Bild 16: Alter und Gehalt bei den Gruppen 1, 3, 5 und 7

Anmerkungen und Literaturhinweise

- (1) Zur Methode der Investitionsrechnung vgl. E. *Schneider*: Wirtschaftlichkeitsrechnung. Theorie der Investition. Tübingen/Zürich 1966 und die dort zitierte Literatur.
- (2) Zur Problematik dieser Methode s. E. Gutenberg; Grundlagen der Betriebswirtschaftslehre. Dritter Band: Die Finanzen, Berlin/Heidelberg/New York 1969, S. 348—354.
- (3) Zur Cost-Benefit-Analysis allgemein vgl. T. A. *Goldman* (Hrsg.): Cost-Effectiveness Analysis. New Approaches in Decision-Making (Washington Operations Research Council) New York/Washington/London 1967.
- (4) J. Stohler: Zur Methode und Technik der Cost-Benefit-Analyse, in: *Kyklos* 20 (1967), S. 218—245.
- (5) K. *Billerbeck*: Kosten-Ertrags-Analyse. Ein Instrument zur Rationalisierung der administrierten Allokation bei Bildungs- und Gesundheitsinvestitionen, Berlin 1968.
- (6) M. *Blaug*: Approaches to Educational Planning, in: *The Economic Journal* 57 (1967), S. 262—287.
- (7) Derselbe: The Rate of Return on Investment in Education in Great Britain, in: *The Manchester School of Economic and Social Studies* 33 (1965), S. 205—251.
- (8) H. *Berg*: ökonomische Grundlagen der Bildungsplanung, Berlin 1965, S. 65—94.
- (9) A. *Hegelheimer*: Bildungsökonomie und Bildungsplanung, in: *Konjunkturpolitik. Zeitschrift für angewandte Konjunkturforschung* 14 (1968), S. 11—40 und S. 93—133, hier S. 94—103.
- Erheblich seltener als die Wiederholung vorgenommener Untersuchungen sind originäre Untersuchungen über den Zusammenhang von Ausbildung und Einkommen selber, ohne Rücksicht, ob sie eine Wirtschaftlichkeitsrechnung durchführen oder nicht:
- (10) G. *Brinkmann*: Berufsausbildung und Arbeitseinkommen, Berlin 1967.
- (11) H. *Kullmer und W. Krug*: Beziehung zwischen beruflicher Ausbildung und Nettoeinkommen, in: *Wirtschaft und Statistik* 1967, S. 252—261.
- (12) D. *Henderson-Stewart*: Appendix (zu M. *Blaug*: The Rate of Return on Investment in Education in Great Britain, in: *The Manchester School of Economic and Social Studies* 33 [1965], S. 205—251); Estimate of the Rate of Return to Education in Great Britain, in: *The Manchester School of Economic and Social Studies* 33 (1965), S. 252—261.
- (13) J. *Morgan* and M. *David*: Education and Income, in: *The Quarterly Journal of Economics* 77 (1963), S. 423—437.
- (14) S. J. *Hunt*: Income Determinants for College Graduates and the Return to Educational Investment, in: *Yale Economic Essays* 3 (1963), S. 304-357.
- (15) W. L. *Hansen*: Total and Private Rates of Return to Investment in Schooling, in: *The Journal of Political Economy* 71 (1963), S. 128—140.
- (16) H. P. *Miller*: Income and Education: Does Education pay off?, in: S. J. *Mushkin* (Hrsg.): *Economics of Higher Education*, Washington 1962, S. 129—145.
- (17) G. S. *Becker*: Underinvestment in College Education?, in: *American Economic Review* 50 (1960), S. 346—354.
- (18) In Anlehnung an G. *Brinkmann*: Berufsausbildung und Arbeitseinkommen, Berlin 1967, S. 26—37.
- (19) Das bekannteste Beispiel dafür dürfte sein: E. F. *Denison*: *The Sources of Economic Growth in the United States and the Alternatives before us*, New York 1962, S. 67—70.
- (20) So T. *Morgan* and M. *David*: Education and Income, loc. cit. Diese beiden Autoren weisen ausdrücklich darauf hin, daß die Bedingung für die Anwendung der von ihnen benutzten Regressionsmethoden nicht erfüllt ist.
- (21) S. dazu M. *Blaug*: Approaches to Educational Planning, in: *The Economic Journal* 57 (1967), S. 262—287, hier S. 271—287.
- (22) H. *Riese*: Theorie der Bildungsplanung und Struktur des Bildungswesens, in: *Konjunkturpolitik* 14 (1968), S. 261—290, der Thesen *Blaugs* aus dem eben genannten Artikel noch einmal darlegt.
- (23) M. *Blaug*: Approaches to Educational Planning, in: *The Economic Journal* 57 (1967), S. 262—287, hier S. 273—276.
- (24) Vgl. dazu K. *Billerbeck*: Kosten-Ertrags-Analyse, Berlin 1968, S. 135 f.
- (25) R. S. *Eckaus*: Investment in Human Capital: A Comment, in: *The Journal of Political Economy* 71 (1963), S. 501—504, hier S. 504.
- (26) S. dazu K. *Billerbeck*: Kosten-Ertrags-Analyse. Ein Instrument zur Rationalisierung der administrativen Allokation bei Bildungs- und Gesundheitsinvestitionen, Berlin 1968, S. 34, und die dort angegebene Literatur sowie S. 84—91.
- (27) Ebenda, S. 35.
- (28) S. *Merret*: The Rate of Return to Education: A Critique, in: *Oxford Economic Papers* 18 (1966), S. 289—303.
- (29) G. *Brinkmann*: Arbeitsanforderungen und Bildungsplanung, in: „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“, Heft 1, 3. Jg. 1970, S. 45 ff.
- (30) Das Programm ist von Herrn Dipl.-Math. *Lehmann* geschrieben worden. Herr Dipl.-Volkswirt *Garding* und Herr cand. rer. pol. *Eitermann* haben die umfangreichen Programme der Gruppenbildung erstellt. Ich danke ihnen auch an dieser Stelle sehr herzlich.
- (31) Der verwendete F-Test ist beschrieben bei K. W. *Smillie*: *An Introduction to Regression and Correlation*, Toronto/London 1966, S. 12, und bei D. *Morgenstern*: Einführung in die Wahrscheinlichkeitsrechnung und mathematische Statistik, Berlin/Göttingen/Heidelberg 1964, S. 199 ff.
- (32) Der hier verwendete F-Test ist beschrieben bei K. W. *Smillie*; a. a. O., S. 47 ff.
- (33) Die Berechnung des Mutungsintervalles erfolgte nach D. *Morgenstern*; a. a. O., S. 188 ff.
- (34) G. *Brinkmann*: Berufsausbildung und Arbeitseinkommen, Berlin 1967.
- (35) G. *Brinkmann*: a. a. O.
- (36) S. dazu in Abschnitt 1.2 die Bemerkungen über die These der Substituierbarkeit.
- (37) G. *Brinkmann*: Die Ausbildung von Führungskräften für die Wirtschaft, Köln 1967, S. 26—47 und S. 137—142.