

## Diffusion der Umsätze als Maßstab für die Dynamik einer Branche

*Vor einigen Jahren wurde festgestellt, daß die Kurswerte eines gegebenen Bündels von Aktien immer mehr auseinanderstreben, mit anderen Worten, daß die Streuung der Kurse mit der Zeit steigt. Im folgenden Aufsatz wird gezeigt, daß für die Umsätze der Unternehmungen einer Branche in Industrie und Handel ähnliches gilt: Sie streben immer mehr auseinander. Das Ausmaß der jährlichen Zunahme der Streuung läßt sich messen, und es wird im folgenden als ein Maß der Dynamik einer Branche interpretiert.*

### Allgemeines

Aus einigen Verlaufsdaten in Industrie und Handel ergibt sich, daß die Umsätze einer konstanten Stichprobe von Unternehmungen im Laufe der Jahre mehr und mehr auseinanderstreben. Die Varianz der Umsätze einer genügend großen Anzahl von identischen Unternehmungen einer Branche nimmt Jahr für Jahr zu. Für die folgenden Berechnungen sind die Umsätze logarithmisch gemessen, um dem exponentiellen Trend der allgemeinen Umsatzentwicklung Rechnung zu tragen.

Die Erscheinung erinnert an die Diffusion in der Physik, z. B. die Diffusion der Wärme in einem Medium, Diffusion der Moleküle in einer Flüssigkeit usw. Bekannt ist die sogenannte *Brown'sche* Bewegung: feiner Staub, in einen Tropfen Flüssigkeit gebracht, unterliegt unregelmäßigen zackigen Bewegungen, die im Resultat zu einer zunehmenden Zerstreung des Staubes führen. Diese Zerstreung oder Diffusion beruht darauf, daß die Moleküle einander — und die feinen Staubteilchen — anstoßen und durch dieses gegenseitige „Anrempeln“ immer weiter auseinander geraten.

Verfolgt man die Analogie zur Physik, so kommt man zu der Vermutung, daß die Diffusion der Umsätze in einer Branche ein Ausdruck des Konkurrenzkampfes ist. Wäre der Absatz der Branche durch ein Quotenkartell geregelt, dann könnte keine Diffusion stattfinden. Das unterschiedliche Wachstum resultiert aus dem Kampf um die Märkte.

Dabei muß der Konkurrenzkampf im weiteren Sinn verstanden werden. Oft bieten die Mitglieder einer Branche verschiedene Erzeugnisse an; man könnte sagen, daß sie gerade durch die Differenzierung ihrer Erzeugnisse konkurrieren, und je nach Erfolg einen größeren oder geringeren Teil der effektiven Nachfrage abschöpfen.

Der „Konkurrenzkampf“ setzt auch nicht notwendigerweise aktive Konkurrenzmanöver der Unternehmer voraus; so wird die Sperre einer Geschäftsstraße aus verkehrstechnischen Gründen eine Verstärkung der Konkurrenz im obigen Sinn bedeuten, weil sie einigen Firmen Schaden zufügt und andere daraus Vorteile ziehen.

Das Ausmaß oder die Heftigkeit des Konkurrenzkampfes wird in hohem Maß durch technische und organisatorische Neuerungen bestimmt. Eine effizientere neue Methode wird nämlich zunächst nur von einem Teil der Unternehmer — den *Schumpeter'schen* Pionieren — angewendet, so daß eine Differenzierung der Umsatzschicksale durch die betreffende Innovation eintritt, die solange dauert als nicht alle die neue Methode angenommen haben. Bei einem ständigen Strom von Innovationen hält der Anstoß zu fortwährender Diffusion der Umsatzschicksale dauernd an. Man kann daher die jährliche Zunahme der Varianz der Umsätze als ein Maß der Dynamik einer Branche ansehen.

### Das mathematische Modell der Irrfahrt und seine Interpretation

Die vorstehende Darstellung ist sinnvoll, wenn man annehmen kann, daß die Bewegung der Umsätze eines konstanten samples von Unternehmungen einer Branche einer Irrfahrt entspricht. Das Modell der Irrfahrt setzt voraus, daß der Umsatz einer Firma (wir setzen im folgenden immer voraus, daß er logarithmisch gemessen ist, ohne das besonders zu erwähnen) in einem bestimmten Zeitabschnitt, sagen wir etwa einem Jahr, sich aus zwei Bestimmungsgründen hinreichend erklären läßt, nämlich dem Umsatz des vorangegangenen Jahres und einer zufälligen Größe (dem Umsatzzuwachs), deren Wahrscheinlichkeitsverteilung im Laufe der Jahre konstant bleibt oder sich nur langsam ändert. Der Umsatzzuwachs, mit anderen Worten, ergibt sich so zufällig, als ob er

durch einen Zufallsmechanismus, wie das Spielen mit Würfeln, das Werfen von Münzen oder Ziehen von Losen bestimmt worden wäre. Diese Vorstellung erscheint zunächst schockierend, weil sie die Unterschiede zwischen den Unternehmungen einer Branche (etwa die Qualität des Managements) anscheinend ignoriert oder — wenn wir das Modell nur als annähernd gültig ansehen — zumindest bagatellisiert. Man darf sich durch solche Betrachtungen jedoch nicht davon abhalten lassen, die Eignung des Irrfahrtsmodells für die Erklärung bestimmter ökonomischer Erfahrungen zur Diskussion zu stellen, zumal den Einwänden möglicherweise durch Verfeinerung noch Rechnung getragen werden kann.

Das Irrfahrtsmodell ist in der Ökonomie zuerst auf die Bewegung der Aktienkurse angewendet worden<sup>1)</sup>. Durch Spektralanalyse einiger relativ langer Zeitreihen von Aktienkursen haben *Godefroy, Granger* und *Morgenstern* festgestellt, daß die Autokorrelation dieser Zeitreihen (nach Ausschaltung eines Trends) gering ist, daß also jeder Wert nur von dem unmittelbar vorangegangenen und einer Zufallsvariablen abhängt. Mit anderen Worten, die Aktienkurse führen anscheinend eine Irrfahrt durch. Die Zunahme der Varianz wird hier nicht unmittelbar beobachtet, da nicht einzelne Aktienkurse, sondern der Durchschnittspreis eines Bündels das Material der Analyse bildet, sie wird vielmehr indirekt aus dem Verhalten der Zeitreihen erschlossen.

Eine ähnliche Methode, wie sie die obigen Autoren für die Analyse des Aktienmarktes benutzten, ist auf den meisten anderen Gebieten der Ökonomie wohl nicht anwendbar. Für die Aktienkurse stehen wöchentliche, ja tägliche Daten zur Verfügung, und damit Zeitreihen genügender Länge, um eine Spektralanalyse mit Erfolg durchzuführen. Bei der Entwicklung der Umsätze aber ist das nicht der Fall. Wir müssen hier einen anderen Weg einschlagen und auf Grund von individuellen Daten für ein ausreichend großes sample von Unternehmungen feststellen, ob und um wieviel die Varianz der Umsätze jedes Jahr zunimmt. Nimmt sie zu, dann besteht die Vermutung, daß die Annahme der Irrfahrt annähernd zutrifft.

Algebraisch läßt sich das Modell wie folgt darstellen (näheres dazu siehe Anhang, S. 62): Nennen wir den Logarithmus des Umsatzes einer Unternehmung im Jahre  $t$   $X_t$ , dann bedeutet die Irrfahrt, daß

$$X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

ist, wobei  $\varepsilon_t$  eine Zufallsvariable ist, die unabhängig

von  $X_{t-1}$  und von  $\varepsilon_{t-\tau}$  ( $\tau \neq 0$ ) ist. Wenn diese Gleichung gilt, dann muß — wie man durch wiederholtes Iterieren (Einsetzen in die Gleichung) sieht — der logarithmische Umsatz der Unternehmung aus der Summe einer großen Anzahl von unabhängigen Zufallsvariablen resultieren. Der Umsatz selbst wird dann logarithmisch normal verteilt sein, also mehr oder weniger schief, der logarithmische Umsatz dagegen wird normal verteilt sein mit dem arithmetischen Mittel  $m$  und der Varianz  $\sigma^2 t$  (wobei  $m$  und  $\sigma^2$  das Mittel und die Varianz von  $\varepsilon$  sind). Es ergibt sich also, daß die Varianz des logarithmischen Umsatzes linear mit der Zeit steigt, was mit den früher erwähnten Beobachtungen zu vereinbaren ist (wenn man annehmen kann, daß das beobachtete sample von Unternehmungen voneinander unabhängige Realisierungen eines theoretischen Verlaufes darstellt).

Nun sind wir aber im allgemeinen in der Nationalökonomie gewohnt, anzunehmen, daß die Zeitreihen nicht dem Modell einer Irrfahrt, sondern vielmehr einem auto-regressiven Schema entsprechen, das in der folgenden Gleichung beschrieben wird:

$$X_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} a_{\tau} X_{t-\tau} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Das auto-regressive Schema bildet die Grundlage für die Erklärungen der Konjunkturschwankungen und überhaupt aller zyklischen Schwankungen (also auch etwa des Schweinezyklus usw.), die auf Grund einer Irrfahrt unerklärbar bleiben würden.

Nach diesem Schema treten die vergangenen Werte mit abgestuften Gewichten in die Bestimmung des gegenwärtigen Wertes ein. Durch Einsetzen kann man leicht sehen, daß die vergangenen Werte der Zufallsvariablen hier als gleitender Durchschnitt eintreten, und zwar in der Praxis mit rasch abnehmenden Gewichten für immer weiter zurückliegende Werte. Wir können also hier nicht die unbegrenzte Aufstapelung einer Zufallsvariablen erwarten, die für die Irrfahrt charakteristisch ist, damit aber auch nicht dieselbe starke Zunahme der Varianzen wie bei der Irrfahrt. Ist etwa der Einfluß des letzten Wertes  $a_1 = 0,9$  (statt, wie bei der Irrfahrt, eins), dann bekommen wir die Reihe

$$\varepsilon_t, 0,9\varepsilon_{t-1}, 0,81\varepsilon_{t-2}, 0,73\varepsilon_{t-3}, \dots$$

und für das zweite Moment

$$\varepsilon_t^2, 0,81\varepsilon_{t-1}^2, 0,65\varepsilon_{t-2}^2, \dots$$

wozu noch der Einfluß der früheren Jahre zu rechnen ist, der häufig negativ ist, allerdings in der Regel sehr rasch schwindet. Die Zunahme der Varianz eines konstanten samples ist also beim auto-regressiven Schema nicht sehr wahrscheinlich. Es ergibt sich daher aus dem empirischen Beobachtungsmaterial

<sup>1)</sup> Vgl. *P. H. Cootner (Ed.), The Random Character of Stock Market Prices, The MIT Press, 1964.* — *C. W. J. Granger, O. Morgenstern, Spectral Analysis of New York Market Prices, Kyklos 1963.* — *M. D. Godefroy, C. W. J. Granger, O. Morgenstern, The Random Walk Hypothesis of Stock Market Behaviour, Kyklos 1964.*

ein Dilemma: Die notorische Autokorrelation der Zeitreihen bzw. das Vorhandensein zyklischer Schwankungen zwingen uns zur Anerkennung des auto-regressiven Schemas, andererseits läßt sich die lineare Zunahme der Varianzen mit der Zeit am besten durch ein Irrfahrtsmodell erklären.

Eine vorläufige versuchsweise Erklärung könnte besagen, daß ein auto-regressives Schema, in dem  $a_1$ , das Gewicht der unmittelbaren Vergangenheit, sehr hoch ist, und die übrigen Gewichte rasch abfallen, vielleicht dem Irrfahrtsmodell ähnliche Wirkungen hat.

Mit dieser Erklärung sind allerdings nicht alle Schwierigkeiten beseitigt. Ein nicht unbeträchtlicher Einfluß der früheren Werte (also spürbare Autokorrelation) muß für viele ökonomische Reihen angenommen werden, weil es sonst keine zyklischen Bewegungen gäbe.

Die erwähnten Schwierigkeiten könnten vielleicht verschwinden, wenn wir annehmen dürfen, daß das auto-regressive Schema die mittlere Entwicklung der Branche beherrscht und das Irrfahrtsmodell die Abweichungen der Einzelunternehmen vom Mittelwert der Branche.

Die weiter unten wiedergegebenen Berechnungen sind einer solchen Interpretation von vornherein angepaßt, weil sie implizieren, daß sich die Irrfahrt auf die Abweichung von einem Branchentrend bezieht (siehe Anhang) Das Irrfahrtsmodell läßt somit die Bestimmung der Gesamtumsätze der Branche durchaus offen, die in Beziehung zu den Umsätzen anderer Branchen oder früherer Jahre stehen können, Beziehungen, die normalerweise das Hauptinteresse des Ökonomen bilden. Der Gegenstand des Irrfahrtsmodells ist das, was die Nationalökonomie meist als uninteressant beiseite schiebt, nämlich die zufälligen und individuellen Einflüsse, zu denen alles gehört, was wir nicht als erklärende Variable in das Modell einschließen. Dazu müssen wir allerdings auch die „konstitutionellen“ Faktoren der Unternehmung rechnen, die in Wirklichkeit über längere Zeit hinaus wirken (daß ein Unternehmen gut geführt ist, oder wenig verschuldet ist usw.). Die Einbeziehung dieser Konstitutionsfaktoren in die Zufallsmomente muß natürlich als eine stark vereinfachende Abstraktion betrachtet werden.

Ein wesentlicher Unterschied zwischen dem hier betrachteten Irrfahrtsmodell und den üblichen makro-ökonomischen Zeitreihen muß jedoch besonders betont werden. Unsere Berechnungen beziehen sich auf ein *konstantes* sample von Unternehmungen, es sind daher die im Lauf der Zeit neu hinzukommenden Unternehmungen ohne Einfluß darauf. Die laufende Neugründung von (in der Mehrzahl kleinen) Unternehmungen ist verantwortlich dafür, daß für die Gesamtmasse die Varianzen nicht ins Unermeßliche

steigen<sup>1)</sup> Es besteht schon aus diesem Grund ein Unterschied zwischen dem Verhalten der Gesamtumsätze einer Branche und dem hier behandelten Modell.

**Varianz der Umsätze in einzelnen Branchen der Industrie und des Einzelhandels**

Die Varianz der Umsätze in den einzelnen Branchen der Industrie wurde für ein gleichbleibendes sample von Unternehmungen für die Jahre 1965 bis 1969 nach den Angaben des Investitionstestes des Institutes für Wirtschaftsforschung berechnet. Genauer gesagt: Die Berechnung bezieht sich auf den Logarithmus der Umsätze und auf die Abweichung von seinem arithmetischen Mittel für die Branche

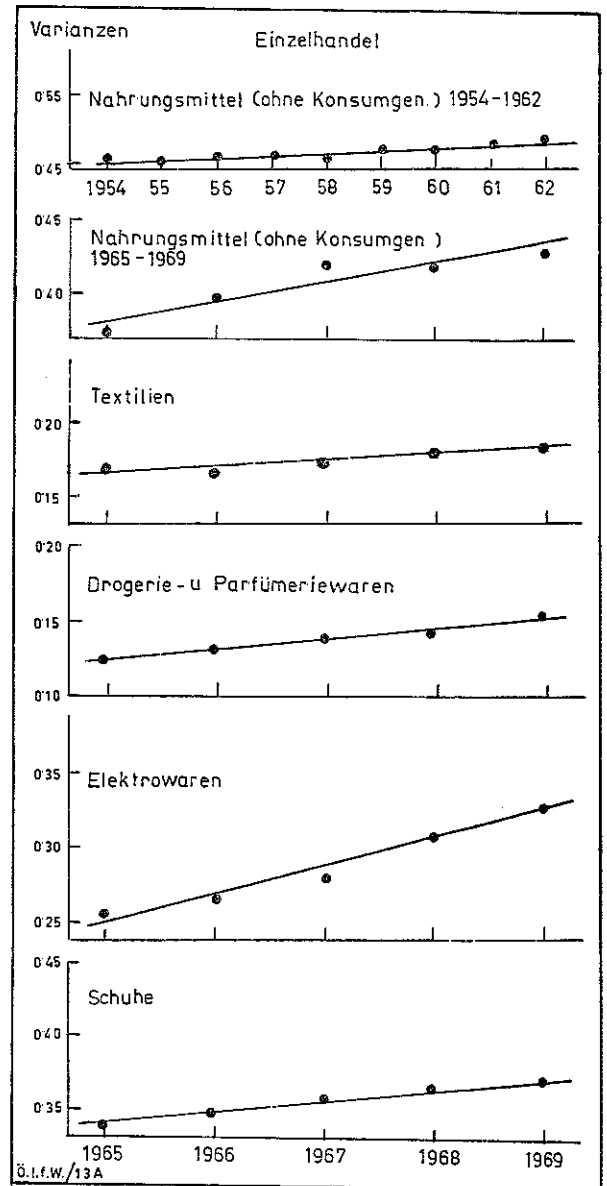
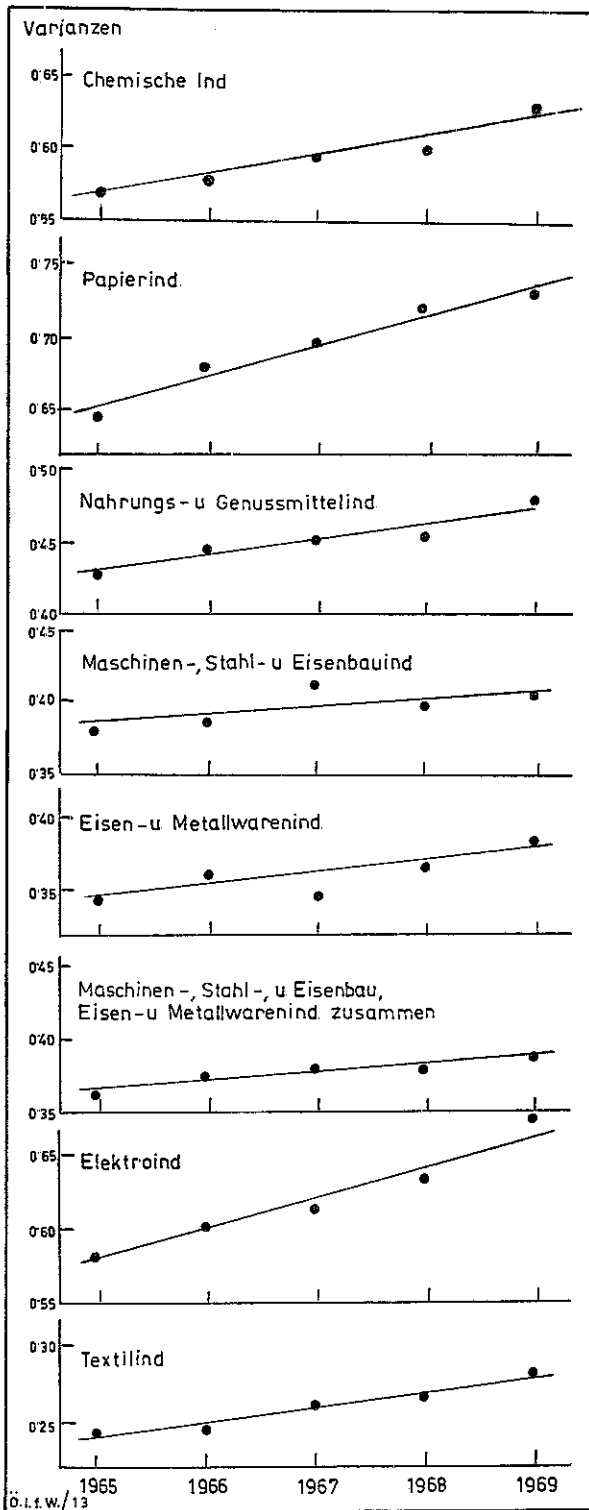
*Übersicht 1*

**Varianz der Umsätze in der Industrie und Regression der Varianz auf Zeit (1965 bis 1969)**  
( $n$  = Anzahl der Unternehmungen)

	Jahr	Varianz der logarithmischen Umsätze	$r$ = Korrelationskoeffizient $b$ = Regressionskoeffizient (Neigung) $a$ = Ordinatenabschnitt $s$ = Standardfehler
Chemie ( $n=86$ )	1	0 56930	$r=0$ 95535
	2	0 57875	$b=0$ 01398
	3	0 59353	$a=0$ 55183
	4	0 59740	$s=0$ 00775
	5	0 62989	
Papierherzeugung ( $n=30$ )	1	0 64556	$r=0$ 98232
	2	0 68003	$b=0$ 02039
	3	0 69544	$a=0$ 63290
	4	0 71956	$s=0$ 00683
	5	0 72873	
Nahrungsmittel ( $n=79$ )	1	0 42821	$r=0$ 96449
	2	0 44567	$b=0$ 01108
	3	0 45360	$a=0$ 41917
	4	0 45618	$s=0$ 00517
	5	0 47833	
Maschinen-, Stahl- und Eisenbau ( $n=75$ )	1	0 38279	$r=0$ 64606
	2	0 38731	$b=0$ 00527
	3	0 41487	$a=0$ 38150
	4	0 39746	$s=0$ 01171
	5	0 40405	
Eisen- und Metallwaren ( $n=81$ )	1	0 34538	$r=0$ 79829
	2	0 36325	$b=0$ 00614
	3	0 34921	$a=0$ 34134
	4	0 36650	$s=0$ 00844
	5	0 37446	
Maschinen-, Stahl- und Eisenbau Eisen- und Metallwaren zusammengekommen ( $n=156$ )	1	0 36336	$r=0$ 95185
	2	0 37481	$b=0$ 00566
	3	0 38076	$a=0$ 36070
	4	0 38073	$s=0$ 00316
	5	0 38868	
Elektroindustrie ( $n=44$ )	1	0 58058	$r=0$ 96277
	2	0 60955	$b=0$ 02094
	3	0 61091	$a=0$ 55885
	4	0 63450	$s=0$ 01064
	5	0 67281	
Textilindustrie ( $n=86$ )	1	0 24466	$r=0$ 98237
	2	0 24689	$b=0$ 00961
	3	0 26156	$a=0$ 23191
	4	0 26895	$s=0$ 00409
	5	0 28169	

<sup>1)</sup> Diese Erwägungen spielen eine entscheidende Rolle bei der Erklärung der sogenannten Pareto-Verteilung. Vgl. J. Steindl, Random Processes and the Growth of Firms. A study of the Pareto Law, London 1965.

Zunahme der Varianzen in Industrie und Einzelhandel



Varianzen der logarithmischen Umsätze einer Zahl von identischen Unternehmen in verschiedenen Branchen der Industrie und des Einzelhandels für eine Anzahl von Jahren (Zahlen in Übersicht 1 und 2).

Die Branchen mit weniger als 25 Betrieben scheiden aus der Betrachtung aus, weil bei ihnen kaum eine regelmäßige Entwicklung zu erwarten ist. Bei den verbleibenden 7 Branchen zeigt sich eine Zunahme der Varianz, gelegentlich allerdings mit starken Un-

regelmäßigkeiten. Das Ausmaß der Zunahme, die „Diffusionskonstante“, gemessen an dem Regressionskoeffizienten in der Regression „Varianz auf Zeit“, ist unterschiedlich. Akzeptiert man die Interpretation der Diffusionskonstante als eines Maßes der Dynamik, dann ergibt die Berechnung, daß die Elektroindustrie und die Papierindustrie mit etwa einer jährlichen Zunahme der Varianz um 0,02 die weitaus stärkste Dynamik aufweisen. Die chemische Industrie folgt mit 0,014. Nahrungsmittel und Textilien zeigen nur eine Zunahme der Varianz um rund 0,01, während sie

bei Maschinen, Stahl- und Eisenbau sowie Eisen- und Metallwaren gar nur um rund 0 005 wächst<sup>1)</sup>.

Die Regressionskoeffizienten und die Unterschiede zwischen ihnen sind statistisch signifikant (siehe Anhang), ausgenommen die Maschinenindustrie sowie die Eisen- und Metallwarenindustrie. Wenn man diese beiden letztgenannten Branchen jedoch zu einer einzigen zusammenlegt, ist der Regressionskoeffizient für diese kombinierte Branche sowie der Unterschied gegenüber den anderen Branchen signifikant.

Die Dynamik der Elektroindustrie beruht vermutlich auf dem Gegensatz zwischen den notleidenden Betrieben der verstaatlichten Industrie (darunter Starkstromindustrie) und den überaus rasch wachsenden ausländischen Betrieben auf dem Schwachstromsektor.

Die Dynamik der Papierindustrie, die früher einmal das bestorganisierte Quotenkartell der österreichischen Industrie hatte, ist ein Ausfluß der mehr oder minder großen und mehr oder minder gut überlegten Investitionstätigkeit, die durch den Marshallplan eingeleitet worden ist. Die Anwendung qualitativ überlegener und besonders holzsparender Methoden wie des Sulfatverfahrens und die erfolgreiche Umstellung von Rotationspapier auf feinere Papiere hat einigen Firmen Erfolg gebracht, während die Handpappenbetriebe ebenso wie eine Reihe anderer technisch veralteter Betriebe notleidend sind. Der Einfluß der ausländischen Verflechtungen hat bei der unterschiedlichen Entwicklung ebenfalls eine Rolle gespielt. Die den ausländischen Konzernen gehörenden Betriebe wachsen besonders rasch.

Das entscheidende Interesse der Berechnung liegt darin, daß nach dem vorliegenden Kriterium die Maschinenindustrie ebenso wie die Eisen- und Metallwarenindustrie die geringste Dynamik unter den 7 Branchen aufweist. Man müßte daraus schließen, daß die außerordentlichen Erfolge einer Reihe hochspezialisierter technisch fortschrittlicher Betriebe im Gesamtbild der Branche doch noch keine entscheidende Rolle spielen: Ein umwälzender Effekt des Vordringens innovationstüchtiger Firmen ist an den Varianzen nicht abzulesen.

Auch die chemische Industrie überrascht durch eine nur mittelmäßige Dynamik. Hier muß allerdings qua-

<sup>1)</sup> Zur Interpretation der Zahlen sei bemerkt, daß eine Zunahme der Varianz der logarithmischen Umsätze um 0 01 nicht dasselbe ist wie eine Wachstumsrate von ein Prozent für die Varianz der natürlichen Umsatzwerte (weil die Varianz der Logarithmen nicht dasselbe ist wie der Logarithmus der Varianz), sie mißt aber, grob gesprochen, etwas ähnliches (nämlich das Wachstum der Varianz der relativen Abweichungen vom geometrischen Mittel der Umsätze im natürlichen Maßstab).

lizierend hinzugefügt werden, daß im letzten betrachteten Jahr (1969) die Entwicklung der Varianz einen Knick nach aufwärts zeigt; die Daten eines einzigen Jahres bilden jedoch keine ausreichende Grundlage für Schlußfolgerungen.

Die mittelmäßige Dynamik von Nahrungsmitteln und Textilien überrascht weiter nicht.

Das geringe Material und die noch unerprobten Methoden erlauben es nicht, weitgehende Schlußfolgerungen zu ziehen. Es besteht jedoch der Eindruck, daß die Dynamik vieler Industriebranchen hauptsächlich auf die unterschiedliche Entwicklung ausländischer Konzerne und einheimischer Firmen zurückgeht. Die Auslandskonzerne sind in der Lage auf Grund von fertigen technischen Entwicklungen, fertigen Plänen und mit ausreichenden finanziellen Mitteln rasch große Kapazitäten herzustellen, während die österreichischen Betriebe, wenn sie das Stadium einer langwierigen technischen Entwicklung hinter sich gebracht haben, erfahrungsgemäß sehr bald auf Finanzierungs- und Organisationsschwierigkeiten stoßen, die ihrem weiteren Wachstum Grenzen setzen.

*Obersicht 2*

**Varianz der Umsätze im Einzelhandel und Regression der Varianz auf die Zeit**  
(n = Anzahl der Unternehmungen)

Jahr	Varianz der logarithmischen Umsätze	r = Korrelationskoeffizient b = Regressionskoeffizient (Neigung) a = Ordinatenabschnitt s = Standardfehler
Nahrungsmittel	1 0 87667	r = 0 92770
1954 bis 1962 (mit Konsumgenossenschaften) (n = 22)	2 0 87777	b = 0 00386
	3 0 88304	a = 0 86880
	4 0 87960	s = 0 00529
	5 0 87977	
	6 0 89247	
	7 0 89359	
	8 0 90242	
	9 0 90759	
1954 bis 1962 (ohne Konsumgenossenschaften) (n = 21)	1 0 45826	r = 0 90062
	2 0 45583	b = 0 00368
	3 0 46316	a = 0 44889
	4 0 45906	s = 0 00530
	5 0 45831	
	6 0 47112	
	7 0 47228	
	8 0 47947	
	9 0 48819	
1965 bis 1969 (mit Konsumgenossenschaften) (n = 65)	1 0 53860	r = 0 94730
	2 0 56450	b = 0 01512
	3 0 58857	a = 0 53157
	4 0 59298	s = 0 00931
	5 0 59994	
1965 bis 1969 (ohne Konsumgenossenschaften) (n = 64)	1 0 37389	r = 0 92648
	2 0 39994	b = 0 01363
	3 0 42268	a = 0 36924
	4 0 42419	s = 0 01015
	5 0 42991	

	Jahr	Varianz der loga- rithmischen Umsätze	r=Korrelations- koeffizient b=Regressionskoeffi- zient (Neigung) a=Ordinatenabschnitt s=Standardfehler
Textilien (n=105) 1961 bis 1969	1	0 14180	r=0 98482
	2	0 14671	b=0 00523
	3	0 15437	a=0 13791
	4	0 16171	s=0 00316
	5	0 16846	
	6	0 16599	
	7	0 17291	
	8	0 17827	
	9	0 18619	
1965 bis 1969	1	0 16846	r=0 93090
	2	0 16599	b=0 00477
	3	0 17291	a=0 16004
	4	0 17827	s=0 00447
	5	0 18619	
Drogerien und Parfümerien (n=47) 1958 bis 1969	1	0 10383	r=0 96610
	2	0 09973	b=0 00446
	3	0 10742	a=0 09362
	4	0 11181	s=0 00424
	5	0 12098	
	6	0 11632	
	7	0 11910	
	8	0 12290	
	9	0 13267	
	10	0 14025	
	11	0 14246	
	12	0 15361	
1965 bis 1969	1	0 12290	r=0 98373
	2	0 13267	b=0 00712
	3	0 14025	a=0 11702
	4	0 14246	s=0 01257
	5	0 15361	
Elektrowaren 1965 bis 1969 (n=33)	1	0 25860	r=0 98435
	2	0 26949	b=0 01910
	3	0 28323	a=0 23401
	4	0 31281	s=0 00600
	5	0 33244	
Schuhe (n=26) 1963 bis 1969	1	0 32396	r=0 99672
	2	0 33306	b=0 00805
	3	0 33981	a=0 31671
	4	0 34994	s=0 00141
	5	0 35872	
	6	0 36597	
	7	0 37080	
1965 bis 1969	1	0 33981	r=0 99073
	2	0 34994	b=0 00780
	3	0 35872	a=0 33365
	4	0 36597	s=0 00200
	5	0 37080	

Um einen Vergleich mit einem anderen Wirtschaftssektor zu ermöglichen, wurde für die Umsätze von Einzelhandelsfirmen, auf Grund der Institutsdaten des Einzelhandels, eine ähnliche Berechnung ange- stellt wie für die Industrie. Auch hier wurden die Jahre 1965 bis 1969 erfaßt, daneben in einigen Fäl- len aber auch — für ein gesondertes, kleineres sample — einige frühere Jahre.

Der jährliche Zuwachs der Varianz für die Jahre 1965 bis 1969 ist am größten bei Elektrowaren: 0 019.

Die große Dynamik dieser Branche entspricht durch- aus dem, was man erwarten würde (Diskontge- schäfte, Preiskonkurrenz, Differenzierung des Sorti- ments).

Die zweitstärkste Dynamik zeigt — wieder nicht über- raschend — der Nahrungsmittelhandel (0 015 oder 0 014 Zunahme der Varianz pro anno in den Jahren 1965 bis 1969, je nachdem, ob man die Konsum- genossenschaften einschließt oder nicht).

In dieser Branche kann man eine deutliche Verände- rung beobachten: Für die Jahre 1954 bis 1962 war die Zunahme der Varianz nur 0 004 p. a., sie ist also in den späten sechziger Jahren viel höher gewesen als in den fünfziger Jahren. Die Ausbreitung der Selbstbedienungsläden und überhaupt eine ver- schärfte Konkurrenz (Diskontgeschäfte) kommt offen- bar in dieser Veränderung zum Ausdruck.

Die anderen erfaßten Branchen zeigen nur mäßige Dynamik: Textilien 0 005 p. a. in den Jahren 1965 bis 1969, etwa ebensoviel für die ganze Zeit 1961 bis 1969. Vor 1961 war die Varianz stagnierend. Bei Schuhen (0 008 für 1965 bis 1969, etwa ebensoviel für 1963 bis 1969) scheint die Dynamik erheblich größer als bei Textilien. Bei Drogerien und Parfüme- rien ist die Entwicklung sehr wechselvoll, es scheint jedoch, daß seit der Mitte der sechziger Jahre die Dynamik deutlich zugenommen hat.

Die im vorstehenden Vergleich genannten Zahlen sind in der Hauptsache signifikant mit teilweiser Aus- nahme des Nahrungsmittelhandels (siehe Anhang).

Die Diffusionskonstanten des Einzelhandels sind von ähnlicher Größenordnung wie die der Industrie, das heißt, sie liegen in der Spanne zwischen rund 0 02 (Elektrohandel) und rund 0 005 (Textilhandel).

Für einige Branchen des Einzelhandels der Bundes- republik Deutschland ist die Diffusion der Umsätze in den Jahren 1951 bis 1959 schon früher berechnet worden<sup>1)</sup>. Die Berechnungsmethoden waren nicht ganz die gleichen wie in der gegenwärtigen Studie, aber da es keine anderen ausländischen Daten gibt, sollen die Ergebnisse hier nicht unerwähnt bleiben. Sie sind den österreichischen nicht unähnlich. Für den Lebensmittelhandel ist der jährliche Zuwachs der Varianz etwa 0 6%, also nicht viel größer als in Österreich etwa in der gleichen Zeit. Im Textilhandel ist die Zunahme erheblich größer — 0 015, im Handel mit Eisenwaren ist sie 0 013, im Buchhandel nur 0 005. Für Drogerien ergab sich dagegen überhaupt keine Diffusion der Umsätze

<sup>1)</sup> Siehe J. Steindl, a. a. O., S 212

## Anhang

### Signifikanz der Ergebnisse

Die Signifikanz der in Übersicht 1 und 2 ausgewiesenen Unterschiede zwischen den Diffusionskonstanten verschiedener Branchen soll im nachstehenden geprüft werden. Dabei sind die folgenden Modellannahmen zugrunde gelegt worden:

Die logarithmischen Umsätze der Firmen einer Branche führen eine Irrfahrt durch, und zwar ist der Jahresumsatz einer Firma  $i$  (auf der logarithmischen Skala) bestimmt durch

$$X_{i,t+1} = X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} + T_{i,t} \quad (1)$$

wobei  $\varepsilon_t$  eine Zufallsvariable mit der mathematischen Erwartung Null ist, die die betreffende Branche charakterisiert, während  $T_{it}$  den Trendzuwachs der Umsätze der Firma  $i$  darstellt. Die Zufallsvariablen  $\varepsilon_{i,t}$  sind für alle Firmen und Jahre voneinander unabhängig und gleich verteilt. Der Trendzuwachs ist für unsere Zwecke als exogen gegeben anzusehen.

Die Summierung über alle Firmen einer Branche und Division durch die Anzahl der Firmen ergibt

$$X_{t+1} = X_t + T_t \quad (2)$$

Wenn man (2) und (1) subtrahiert und beide Seiten quadriert, erhält man eine Beziehung zwischen den Quadratsummen:

$$\sum (X_{i,t+1} - X_{t+1})^2 = \sum (X_{i,t} - X_t)^2 + \sum \varepsilon_{i,t}^2 + \sum (T_{i,t} - T_t)^2$$

oder, wenn man die quadratische Abweichung des logarithmischen Umsatzes einer Firma vom Mittelwert der Branche mit  $x_{i,t}^2$  bezeichnet,

$$\sum x_{i,t+1}^2 = \sum x_{i,t}^2 + \sum \varepsilon_{i,t}^2 + \sum (T_{i,t} - T_t)^2 \quad (3)$$

Dividiert man durch die Anzahl der Firmen und bezeichnet die Varianz der logarithmischen Umsätze der Branche (also den Mittelwert der quadratischen Abweichungen) für das Jahr  $t$  mit  $var(x_t)$ , so erhält man

$$var(x_{t+1}) = var(x_t) + var(\varepsilon_t) + var(T_t) \quad (4)$$

Nehmen wir für alle Firmen der Branche den gleichen Trendzuwachs an, dann fällt das letzte Glied in (4) weg. Diese Annahme läuft darauf hinaus, daß individuelle Unterschiede des Trendzuwachses in der Zufallsvariablen  $\varepsilon_t$  akkommodiert werden.

Der Trendwert  $T_t$  kann, etwa mit einem lag, von dem Trendwert anderer Branchen abhängen, dieser wieder auf einem Umweg mit einem weiteren lag vom Trend der ersten Branche. Auf diese Weise kann die Summe der Umsätze aller Branchen einem auto-

regressiven Schema gehorchen, während die Abweichungen vom Trend eine Irrfahrt vollführen<sup>1)</sup>.

Die Varianz der Umsätze einer Branche ergibt sich durch rekursive Auflösung als eine lineare Funktion der Zeit

$$var(x_t) = var(x_0) + t var(\varepsilon_t) \quad (5)$$

in der die Varianz der Zufallsvariablen  $\varepsilon$  als Regressions-Koeffizient auftritt.

Das Irrfahrtsmodell impliziert (wegen der Addition gleichverteilter unabhängiger Zufallsvariablen) eine Normalverteilung der logarithmischen Umsätze der Firmen einer Branche. Die quadratischen Abweichungen sollten daher wie  $\chi^2$  verteilt sein, das heißt, daß sie für eine genügend große Anzahl von Unternehmen einer Branche (die in den meisten hier behandelten Fällen gegeben ist) annähernd normal verteilt sein sollten. Das würde für die Anwendung der üblichen Tests ( $t$ -Test) günstige Voraussetzungen bieten.

Die Korrelationskoeffizienten für die in Übersicht 1 und 2 angegebenen Regressionen sind alle bei 5% signifikant, ausgenommen die Maschinenindustrie sowie die Eisen- und Metallwarenindustrie. Vereintigt man diese beiden Industrien, die ähnliche Regressionskoeffizienten haben ( $b$  ist etwa  $1/2$ ), dann ergibt sich für diese kombinierte Branche wieder ein signifikanter Korrelationskoeffizient.

Die Abweichungen der Regressionskoeffizienten von Null sind in denselben Fällen bei 5% signifikant wie die Korrelationskoeffizienten.

Es soll nun festgestellt werden, ob die Unterschiede zwischen den errechneten Diffusionskonstanten, sagen wir für die Papierindustrie (2%) und für die chemische Industrie (1,4%) signifikant sind, mit anderen Worten, ob es unwahrscheinlich ist, daß sie sich bloß aus zufälligen Stichprobenschwankungen ergeben haben.

Wir verwenden zur Prüfung der Verschiedenheit der Regressionskoeffizienten  $b_1$  und  $b_2$  als Testgrößen  $t$  entsprechend der Formel

$$t = \frac{b_1 - b_2}{\left[ \left( \frac{s_1^2 (n_1 - 1)}{\sigma_1^2} + \frac{s_2^2 (n_2 - 1)}{\sigma_2^2} \right) / (n_1 + n_2 - 2) \right]^{1/2}}$$

Dabei sind  $s_1$  und  $s_2$  die Standardfehler der Regression in den beiden betrachteten Branchen. Sie sind nach der folgenden Formel berechnet [wir setzen jetzt für die  $var(x_t)$  der Formel (4) einfach  $y$ , das also

<sup>1)</sup> Es ist zu beachten, daß der Ausdruck „Trend“ in den vorstehenden Ausführungen in einem allgemeineren Sinn gebraucht wird als in der Analyse der wirtschaftlichen Zeitreihen nach „Konjunktur, Trend, Saison“ usw. gewöhnlich üblich.

den in Übersicht 1 und 2 angegebenen Jahreswerten der Umsatzvarianz für die Branche entspricht]:

$$s^2 = \frac{[\sum_i (y_i - \bar{y})^2 - b^2 \sum_i (t - \bar{t})^2]}{(v - 2)}$$

wobei  $v$  die Anzahl der Jahre ist.

$\sigma_1^2$  und  $\sigma_2^2$  sind die Varianzen der Jahre (in den meisten Fällen also der Zahlen eins bis fünf). Das  $t$  errechnet sich also aus den Standardfehlern der beiden Regressionen gewichtet mit den Freiheitsgraden (Anzahl der Unternehmungen  $n_1$  bzw.  $n_2$  in den beiden Branchen).

Wir erhalten folgende Ergebnisse für einen Vergleich ausgewählter Branchenpaare:

**Industrien**

(in Klammer der hundertfache Wert des verglichenen Regressionskoeffizienten  $b$ )

	$t$
Papier (2 0) — Textil (1 0)	69
Elektro (2 0) — Textil (1 0)	51
Papier (2 0) — Nahrungsmittel (1 1)	52
Elektro (2 0) — Nahrungsmittel (1 1)	41
Elektro (2 0) — Chemie (1 4)	25
Papier (2 0) — Chemie (1 4)	27
Chemie (1 4) — Nahrungsmittel (1 1)	14
Chemie (1 4) — Textil (1 0)	22
Maschinenindustrie + Eisen- und Metallwaren (0 6) — Textil (1 0)	35
Maschinenindustrie + Eisen- und Metallwaren (0 6) — Nahrungsmittel (1 1)	43
Maschinenindustrie + Eisen- und Metallwaren (0 6) — Chemie (1 4)	50

**Einzelhandel**

Nahrungsmittel 1954 bis 1962 (ohne Konsumgenossenschaften) (0 4) — Nahrungsmittel 1965 bis 1969 (ohne Konsumgenossenschaften) (1 4)	36
Nahrungsmittel 1965 bis 1969 (ohne Konsumgenossenschaften) (1 4) — Textil 1965 bis 1969 (0 5)	45
Nahrungsmittel 1965 bis 1969 (ohne Konsumgenossenschaften) (1 4) — Elektrowaren (1 9)	19

Nahrungsmittel 1965 bis 1969 (ohne Konsumgenossenschaften) (1 4) — Schuhe 1965 bis 1969 (0 8)	22
Nahrungsmittel 1965 bis 1969 (ohne Konsumgenossenschaften) (1 4) — Drogerien 1965 bis 1969 (0 7)	18
Elektrowaren 1965 bis 1969 (1 9) — Textil 1965 bis 1969 (0 5)	93
Elektrowaren 1965 bis 1969 (1 9) — Drogerien 1965 bis 1969 (0 7)	36
Elektrowaren 1965 bis 1969 (1 9) — Schuhe 1965 bis 1969 (0 8)	76

Die angeführten  $t$ -Werte lassen die Vergleiche bei 5% Irrtumswahrscheinlichkeit als signifikant erscheinen, ausgenommen die Vergleiche der chemischen Industrie mit der Nahrungsmittelindustrie und der Textilindustrie sowie die Vergleiche des Nahrungsmittelhandels (ohne Konsumgenossenschaften) mit Drogerien, Elektro- und Schuhhandel.

In einem einzigen Fall — Papier-Chemie — wurde auch ein Rangtest angewendet. Es wurden dabei die Abweichungen der Werte für die einzelnen Firmen vom Mittel der Umsatzvarianz der Branche für alle Jahre<sup>1)</sup> daraufhin getestet, ob sie in beiden Industrien aus der gleichen Verteilung kommen können. Die absoluten Abweichungen (unabhängig davon, zu welcher Industrie sie gehören) wurden der Größe nach geordnet. Die Summe der Rangzahlen für die Papierfirmen ergibt 41.666, während die mathematische Erwartung

$$\frac{n_1(n_1 + n_2 + 1)}{2} = 27.900 \text{ ist.}$$

Die Differenz von 13.766 übersteigt den Vergleichswert

$$C = 2.58 \sqrt{\frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1)}{12}} = 3.263, \text{ so daß}$$

Signifikanz bei 1% gegeben ist. Der Test setzt nichts über die Form der Verteilung voraus und berücksichtigt die individuellen Firmenwerte, er ist allerdings rechnerisch aufwendig.

*Josef Steindl*

<sup>1)</sup> Das mittlere Jahr wurde dabei ausgelassen.