

H. D. HOPPEN

Die Shift-Analyse

Untersuchungen über die empirische Relevanz ihrer Aussagen

O. Einleitung

Mit der wachsenden Bedeutung der regionalen Wirtschaftspolitik in den letzten Jahrzehnten entstand die Notwendigkeit, statistische Instrumente zu entwickeln, welche die regionale Verteilung der Wirtschaftstätigkeit über den Gesamtraum beschreiben, analysieren und prognostizieren können.

Ein zunehmend angewandtes Instrument zur Messung regionaler Verteilungen und deren Änderungen ist die

Shift-Analyse. Es handelt sich dabei um eine komparativ statische Methode, die ex post Änderungen des regionalen Verteilungsmusters zwischen zwei Zeitpunkten beschreibt und Verlagerungsgewinne oder -verluste einer Region statistisch aufspaltet, in welchem Umfang sie der Wirtschaftsstruktur der Region oder der örtlichen Standortgunst oder -ungunst zuzurechnen sind.

Die vorgenommene Untersuchung verfolgt ein doppeltes Ziel: Zuerst wird der Entwicklungsweg der Shift-Analyse nachgezeichnet, daran schließen sich an eine Reihe von

empirischen Tests, um zu operationalen Aussagen zu kommen über die Güte der Shift-Analyse als statistisches Diagnose- und Prognoseinstrument.

Der erste Teil der Arbeit stellt das theoretische Konzept der Shift-Analyse vor und zeigt die Unterschiede der verschiedenen Modellansätze auf.

In jüngster Zeit entstand eine umfangreiche Diskussion um den Aussagewert der Shift-Analyse; daher wird im zweiten Teil der Arbeit versucht, beim derzeitigen Stand der Diskussion ein Resümee zu ziehen.

Im dritten Teil wird mit eigenen empirischen Untersuchungen an die aktuelle Diskussion angeknüpft, und es werden empirische Tests durchgeführt, deren Ergebnisse zu einer Bewertung der empirischen Relevanz der Shift-Analyse führen.

1. Aufbau und Aussage der Shift-Analyse

1.1. Das Differenzenmodell

Die ersten Darstellungen der Shift-Analyse sind zu finden bei drei Autoren¹, die unabhängig voneinander gegen Ende der fünfziger Jahre eine komparativ-statistische Methode entwickelten, um ex post Differenzen des Wirtschaftswachstums zwischen den Teilräumen eines Gesamtgebietes zu messen.

Die gesamtwirtschaftliche Entwicklung vollzieht sich in den Teilräumen des Gesamtgebietes regional differenziert. Diese Abweichungen ergeben sich aus den unterschiedlichen Wirtschaftsstrukturen der Teilräume sowie durch regionsspezifische Sonderentwicklungen infolge regionaler Standortgunst oder -ungunst. Mit Hilfe der Shift-Analyse ist es möglich, diese beiden tendenzmäßig unterscheidbaren Ursachenkomplexe regionaler Wirtschaftsentwicklung statistisch zu trennen und zu quantifizieren.

Auf eine vereinfachte Formel gebracht, gibt die Shift-Analyse Antwort darauf, ob z. B. eine überdurchschnittlich prosperierende Region sich so gut entwickelt hat, weil sie eine überdurchschnittlich gute Wirtschaftsstruktur hat oder weil sich ihre Wirtschaftszweige besser entwickelt haben als in anderen Regionen.

Die Anwendung der Shift-Analyse ordnet jeder Region drei Kennzahlen zu, welche die wirtschaftliche Entwicklung der Regionen untereinander vergleichbar machen und nach Einflußgruppen unterscheiden².

1 Dunn, E. S.: Une technique statistique et analytique d'analyse régionale: description et projection. In: *Economie Appliquée*, Bd. 12 (1959); wiederabgedruckt in: *Regional Science Association, Papers and Proceedings*, Bd. 6 (1960).

Zelinsky, W.: A Method for Measuring Change in Distribution of Manufacturing Activity: The United States 1939–1947. In: *Economic Geography*, Bd. 34 (1958).

Fuchs, V. R.: Statistical Explanation of the Relative Shift of Manufacturing among the Regions of the United States. In: *Papers and Proceedings of the Regional Science Association*, Bd. 8 (1962).

2 Da in den Sitzungsbeiträgen der Akademie für Raumforschung und Landesplanung das statistische Instrument der Shift-Analyse bereits vorgestellt und erläutert wurde, Klemmer, P.: Die Shift-Analyse als Instrument der Regionalforschung, For-

a) Die erste Kennzahl ist die Gesamtnettoverlagerung (Total Net Shift) TS_j der Region j ³:

$$TS_j = B^1_j - (B^1_{..}/B^0_{..}) B^0_j \text{ bei } \sum_j TS_j = 0$$

Diese Gesamtnettoverlagerung TS_j ist die Differenz zwischen dem aktuellen Niveau der Wirtschaftstätigkeit B^1_j einer Region j minus demjenigen hypothetischen Niveau, hätte sich diese Region zwischen den beiden Beobachtungszeitpunkten mit der gesamtwirtschaftlichen Wachstumsrate $B^1_{..}/B^0_{..}$ entwickelt.

Die Gesamtnettoverlagerung TS_j ist positiv, null oder negativ, je nachdem, ob das Beschäftigungswachstum der Region j größer, gleich oder kleiner ist als das der Gesamtwirtschaft. Dabei konkurrieren die Regionen des Gesamtgebietes um die Verlagerungsgewinne; Zunahmen in einzelnen Regionen entsprechen Verluste in anderen. Die Verteilung der Beschäftigungsgewinne und -verluste TS_j über die Regionen beschreibt die Standortverlagerungen innerhalb des Gesamtgebietes und damit die Änderungen des regionalen Verteilungsmusters der Wirtschaftstätigkeit im betrachteten Zeitraum.

Der Verlagerungsgewinn oder -verlust ist interregional besser vergleichbar, wenn er in Prozenten der insgesamt erfolgten Verlagerungsgewinne oder -verluste ausgedrückt wird. Ein Beispiel aus den Untersuchungen von E. S. Dunn⁴ verdeutlicht das: Im Vergleichszeitraum 1939–1954 erzielte der US-Bundesstaat Kalifornien einen Verlagerungsgewinn TS_j von rd. 1,3 Mio. Beschäftigten, das waren 45 % aller Verlagerungsgewinne in diesem Zeitraum.

b) Die gesamten Verlagerungsgewinne oder -verluste der Regionen lassen sich statistisch zerlegen in Verlagerungsgewinne oder -verluste, die durch eine wachstumsgünstige oder -ungünstige Wirtschaftsstruktur entstanden sind, und solche Gewinne oder Verluste, die sich eingestellt haben, weil sich die Sektoren der Region über den Beobachtungszeitraum besser oder schlechter entwickelt haben als die gleichen Sektoren in anderen Regionen. Diese zuletzt genannte Tatsache, daß sich die Sektoren regional unterschiedlich entwickeln, bezeichnet man als Standortgunst oder -ungunst eines Sektors in einer Region.

schungsausschuß „Methoden der empirischen Strukturforschung“ der Akademie für Raumforschung und Landesplanung, Beitrag für die Sitzung am 4. 2. 72 in München, ist die Darstellung des Instrumentes selbst im folgenden sehr knapp gehalten.

3 Die Darstellung des Differenzenmodells folgt im wesentlichen E. S. Dunn, a. a. O., im folgenden zitiert nach der englischsprachigen Veröffentlichung. — Gemessen werden das Niveau der Wirtschaftstätigkeit und seine Veränderungen meist aus Gründen der Verfügbarkeit statistischen Datenmaterials in Beschäftigten, andere Maßgrößen wie Bruttoinlandsprodukt, Investitionsvolumen etc. sind im Rahmen einer Shift-Analyse gleichermaßen verwendbar.

Die Variablen in der mathematischen Symbolik:

B^1_{ij} Beschäftigtenniveau des Sektors i in der Region j zum Zeitpunkt t .

B^1_j Beschäftigtenniveau der Region j zum Zeitpunkt t .

$B^1_{..}$ Beschäftigtenniveau des Sektors i in der gesamten Volkswirtschaft zum Zeitpunkt t .

$B^0_{..}$ Beschäftigtenniveau der gesamten Volkswirtschaft zum Zeitpunkt t .

Der Zeitpunkt t hat die Werte 0 für einen ersten Beobachtungszeitpunkt und 1 für einen späteren Beobachtungszeitpunkt.

4 Vgl. Dunn, E. S., a. a. O., S. 100.

Die Gesamtverlagerung TS_j einer Region läßt sich demnach aufspalten in die Standortkomponente DS_j (Differential Net Shift) und die Strukturkomponente PS_j (Proportional Net Shift).

Zur Aufspaltung in diese zwei Komponenten wird die Gesamtnettoverlagerung TS_j einer Region j nach Sektoren disaggregiert. Die Entwicklung jedes Sektors der Region j wird verglichen mit dem Wachstum dieses Sektors in der Gesamtwirtschaft. Dazu wird die Bezugsgröße $(B^1_{ij}/B^0_{ij} B^0_{i.})B^0_{ij}$ eingeführt. Dabei handelt es sich um dasjenige hypothetische Beschäftigungsniveau, das der Sektor i in der Region j zum Zeitpunkt 1 erreicht hätte, wenn er mit der gesamtwirtschaftlichen Wachstumsrate $(B^1_{i.}/B^0_{i.})$ des Sektors i gewachsen wäre.

$$TS_j = \sum_i (B^1_{ij} - (B^1_{i.}/B^0_{i.}) B^0_{ij}) \quad (1)$$

$$TS_j = \sum_i (B^1_{ij} - (B^1_{i.}/B^0_{i.}) B^0_{ij} + (B^1_{i.}/B^0_{i.}) B^0_{ij} - (B^1_{i.}/B^0_{i.}) B^0_{ij}) \quad (2)$$

$$\text{Damit ist } TS_j \text{ aufgespalten: } TS_j = DS_j + PS_j \quad (3)$$

$$DS_j = \sum_i (B^1_{ij} - (B^1_{i.}/B^0_{i.}) B^0_{ij}) \quad (4)$$

$$PS_j = \sum_i ((B^1_{i.}/B^0_{i.}) B^0_{ij} - (B^1_{i.}/B^0_{i.}) B^0_{ij}) \quad (5)$$

Die Standortkomponente DS_j ist die Differenz der Beschäftigten zwischen dem am Beobachtungszeitpunkt 1 gemessenen Niveau B^1_{ij} und demjenigen hypothetischen Niveau, das sich eingestellt hätte, wenn alle i -Sektoren der Region j mit ihren jeweiligen gesamtwirtschaftlichen durchschnittlichen Wachstumsraten $(B^1_{i.}/B^0_{i.})$ gewachsen wären. Ist die Differenz DS_j positiv (negativ), so hat die Region per saldo Verlagerungsgewinne (-verluste) erzielt aufgrund ihrer relativen Standortgunst (-ungunst), d. h., in der Region j sind per saldo die Sektoren schneller (langsamer) gewachsen als in den übrigen Regionen.

Die Strukturkomponente PS_j ist die Differenz der Beschäftigten zwischen dem genannten hypothetischen Niveau $(B^1_{i.}/B^0_{i.})B^0_{ij}$ jedes Sektors und demjenigen ebenfalls hypothetischen Niveau, das entstanden wäre, wenn alle Sektoren der Region mit der Wachstumsrate der gesamten Volkswirtschaft $(B^1_{i.}/B^0_{i.})$ gewachsen wären. Die Strukturkomponente PS_j kennzeichnet somit diejenigen Verlagerungsgewinne oder -verluste einer Region j , die der Wirtschaftsstruktur der Region zugerechnet werden. Hat z. B. eine Region einen überdurchschnittlichen Anteil an den Wachstumsbranchen, so kann sie aufgrund dieses »Wettbewerbsvorteils« gegenüber den anderen Regionen einen Verlagerungsgewinn erzielen, der als positive Strukturkomponente PS_j gemessen wird.

Die Komponenten DS_j und PS_j lassen sich analog zu TS_j in Prozent der gesamten Verlagerungsgewinne oder -verluste ausdrücken. So hat nach den Untersuchungen von *Dunn*⁵ Kalifornien in der Periode 1939–1954 einen positiven Anteil an den standortbedingten Verlagerungen DS_j von 39,5 % und an den strukturbedingten Verlagerungen PS_j von 6,8 %. Der enorme wirtschaftliche Aufschwung Kaliforniens im Beobachtungszeitraum resultiert demnach

zum weit überwiegenden Teil aus der Attraktivität Kaliforniens als Produktionsstandort und nur zu einem geringen Teil aus seiner Wirtschaftsstruktur.

Durch die Zuordnung der vorgestellten Kennzahlen zu den einzelnen Teilräumen wird die Änderung des regionalen Verteilungsmusters eines Gesamtgebietes beschrieben: Es werden die Regionen aufgezeigt, die auf Kosten anderer Verlagerungsgewinne erzielten, und diejenigen, die Verluste erlitten. Darüber hinaus werden diese Gewinne und Verluste danach aufgespalten, in welchem Umfang sie der Wirtschaftsstruktur oder der relativen Standortgunst oder -ungunst zugerechnet werden können.

1.2 Anwendungen der Shift-Analyse und die Weiterentwicklung zum Prognosemodell

Die Beschreibung von Standortverlagerungen mit Hilfe der Shift-Analyse bildet den Rahmen einer Vielzahl von Studien, welche die regionale Verteilung der Wirtschaftstätigkeit in Gesamträumen untersuchen.

Dunn und drei Mitautoren verwenden Ergebnisse einer Shift-Analyse als Ausgangspunkt für eine großangelegte Längs- und Querschnittsanalyse über die wirtschaftliche Entwicklung der US-Bundesstaaten von 1870–1950 sowie über die Verteilung der Wirtschaftssektoren über den Gesamtgebiet in diesem Zeitabschnitt⁶.

Für die Bundesrepublik Deutschland gibt es eine Reihe von Untersuchungen über Änderungen des Verteilungsmusters der regionalen Wirtschaftsstruktur. *Bergschmidt* unternahm eine Shift-Analyse für den Zeitraum von 1950–1960 und stellte bei einem Vergleich der Verlagerungen zwischen den Bundesländern fest, daß Baden-Württemberg den größten Anteil an den Verlagerungsgewinnen hatte aufgrund einer überdurchschnittlichen Standortgunst sowie einer wachstumsgünstigen Wirtschaftsstruktur⁷.

Bei einem Vergleich der wirtschaftlichen Entwicklung im Bundesland Nordrhein-Westfalen mit dem übrigen Bundesgebiet benutzt *Baumgart* die Shift-Analyse und konstatiert einen Strukturnachteil dieser Region⁸.

In den USA unternimmt *Ashby* eine Analyse der Verlagerungen zwischen den US-Bundesstaaten und stellt fest, daß die Shift-Analyse zwar die Determinanten der Verlagerungen nicht kenntlich machen kann, daß ihre Ergebnisse jedoch aussagefähiger sind als eine bloße Beschreibung⁹. Errechnet man nämlich die sektoral disaggregierten Standortkomponenten DS_{ij} ¹⁰, so wird sichtbar, in welchen

6 Vgl. *Perloff, Dunn, Lampard, Muth*: Regions, Resources, and Economic Growth, Baltimore 1960.

7 Vgl. *Bergschmidt, H. H.*: Zur Messung und Erklärung von regionalen Wachstumsunterschieden in der Bundesrepublik. In: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Bd. 174 (1962).

8 Vgl. *Baumgart, E. R.*: Der Einfluß von Strukturveränderungen auf die Entwicklung der nordrhein-westfälischen Industrie seit 1950, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin (1965), Sonderheft Nr. 70.

9 Vgl. *Ashby, L. D.*: The Geographical Redistribution of Employment: An Examination of the Elements of Change. In: Survey of Current Business (1964), Oktober, S. 19.

10 $DS_{ij} = B^1_{ij} - (B^1_{i.}/B^0_{i.}) B^0_{ij}$.

5 Vgl. *Dunn, E. S.*, a. a. O., S. 104 f.

Sektoren einer Region j die Verlagerungsgewinne oder -verluste erfolgt sind. So wird einmal die Änderung der regionalen Wirtschaftsstruktur sichtbar gemacht, und es wird, sofern eine zeitliche Stabilität der in der Vergangenheit gemessenen Standortkomponenten der Sektoren vorausgesetzt werden kann, die Richtung erkennbar, in die sich die Wirtschaftsstruktur der Region j entwickelt.

Dafür ist die sektoral nicht aufgegliederte Standortkomponente DS_j der Region j nur wenig aussagefähig, da es für die zukünftige Entwicklung wesentlich darauf ankommt, in welchen Sektoren der Region j bisher Verlagerungsgewinne oder -verluste auftraten und ob man von einem Fortbestehen dieser sektoralen Standortsituation in der Zukunft ausgehen kann.

Beaud ist optimistisch hinsichtlich der Anwendung der Shift-Analyse bei Prognosen¹¹. Er sieht dabei zwei unterschiedliche Anwendungsmöglichkeiten: Einmal läßt sich die Shift-Analyse komplementär zu anderen Prognosetechniken einsetzen; dann wird durch ihren Einsatz aus vorliegenden gesamtwirtschaftlichen Prognosen auf die künftige regionale Verteilung der Wirtschaftstätigkeit geschlossen.

Darüber hinaus läßt sich die Shift-Analyse selbst als Prognoseinstrument formulieren¹²:

$$B^1_{\cdot j} = \sum_i ((B^0_{\cdot i}/B^0_{\cdot i})B^0_{ij}) + DS^0_j \pm dDS^0_j$$

Das Niveau der Wirtschaftstätigkeit $B^1_{\cdot j}$ der Region j zum Zeitpunkt 1 wird vorausgeschätzt mit Hilfe gesamtwirtschaftlicher Branchenprognosen $B^1_{\cdot i}$, der in der Vergangenheit gemessenen Standortkomponente DS^0_j und eines Restglieds dDS^0_j . Dieses Restglied soll eine zwischenzeitlich eingetretene Änderung der Standortgunst bei der Prognose berücksichtigen. Beaud sagt allerdings nicht, wie dDS^0_j bestimmt werden kann, sondern nur, daß regionale staatliche Förderungsprogramme sowie Änderungen der Standortgunst durch fortschreitende Wirtschaftsintegration als Hauptdeterminanten der Änderung der ökonomischen Qualität eines Standortes mit einem solchen Restglied in die Shift-Analyse einbezogen werden können¹³.

1.3. Das Indexmodell

Eine andere Form der Messung von Änderungen des regionalen Verteilungsmusters der Wirtschaftstätigkeit ist das Indexmodell der Shift-Analyse. Dieser Ansatz von Gerfin¹⁴ unterscheidet sich vom Differenzenmodell dadurch, daß die wirtschaftliche Entwicklung der Teilräume des Gesamttraumes mit Indizes bewertet wird. Das gesamtwirtschaftliche Wachstum erhält als Bezugsgröße für die

Entwicklung der Teilräume den Index 1. Für die einzelnen Regionen werden Regionalfaktoren R_j berechnet; diese sind bei einem überdurchschnittlichen Wachstum einer Region j größer als 1 und bei unterdurchschnittlichem Wachstum kleiner als 1.

Die statistische Aufspaltung dieser Gesamtposition R_j der Region j in Struktur- und Standorteinfluß erfolgt wieder durch Einführen einer fiktiven Bezugsgröße, welche analog zum Differenzenmodell dasjenige Wachstum der Region j annimmt, hätten sich alle Sektoren mit ihren gesamtwirtschaftlichen Wachstumsraten entwickelt¹⁵:

$$R_j = \frac{\sum_i B^1_{ij}/\sum_i B^0_{ij}}{\sum_i B^1_{\cdot i}/\sum_i B^0_{\cdot i}} = \frac{\sum_i c^1_{ij} B^1_{\cdot i}/\sum_i c^0_{ij} B^0_{\cdot i}}{\sum_i B^1_{\cdot i}/\sum_i B^0_{\cdot i}} \quad (1)$$

$$R_j = \frac{\sum_i c^0_{ij} B^1_{\cdot i}/\sum_i c^0_{ij} B^0_{\cdot i}}{\sum_i B^1_{\cdot i}/\sum_i B^0_{\cdot i}} \cdot \frac{\sum_i c^1_{ij} B^1_{\cdot i}}{\sum_i c^0_{ij} B^1_{\cdot i}} \quad (2)$$

In Gleichung (2) ist der erste Term der rechten Seite der Strukturfaktor. Er gibt an, in welchem Umfang die Wirtschaftsstruktur der Region j am Zustandekommen des Regionalfaktors R_j beteiligt war. Der Zähler im Term des Strukturfaktors ist ein Laspeyres-Index, der das Beschäftigteniveau der Region an den beiden Beobachtungszeitpunkten vergleicht bei konstanten Gewichten c^0_{ij} . Dadurch wird das von regionsspezifischen Sondereinflüssen bereinigte Wachstum der Region gemessen, da die Anteile c^0_{ij} der Region an den Sektoren des Gesamttraumes während der Beobachtungsperiode konstant gehalten werden. Der Quotient aus der so gewonnenen »standortbereinigten« Wachstumsrate der Region und der gesamtwirtschaftlichen Wachstumsrate ist der Strukturfaktor, der Auskunft gibt über die »Wachstumsqualität« der Wirtschaftsstruktur der betrachteten Region im Vergleich zur Gesamtwirtschaft.

Der zweite Term der rechten Seite ist der Standortfaktor. Er mißt den Einfluß der regionalen Sondersituation auf die Entwicklung der Region j , indem er das aktuelle Beschäftigteniveau $\sum_i c^1_{ij} B^1_{\cdot i}$ ins Verhältnis setzt zu demjenigen hypothetischen Niveau $\sum_i c^0_{ij} B^1_{\cdot i}$, das sich eingestellt hätte, wenn sich die Wirtschaftsstruktur im Beobachtungszeitraum nicht geändert hätte, d. h., wenn die Anteile c^0_{ij} der Region j an den Sektoren des Gesamttraumes zum Zeitpunkt 1 noch die gleichen gewesen wären wie zum Zeitpunkt 0. Der Standortfaktor erfaßt somit als Paasche-Index die Auswirkungen einer Änderung der Gewichte c^1_{ij} der einzelnen Sektoren für die Entwicklung der Region und mißt das vom Einfluß der Wirtschaftsstruktur bereinigte Wirtschaftswachstum der Region, welches der ökonomischen Qualität des Standortes zugerechnet wird.

Das Schwergewicht der regionalen Wirtschaftsentwicklung sieht Gerfin erfaßt im Strukturfaktor, da das Wachstum einer Region zum überwiegenden Teil durch ihre Ausstattung mit Produktionsfaktoren bestimmt wird. Der Standortfaktor erfaßt die regional begrenzt wirkenden

11 Vgl. Beaud, M.: Analyse regionale-structurale et planification regionale. In: Revue Economique, Bd. 17 (1966), S. 266 ff.

12 Eine Schätzfunktion für ein in der Zukunft liegendes Beschäftigungsniveau $B^1_{\cdot j} = \sum_i B^1_{ij}$ erhält man durch Auflösen der Gleichung (2) in Abschn. 1.1 nach $\sum_i B^1_{ij} = B^1_{\cdot j}$ und durch Einsetzen der Gleichung (3) für TS_i .

13 Vgl. Beaud, M., a. a. O., S. 281 f.

14 Vgl. H. Gerfin: Gesamtwirtschaftliches Wachstum und regionale Entwicklung. In: KYKLOS, Bd. 17 (1964), S. 565–593.

15 Das Niveau des Sektors i in der Region j zum Zeitpunkt t B^t_{ij} läßt sich auch darstellen als Anteil c^t_{ij} der Region j zum Zeitpunkt t am Niveau $B^t_{\cdot i}$ des Sektors i in der Gesamtwirtschaft: $B^t_{ij} = c^t_{ij} \cdot B^t_{\cdot i}$.

Sondereinflüsse, denen jedoch nur verminderte Bedeutung zukommt, da nur wenig Entwicklungsautonomie für die Teilräume besteht¹⁶. Die Triebkräfte der Wirtschaftsentwicklung liegen im Gesamttraum, von dem die Regionen nur wirtschaftlich unselbständige geographische Ausschnitte sind.

Die Aussagefähigkeit von Ergebnissen der Shift-Analyse sieht *Gerfin* ähnlich wie *Ashby*¹⁷ dadurch beschränkt, daß ein für die Region insgesamt gemessener Standortfaktor nicht kenntlich macht, wie die Standortgunst oder -ungunst über die Sektoren verteilt ist. Standortgewinne in den Stagnationssektoren verbessern zwar ceteris paribus den Standortfaktor, verschlechtern aber die Wirtschaftsstruktur der Region und damit den Strukturfaktor für spätere Perioden¹⁸.

Die Möglichkeit, die Shift-Analyse als Prognoseinstrument zu benutzen, beurteilt *Gerfin* im Gegensatz zu *Beaud*¹⁹ skeptisch, da eine Prognose des Standortfaktors mangels fehlender Standorttheorie nicht möglich ist. Prognosen mit einem in der Vergangenheit gemessenen Standortfaktor hält er nur über kurze Zeiträume für vertretbar, da die Voraussetzung einer zeitlichen Stabilität des Standortfaktors zweifelhaft ist²⁰.

Die Ergebnisse der Anwendung des Differenzenmodells und des Indexmodells sind inhaltlich nicht identisch, sondern antworten entsprechend dem unterschiedlichen Aufbau auf jeweils verschiedene Fragestellungen. Das Differenzenmodell gibt die Anteile an, welche die Regionen an den gesamtträumlich entstandenen Verlagerungsgewinnen und -verlusten erzielt haben. Das Indexmodell liefert für jede Region einen Index, den Regionalfaktor, der ausweist um wieviel das Wachstum der Region abweicht von dem gesamtwirtschaftlichen Durchschnitt.

Bei einer Analyse der Änderungen des regionalen Verteilungsmusters der Wirtschaftstätigkeit in der BRD von 1950–1962 verwendet *Uebe* das Indexmodell. Dabei weist *Uebe* auf Unschärfen hin, die den Aussagewert von Shift-Analysen mindern, wenn Niveau und Veränderungen der Wirtschaftstätigkeit in Beschäftigten gemessen werden. Da Kapitalintensität und technischer Fortschritt sektoral differieren, geben Standortverlagerungen des Produktionsfaktors Arbeit die Verlagerungen der Produktionstätigkeit nur unvollständig wieder²¹. Die Regionalfaktoren von Regionen mit überdurchschnittlichem Anteil an kapitalintensiven Wachstumssektoren werden zu niedrig ausgewiesen, und Regionalfaktoren von ländlichen Regionen werden überhöht ermittelt.

Für eine Klassifizierung von Regionen nach Struktur- und Standortfaktoren verwendet *Uebe* nur die Industriesektoren, da die wirtschaftliche Gesamtentwicklung einer

Region von der Entwicklung der Industriesektoren dominiert wird²².

2. Die Diskussion um den Aussagewert der Shift-Analyse

2.1. Die Kritik von J. Brown

Bei der Vorstellung der Shift-Analyse als statistischem Instrument zur Messung von Standortverlagerungen sind sich *Dunn* und *Gerfin*²³ der Beschränkung ihrer Methode bewußt. Deshalb sehen sie in der Shift-Analyse hauptsächlich ein Instrument zur Beschreibung von regionalen Verteilungsänderungen und sind skeptisch hinsichtlich einer Anwendung als Prognoseinstrument.

Doch auch die empirische Relevanz von Ergebnissen der Shift-Analyse, die Änderungen eines regionalen Verteilungsmusters beschreiben, wird von einer Reihe von Autoren in Frage gestellt. So kritisiert *Houston*²⁴ den Ansatz der Shift-Analyse, weil ihre Ergebnisse mit dem Aggregationsniveau der Sektoren variieren und somit Unterschiede in der Struktur der Datenbasis die Aussagen beeinflussen.

Die wohl umfassendste Kritik an der Shift-Analyse findet sich in einer Studie von *J. Brown*²⁵, der die Shift-Analyse empirischen Tests als Prognose- und Analyseinstrument unterwirft und dabei zu dem Schluß kommt, daß auf Grund der zeitlichen Instabilität der Standortkomponente die Shift-Analyse keine empirisch relevanten Ergebnisse liefern kann. Da sich an diese Kritik von *Brown* eine längere Diskussion um den Aussagewert der Shift-Analyse anschließt, wird auf die Hauptpunkte der Untersuchung von *Brown* kurz eingegangen.

Brown prognostiziert ex post das Beschäftigungsniveau von 10 Industriesektoren in 20 großstädtischen Agglomerationen der USA für jeweils drei verschiedene Perioden mit Hilfe des Differenzenmodells der Shift-Analyse²⁶. Diesen Prognoseschätzungen stellt er zwei einfache Trendextrapolationen gegenüber: den Ingrow-Ansatz, der das künftige Beschäftigungsniveau eines Sektors in einer Region prognostiziert mit dessen gesamtwirtschaftlicher Wachs-

22 Vgl. ebenda, S. 8.

23 Vgl. *Dunn*, E. S., a. a. O., S. 109; und *Gerfin*, H., a. a. O., S. 587.

24 *Houston*, D. B.: The Shift and Share Analysis of Regional Growth: A Critique. In: *Southern Economic Journal*, Bd. 33, (1967), S. 577–581.

25 Vgl. *Brown*, J.: Shift and Share Projections of Regional Economic Growth, an Empirical Test. In: *Journal of Regional Science*, H. 9, (1961), S. 1–18.

26 *Brown* testet das Prognosemodell der Shift-Analyse, wie *Beaud* es vorschlägt (Fußnote 12), jedoch in sektoral disaggregierter Form, da er nicht das Beschäftigteniveau einer Region, sondern das der einzelnen Sektoren einer Region prognostizieren will:

$$B^1_{ij} = (B^1_i/B^0_i) \cdot B^0_{ij} + DS^0_{ij}$$

Das von *Beaud* vorgeschlagene Korrekturglied dDS^0_{ij} verwendet *Brown* nicht. Die sektoral disaggregierte Standortkomponente DS^1_{ij} ist in der Fußnote 10 definiert. *Brown* prognostiziert das Beschäftigungsniveau je Sektor und Region für 1958, gestützt auf die Beobachtungszeitpunkte 1947 und 1954, für 1963, gestützt auf 1947 und 1958, und für 1963, gestützt auf 1954 und 1958.

16 Vgl. *Gerfin*, H.: a. a. O., S. 574.

17 Vgl. *Ashby*, L. D.: a. a. O.

18 Vgl. *Gerfin*, H.: a. a. O., S. 587.

19 Vgl. *Beaud*, M.: a. a. O.

20 Vgl. *Gerfin*, H.: a. a. O., S. 588.

21 Vgl. *Uebe*, W.: Industriestruktur und Standort, PROG-NOS-Studien Nr. 1, Stuttgart 1967, S. 7 f.

tumsrate in der Vergangenheit, und den Super-Ingrow-Ansatz, der das Niveau eines Sektors in einer Region vorausschätzt mit dessen gesamtwirtschaftlich erwarteter Wachstumsrate. Das Gütekriterium dieses ex-post-Tests ist der Inequality-Koeffizient $U = \sum_i (P_i - A_i)^2 / \sum_i (A_i)^2$, welcher den durchschnittlichen Prognosefehler der Prognose-schätzungen P_i mißt durch Vergleich mit den tatsächlichen Werten A_i . Dieses Gütemaß weist die Prognosen der Shift-Analyse als die schlechtesten der drei Verfahren aus, die Vorausschätzungen des Super-Ingrow-Ansatzes als die besten²⁷.

Der Super-Ingrow-Ansatz entspricht dem Modell der Shift-Analyse ohne Standortkomponente. Da somit Prognoseschätzungen der Shift-Analyse ohne Standortkomponente genauer sind als mit Standortkomponente, ist die Standortkomponente die Ursache der verminderten Prognosefähigkeit.

Brown testet mit einem Chi-Quadrat-Test, ob die Standortkomponenten von Sektoren in einer Region für zwei aufeinanderfolgende Perioden vorzeichenmäßig voneinander abhängig sind. Die Testergebnisse sind in allen Fällen nicht signifikant, d. h., es besteht statistisch keine Begründung für die Annahme, daß eine positive Standortkomponente in einer Periode sich in der folgenden fortsetzt. Das bedeutet, daß die Verteilung von Standortgewinnen und -verlusten über die Sektoren einer Region sich von einer Periode auf die nächste durchaus ändern kann; eine für einen Sektor gemessene Standortgunst ist demzufolge zeitlich nicht stabil²⁸.

Diese zeitliche Instabilität kann zwei Ursachen haben: Entweder schwanken die Bestimmungsfaktoren der Standortgunst im Zeitablauf, oder die Shift-Analyse erfaßt mit der Standortkomponente die eigentlichen Standorteinflüsse nicht richtig. Zur Klärung dieser Frage verwendet *Brown* ein multiples Regressionsmodell, das die Standortgunst, wie sie von der Shift-Analyse mit der Standortkomponente gemessen wird, erklärt durch Determinanten der Standortgunst, wie den Zugang zu Faktor- und Absatzmärkten. Das Bestimmtheitsmaß R^2 , die erklärte Varianz der Standortkomponente durch die theoretischen Werte der Regression, ist jedoch in allen Fällen kleiner als 10 %. Daraus zieht *Brown* den Schluß, daß die Standortkomponente der Shift-Analyse den Standorteinfluß nur sehr unvollständig mißt und folglich die Shift-Analyse in der vorliegenden Form als Prognoseinstrument nicht tauglich ist²⁹.

Diese Ablehnung dehnt *Brown* auch aus auf die Fähigkeit der Shift-Analyse, Verteilungsänderungen lediglich zu beschreiben³⁰. Da die Standortkomponente zeitlich instabil ist, gelten Klassifizierungen von Sektoren einer Region nach Standortvorteilen und -nachteilen nur genau für die gewählte Zeitspanne und haben keine Gültigkeit für eine andere Auswahl von Beobachtungszeitpunkten.

2.2. Weitere Untersuchungen

Die erste Entgegnung auf *Browns* Kritik kommt von *Paraskevopoulos*, der die Aussagen *Browns* zu entkräften versucht und nachweisen kann, daß unter bestimmten Voraussetzungen die Standortkomponente doch eine signifikante zeitliche Stabilität besitzt³¹.

Paraskevopoulos kritisiert die Datenbasis der Untersuchung von *Brown* und bezweifelt, ob Aussagen, die sich auf Beobachtungen von 20 nicht zufällig ausgewählten großstädtischen Agglomerationen stützen, überhaupt repräsentativ sind³². Sein Widerspruch wendet sich hauptsächlich gegen die pauschal verneinte zeitliche Stabilität der Standortkomponente, dennoch bleiben die prinzipiellen Schwächen der Shift-Analyse als Prognoseinstrument unwidersprochen.

Paraskevopoulos berechnet Standortfaktoren für die acht Planungsregionen der USA³³. Auf diesem hohen Aggregationsniveau kann er mit einem Chi-Quadrat-Test zeigen, daß vorzeichenmäßig zwischen den Standortkomponenten im Beobachtungszeitraum von 1940 bis 1950 und denen im Zeitraum 1950 bis 1960 ein statistisch signifikanter Zusammenhang besteht³⁴. Es ist demnach wahrscheinlich, daß eine positive Standortkomponente in der ersten Beobachtungsperiode sich in der zweiten fortsetzt. Folglich kann für sektoral aggregierte Standortkomponenten »großer« Teilräume eine signifikante zeitliche Stabilität angenommen werden.

Weiterhin kann *Paraskevopoulos* zeigen, daß diese zeitliche Stabilität nicht nur gilt für die »großen« Teilräume der Planungsregionen, sondern auch auf der niedrigeren Aggregationsstufe der Bundesstaaten. *Paraskevopoulos* folgert daraus, daß die Shift-Analyse auf dem genannten Aggregationsniveau als Instrument der Beschreibung von Änderungen des regionalen Verteilungsmusters empirisch relevante Ergebnisse liefern kann und somit eine pauschale Ablehnung dieses Instrumentes nicht haltbar ist³⁵.

In einer Replik schränkt *J. Brown* seine Kritik ein, indem er feststellt, daß die Aussagen beider Untersuchungen sich nicht widersprechen, da sie nicht vergleichbar sind³⁶. *Paraskevopoulos'* Untersuchungen beziehen sich auf die über die Sektoren aggregierten Standortkomponenten von »großen« Teilräumen, während *Brown* seine Analyse vorgenommen hat für Sektorprognosen in »kleinen« Regionen.

Cowan verweist in seiner Dissertation auf die Problematik des Basisjahres bei komparativ-statischen Analysen und zeigt, wie von unterschiedlichen Basisjahren ein Ein-

27 Vgl. *Brown, J.*: a. a. O., S. 4–6.

28 Vgl. *Brown, J.*: a. a. O., S. 10 f.

29 Vgl. ders., a. a. O., S. 14 ff.

30 Vgl. ders., a. a. O., S. 16.

31 Vgl. *Paraskevopoulos, C.*: The Stability of the Regional Share Component. An Empirical Test. In: *Journal of the Regional Science*, Bd. 11 (1971), S. 107–114.

32 Vgl. ebenda, S. 108.

33 Diese umfassen mit Ausnahme von Alaska und Hawaii die Bundesstaaten der USA.

34 Vgl. *Paraskevopoulos, C.*: a. a. O., S. 109 f.

35 Vgl. *Paraskevopoulos, C.*: a. a. O., S. 111.

36 Vgl. *Brown, J.*: The Stability of the Regional Share Component: A Reply. In: *Journal of Regional Science*, Bd. 11 (1971).

fluß auf die Messung der Standortkomponente ausgeht³⁷. Deshalb schlägt er vor, bei Prognoseschätzungen einen mehrjährigen Durchschnitt der Standortkomponente zu verwenden³⁸. Leider ist über die Qualität dieses Vorgehens noch keine Aussage möglich, da es Cowan unterläßt, diesen Ansatz ex post zu testen und ihn für eine ex-ante-Prognose für das Jahr 1975 benutzt.

Eine breit angelegte Untersuchung über die Shift-Analyse von Floyd und Sirmans bestätigt im wesentlichen die Aussagen von Brown und Paraskevopoulos. Die Autoren kommen auf einer erheblich umfangreicheren und damit repräsentativeren Datenbasis zu dem Ergebnis, daß Branchenprognosen auf dem regionalen Aggregationsniveau großstädtischer Agglomerationen mit der Shift-Analyse ohne Standortkomponente genauer sind als mit Standortkomponente und somit die Shift-Analyse in der vorliegenden Form kein taugliches Prognoseinstrument ist. Zugleich bestätigen die Autoren die Ergebnisse von Paraskevopoulos, daß die Standortkomponente »großer« Teilräume eine signifikante zeitliche Stabilität aufweist³⁹.

Eine andere Formulierung der Shift-Analyse stellen James und Hughes vor, ein logarithmiertes Differenzenmodell. Die Autoren testen ex post Prognoseschätzungen mit Hilfe ihres Ansatzes und vergleichen diese mit Trendvorausschätzungen ohne Korrektur durch die Standortkomponente. Die Datenbasis sind 20 Sektoren auf dem regionalen Aggregationsniveau von US-Bundesstaaten. Im ex-post-Test sind die Vorausschätzungen der Shift-Analyse schlechter als die Trendextrapolationen, gemessen mit dem Gütemaß des Inequality-Koeffizienten⁴⁰.

Bei der Einzelanalyse der sektoralen Prognosen auf dem Niveau der Bundesstaaten stellen die Autoren jedoch fest, daß die Vorausschätzungen der Shift-Analyse in der Mehrheit genauer sind als die Trendextrapolationen. Der Prognosefehler differiert sektoral und ist bei einigen Sektoren so groß, daß der durchschnittliche Prognosefehler für die Shift-Analyse schlechter ausfällt als für die Trendextrapolation. Daraus folgern die Autoren, daß die Shift-Analyse doch für bestimmte Branchen als Prognoseinstrument verwandt werden kann. Besonders auffällig scheint den Autoren die schlechte Vorausschätzung der Shift-Analyse für den Sektor der Elektroindustrie. Bei einer Prognose des künftigen Beschäftigungsniveaus von Regionen, bereinigt um die Elektroindustrie, ist die Shift-Analyse bereits die bessere Schätzfunktion gegenüber der Trendextrapolation⁴¹.

James und Hughes kommen insgesamt zu dem Ergebnis, daß die Verwendung der Shift-Analyse als Prognoseinstru-

ment zwar sinnvoll ist, aber nur für kurze Zeitspannen und auf hohem regionalem Aggregationsniveau⁴².

2.3. Das Ergebnis der Diskussion

Beim derzeitigen Stand der Diskussion über die empirische Relevanz von Ergebnissen der Shift-Analyse ergibt sich folgendes Bild:

(1) Die Ergebnisse der Tests von J. Brown sind bisher unwiderlegt, daß die Shift-Analyse für Branchenprognosen nicht geeignet ist, da die Standortkomponente von Sektoren in »kleinen« Regionen, wie z. B. Großstadt-agglomerationen, Stadt- und Landkreisen, zeitlich nicht stabil und das Prognoseergebnis schlechter ist als eine Vorausschätzung allein mit der Strukturkomponente. Aus dem gleichen Grund sind Shift-Analysen zur Beschreibung von Verlagerungen zwischen »kleinen« Regionen wenig verläßlich.

(2) Nach übereinstimmenden Ergebnissen mehrerer Autoren ist die Shift-Analyse brauchbar zur Beschreibung von Standortverlagerungen zwischen »großen« Teilräumen eines Gesamtgebietes, etwa Bundesstaaten in den USA oder Gruppen von Bundesstaaten. Der Grund dafür ist, daß die Standortkomponenten »großer« Regionen eine signifikante zeitliche Stabilität aufweisen. Im Auf und Ab der sektoralen Entwicklungen bleibt als Grundtenor die Standortgunst der »großen« Region stabil.

(3) Inwieweit die Shift-Analyse für bestimmte Sektoren als Prognoseinstrument benutzt werden kann, ist noch nicht geklärt. Offensichtlich ist die zeitliche Stabilität der regionalen Standortgunst, gemessen durch die Standortkomponente, unterschiedlich für die einzelnen Sektoren.

Die sich nun anschließenden empirischen Untersuchungen der vorliegenden Arbeit knüpfen an die bisherigen Ergebnisse an und betreffen folgende, noch nicht geklärte Problemkreise:

- a) Ist die Stabilität der Standortkomponenten von Branchen kurzfristig höher als langfristig, und sind nicht zumindest kurzfristige Prognosen mit Hilfe der Shift-Analyse möglich?
- b) Sind die Standortkomponenten einzelner Sektoren unterschiedlich stabil? Wären demnach bestimmte Branchen mit Hilfe der Shift-Analyse zu prognostizieren?
- c) Ist die Stabilität der Standortkomponente eines Sektors abhängig von der Wirtschaftsstruktur der Region?

3. Empirische Tests der Shift-Analyse

3.1. Der methodische Ansatz

Das Ziel der vorgenommenen Untersuchung ist es, auf die oben genannten, beim derzeitigen Stand der Diskussion über die Shift-Analyse noch offenen Fragen eine erste

37 Vgl. Cowan, R. S.: Application of a Modified Employment Shift Model to Forecast Regional Change. Lehigh. Diss. (1970) S. 47 f.

38 Vgl. ebenda, S. 51

39 Vgl. Floyd, F. F., Sirmans, C. F.: Shift and Share Projections revisited. In: Journal of Regional Science, Bd. 13 (1973), S. 115–120.

40 Vgl. James, F., Hughes, J.: A Test of Shift and Share Analysis as a Predictive Device. In: Journal of Regional Science, Bd. 13 (1973), S. 223–232.

41 Vgl. dieselben, a. a. O., S. 228.

42 Vgl. dieselben, a. a. O., S. 230 f.

Antwort zu finden und damit das Gesamtbild vom Ausgawert der Shift-Analyse weiter zu vervollständigen.

Die Güte jeder statistischen Methode zeigt sich am deutlichsten, wenn sie zu ex-post-Vorausschätzungen verwendet wird, d. h., wenn man schon bekannte Werte im nachhinein vorausschätzt und die Prognoseergebnisse mit den tatsächlichen Werten vergleicht. Die Treffsicherheit der Prognosemethode zeigt sich dann in der Häufigkeitsverteilung der Abweichungen zwischen tatsächlichen und geschätzten Werten. Diese Form des Testens wird im folgenden für die Shift-Analyse verwandt.

Mit Hilfe der Shift-Analyse läßt sich das künftige Niveau der Wirtschaftstätigkeit eines Sektors in einem Teilraum herleiten aus einer vorliegenden Schätzung der künftigen Entwicklung dieses Sektors im Gesamttraum. Dieses Vorgehen der »Regionalisierung« gesamtträumlicher Sektorprognosen hat den Vorteil der einfachen Durchführbarkeit, da Prognoseschätzungen für den übergeordneten Raum meist vorliegen und die Herleitung einer regionalen Sektorprognose mittels der Shift-Analyse methodisch einfach ist.

Der sektoral disaggregierte Regionalfaktor R^1_{ij} des Sektors i in der Region j mißt den Einfluß der Region j auf das Wachstum des Sektors i in der Region j zwischen den beiden Beobachtungszeitpunkten, indem das regionale Wachstum des Sektors i ins Verhältnis gesetzt wird zu dessen gesamtträumlichem Wachstum. Unterstellt man nun, daß der durch R^1_{ij} gemessene Standorteinfluß von einer Periode auf die folgende konstant bleibt, so ergibt sich eine Schätzfunktion für eine »regionalisierte« Prognose B^2_{ij} zum Prognosezeitpunkt 2 wie folgt:

$$R^1_{ij} = \frac{B^1_{ij}/B^0_{ij}}{B^1_i/B^0_i} \text{ und } R^2_{ij} = \frac{B^2_{ij}/B^1_{ij}}{B^2_i/B^1_i} \quad (1)$$

Angenommen $R^1_{ij} = R^2_{ij}$,

dann folgt nach Umformung für den realisierten Wert

$$B^2_{ij} = \frac{B^2_i \cdot B^0_i}{B^1_i \cdot B^1_i} \cdot \frac{B^1_{ij} \cdot B^1_{ij}}{B^0_{ij}} \quad (3)$$

Sofern die gesamtträumliche Prognose $\hat{B}^2_i$ für den Sektor i vorliegt, ergibt sich die Schätzfunktion

$$\hat{B}^2_{ij} = \frac{\hat{B}^2_i \cdot B^0_i}{B^1_i \cdot B^1_i} \cdot \frac{B^1_{ij} \cdot B^1_{ij}}{B^0_{ij}} \quad (4)$$

Um die Treffsicherheit dieser Prognoseschätzfunktion zu ermitteln, wird die eingangs gemachte Voraussetzung $R^1_{ij} = R^2_{ij}$ erweitert zu:

$$R^1_{ij} = f_{ij} \cdot R^2_{ij} \quad (5)$$

Bleibt der Regionalfaktor R^1_{ij} über zwei Beobachtungszeiträume konstant, so hat der Fehlerfaktor den Normwert 1; ändert sich jedoch der Standorteinfluß in der zweiten Periode, so gibt der Wert von f_{ij} , der jetzt ungleich 1 ist, diese Änderung an.

Leitet man aus Gleichung (5), wie vorher aus Gleichung (2), die Schätzfunktion $\hat{B}^2_{ij}$ her⁴³, dann ergibt sich folgende

Beziehung zwischen einem geschätzten Prognosewert und dem tatsächlichen Wert:

$$B^2_{ij} = f_{ij} \cdot \hat{B}^2_{ij} \text{ oder } f_{ij} = \frac{B^2_{ij}}{\hat{B}^2_{ij}} \quad (6)$$

Der Normwert von $B^2_{ij} / \hat{B}^2_{ij} = f_{ij}$ ist gleich 1, nämlich dann, wenn Prognose- und tatsächlicher Wert übereinstimmen.

Führt man eine Reihe von ex-post-Prognosen durch, so ist es zweckmäßig, die Abweichungen $d_{ij} = |1 - f_{ij}| \cdot 100\%$ zu berechnen. Gruppiert man diese relativen Abweichungen d_{ij} in Güteklassen von z. B. höchstens 5 %igen, 10 %igen oder 20 %igen Abweichungen vom Normwert, so zeigt sich die Treffsicherheit der Schätzfunktion darin, wie die Besetzungen über die Güteklassen verteilt sind. Entfallen z. B. für die errechneten Prognosewerte die meisten Abweichungen in die Güteklasse bis 5 %, so liegt eine relativ hohe Treffsicherheit vor; liegt die größte Besetzung jedoch in der Klasse bis zu 20 %, so ist die Treffsicherheit dementsprechend gering.

Um allein die Genauigkeit von Prognosen der Shift-Analyse zu ermitteln, werden im folgenden an Stelle der gesamtträumlichen Branchenprognosen $\hat{B}^2_i$ die realisierten Werte B^2_i verwendet. Damit ist die eine von zwei möglichen Ursachen von Prognosefehlern ausgeschaltet, daß nämlich die extern vorgegebene Branchenentwicklung im Gesamttraum falsch vorhergeschätzt wurde. Die im folgenden gemessenen Abweichungen der Prognoseschätzungen von den tatsächlichen Werten liegen dementsprechend ausschließlich in der Anlage der Shift-Analyse begründet.

3.2. Die Datenstruktur

Es wurden Fehlerfaktoren f_{ij} berechnet für acht Industriesektorgruppen in den 33 Stadt- und Landkreisen der beiden Regierungsbezirke Nord- und Südbaden des Landes Baden-Württemberg. Das Beobachtungsmaterial ist der Industriestatistik entnommen und weist die Bestandsgrößen der Beschäftigten je Sektor und Region für jedes Jahr des Zeitraumes von 1954 bis 1969 aus.

Die in der Industriestatistik erfaßten zwölf Sektorgruppen wurden für die vorliegende Untersuchung auf acht reduziert: Die drei Sektorgruppen Bergbau, eisen- und metallschaffende Industrie und Lederwaren- und Schuhindustrie wurden eliminiert, da sie im Untersuchungsgebiet entweder nur in einer Region oder nur unbedeutend vertreten sind. Der Sektor Tabakindustrie wurde dem Sektor Nahrungs- und Genußmittel zugeschlagen. Demnach sind folgende Industriesektorgruppen in die Untersuchung eingegangen:

Steine	Steine und Erden, Feinkeramik und Glas
Masch.	Maschinenbau
Übr. E.	Übrige eisen- und metallverarbeitende Industrie
Chemie	Chemie, Mineralöl, Kohlenwerkstoff, Kunststoff-, Gummi- und Asbestverarbeitung
Holz.	Sägerei, Holzbe- und -verarbeitung
Papier	Papierherzeugung und -verarbeitung

43 Durch analoge Umformung zu (3) und (4).

Textil Textil und Bekleidung
Nahr./G. Nahrungs- und Genußmittel, einschl. Tabak.

Die Beobachtungszeitpunkte sind wie folgt gewählt: Der Zeitpunkt 0 ist konstant das Jahr 1954, und der Zeitpunkt 1 ist konstant das Jahr 1959. Der Zeitpunkt 2 (Prognosezeitpunkt) wurde variiert; es wurden ex-post-Prognose-tests vorgenommen für jedes Jahr von 1960 bis 1969. Der Gesamtraum im Sinne der Shift-Analyse ist das Land Baden-Württemberg, die untergeordneten Regionen sind die bezeichneten Stadt- und Landkreise.

3.3. Ergebnisse

3.3.1. Vergleich lang- und kurzfristiger Prognosen

Zum Vergleich der Prognosen werden die relativen Abweichungen der Fehlerfaktoren f_{ij} von ihrem Normwert 1 klassifiziert in vier Intervalle:

Intervall	I	$d_{ij} \leq 5\%$
Intervall	II	$5\% < d_{ij} \leq 10\%$
Intervall	III	$10\% < d_{ij} \leq 20\%$
Intervall	IV	$d_{ij} > 20\%$

Tabelle 1 enthält die Verteilungen der relativen Abweichungen d_{ij} über die vier genannten Intervalle für drei Prognosezeiträume: die Einjahresprognose (1960), die Fünfjahresprognose (1964) und die Zehnjahresprognose (1969).

Tabelle 1: Vergleich kurz-, mittel- und langfristiger Prognosen

	I		II		III		IV			
	abs.	v. H.	abs.	v. H.	abs.	v. H.	abs.	v. H.	Summen	
1960	36	18,5	29	15,0	53	27,3	76	38,2	194	100
1964	33	17,0	34	17,5	36	18,5	91	47,0	194	100
1969	29	15,0	20	11,0	37	19,0	107	55,0	193	100

Es zeigt sich, daß mit wachsender Länge des Prognosezeitraumes die Fehlerfaktoren f_{ij} stärker vom Normwert 1 abweichen; die Häufigkeitsverteilung der relativen Abweichungen verschiebt sich in Richtung der Intervalle III und IV. Zugleich aber weist die Verteilung für alle drei Prognosezeitpunkte eine ähnliche Form auf. Der häufigste Wert liegt jeweils im vierten und der zweithäufigste Wert im dritten Intervall. Betrachtet man das dritte und vierte Intervall zusammen, dann ist in über 60 % der Schätzungen die Abweichung der Fehlerfaktoren vom Normwert und damit auch die Abweichung der Prognoseschätzungen B^2_{ij} von den realisierten Werten B^2_{ij} größer als 10 %. Diese Tatsache, daß in der Mehrheit der Schätzungen die relative Abweichung größer als 10 % ist, bei Zehnjahresprognosen sogar größer als 20 %, stellt den Wert der Shift-Analyse als Prognosemethode sehr in Frage.

Der ausgewählte Beobachtungszeitraum gibt die Möglichkeit, die Konjunktorempfindlichkeit der Shift-Analyse zu testen, indem die Verteilungen der relativen Abweichun-

gen verglichen werden für das Rezessionsjahr 1967, für das Aufschwungjahr 1968 und für das Jahr der Hochkonjunktur 1969. Die Ergebnisse sind in Tabelle 2 dargestellt.

Tabelle 2: Vergleich der Prognosen im Konjunkturverlauf

	I		II		III		IV			
	abs.	v. H.	abs.	v. H.	abs.	v. H.	abs.	v. H.	Summen	
1967	38	19,7	22	11,4	36	18,6	97	50,3	193	100
1968	32	16,6	22	11,4	38	19,7	101	52,3	193	100
1969	29	15,0	20	10,4	37	19,1	107	55,5	193	100

Es zeigt sich, daß die Häufigkeitsverteilungen für alle drei Jahre weitgehend gleich sind; jeweils mehr als die Hälfte aller Schätzungen ergeben relative Abweichungen von mehr als 20 %. Das leichte Ansteigen der Besetzung des vierten Intervalles von 50,3 % im Jahre 1967 auf 55,5 % im Jahre 1969 läßt sich kaum als Konjunktуреinfluß interpretieren. Hier setzt sich der Trend fort, daß mit wachsendem Prognosehorizont die Prognosefehler zunehmen.

3.3.2. Vergleich der einzelnen Sektorprognosen

Die erste Fragestellung untersuchte den Zusammenhang zwischen Prognosehorizont und Prognosefehler in einer gepoolten Querschnittsanalyse über Regionen und Sektoren. Im folgenden wird nach Regionen und Sektoren differenziert.

Anknüpfend an die Untersuchungen von *Floyd* und *Sirmans*⁴⁴, wird zuerst der Frage nachgegangen, ob sich die Prognosetreffsicherheit für die einzelnen Sektorgruppen unterscheidet. Dazu werden die Fehlerfaktoren f_{ij} entsprechend ihrer relativen Abweichungen d_{ij} vom Normwert 1 klassifiziert in die o. g. Intervalle I bis IV. Die Verteilungen der Fehlerfaktoren für die Sektoren sind in Tabelle 3 dargestellt. Bei Einjahresprognosen haben nur bei der Papierindustrie 50 % der Prognoseschätzungen einen Fehlerfaktor, der höchstens 10 % vom Normwert 1 abweicht. Für alle übrigen Sektoren liegt mehr als die Hälfte der Fehlerfaktoren in den Intervallen III und IV, die Abweichungen von größer als 10 % ausweisen. Für Fünf- und Zehnjahresprognosen zeigt sich ein ähnliches Bild: Mit Ausnahme der Papierindustrie weist die Mehrheit der Tests für alle Sektoren mehr als 10 %ige Abweichungen der Fehlerfaktoren vom Normwert auf, d. h., es weichen die Prognoseschätzungen der Shift-Analyse meist um mehr als 10 % ab von den tatsächlichen Werten. Es zeigt sich also, daß mit Hilfe der Shift-Analyse alle Sektoren gleichmäßig ungenau prognostiziert werden; sektoral unterschiedliche Genauigkeit der Prognoseschätzungen, wie sie von *Floyd* und *Sirmans*⁴⁵ behauptet wird, kann auf Grund der vorliegenden Untersuchung nicht bestätigt werden. Es hat sich vielmehr das Gegenteil gezeigt, daß die Prognose-

44 Vgl. *Floyd, F.F., Sirmans, C. F.*, a. a. O.
45 Vgl. dieselben, a. a. O.

fehler für die einzelnen Sektoren eine weitgehend gleiche Verteilung über die Güteklassen, die Intervalle I bis IV, aufweisen.

3.3.3. Vergleich von Sektorprognosen bei unterschiedlicher Wirtschaftsstruktur der Regionen

Die dritte Fragestellung der Untersuchung beschäftigt sich mit der These, daß in Regionen, die eine ähnliche Wirtschaftsstruktur wie der Gesamtraum aufweisen, die Shift-Analyse genauere Prognoseschätzungen liefert als in Regionen, deren Wirtschaftsstruktur von der des übergeordneten Raumes stark abweicht. Da aufgrund der interregionalen Arbeitsteilung der Gesamtraum meist eine breiter gestreute Industriestruktur aufweist als die Teilräume, müßte demzufolge in Regionen mit ebenfalls breit gefächerter Wirtschaftsstruktur die Branchenprognosen der Shift-Analyse genauer sein als in Regionen mit einer tendenziell

einseitig ausgerichteten Wirtschaftsstruktur. Zur Beantwortung dieser Fragestellung wurden die 33 Regionen unterteilt in zwei Gruppen: diejenigen Regionen (VS) mit einer »Vollstruktur«, die alle acht oder mindestens sieben Sektoren aufweisen, und diejenigen Regionen (PS) mit einer »Partialstruktur«, die sechs Sektorgruppen und weniger aufweisen.

Die Fehlerfaktoren sind in zwei Intervalle klassifiziert:

Intervall A $d_{ij} \leq 10\%$

Intervall B $d_{ij} > 10\%$.

Die Verteilungen der Fehlerfaktoren für die einzelnen Sektorgruppen über die Güteklassen A und B und die Regionstypen VS und PS sind in Tabelle 4 dargestellt. Es zeigt sich, daß die Industriestruktur der Regionen weitgehend ohne Einfluß ist auf die Genauigkeit von Prognoseschätzungen. Die Verteilung der Fehlerabweichungen ist weitgehend die gleiche für Sektoren in Regionen mit »Vollstruktur« und mit »Partialstruktur«.

Tabelle 3: Verteilung der Abweichungen der Fehlerfaktoren vom Normwert, über vier Intervalle disaggregiert für acht Sektorgruppen

	1960				1964				1969			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV	I	II	III	IV
	abs. v. H.	abs. v. H.	abs. v. H.	abs. v. H.	abs. v. H.	abs. v. H.	abs. v. H.	abs. v. H.	abs. v. H.	abs. v. H.	abs. v. H.	abs. v. H.
Steine	7 29,2	2 8,3	6 25,0	9 38,5	5 20,8	3 12,5	2 8,3	14 58,4	6 25,0	2 8,3	3 12,5	13 54,2
Masch.	5 15,6	5 15,6	9 28,1	13 40,7	2 6,3	7 21,9	11 34,4	12 37,6	2 6,3	3 9,4	7 21,8	20 62,5
Übr. E.	4 18,2	3 13,6	9 40,9	6 27,2	4 18,2	5 22,7	2 9,1	11 50,0	3 13,6	2 9,1	4 18,2	13 59,1
Chemie	2 14,3	1 7,2	2 14,3	9 64,3	3 21,4	0 0,0	4 28,6	7 50,0	1 7,2	1 7,2	1 7,2	11 78,6
Holz b.	8 25,0	2 6,3	7 21,8	15 46,9	4 12,5	6 18,8	7 21,8	15 46,9	4 12,5	2 6,3	9 28,1	17 53,2
Papier	3 16,6	6 33,4	5 27,8	4 22,2	6 33,4	5 27,8	2 11,1	5 27,8	4 22,2	2 11,1	8 44,4	4 22,2
Textil	3 11,5	8 30,8	5 19,2	10 38,5	6 23,1	5 19,2	5 19,2	10 38,5	7 26,9	3 11,5	4 15,4	12 46,2
Nahr./G.	4 15,4	2 7,7	10 38,5	10 38,5	3 11,5	3 11,5	3 11,5	17 65,5	2 8,0	5 20,0	1 4,0	17 68,0

Tabelle 4: Verteilung der Abweichungen der Fehlerfaktoren vom Normwert nach Sektorengruppen und Regionstypen VS und PS

	1960		1964		1969	
	$\leq 10\%$	$> 10\%$	$\leq 10\%$	$> 10\%$	$\leq 10\%$	$> 10\%$
	abs. v. H.	abs. v. H.	abs. v. H.	abs. v. H.	abs. v. H.	abs. v. H.
Steine	VS 6 40,0	9 60,0	4 26,7	11 73,3	4 26,7	11 73,3
	PS 3 33,3	6 66,7	4 44,4	5 55,6	4 44,4	5 55,6
Masch.	VS 5 31,2	11 68,8	2 12,5	14 87,5	2 12,5	14 87,5
	PS 5 31,2	11 68,8	7 43,8	9 56,2	3 18,8	13 81,3
Übr. E.	VS 4 25,0	12 75,0	7 43,8	2 33,3	3 18,8	2 33,3
	PS 3 50,0	3 50,0	9 56,2	4 66,7	13 81,3	4 66,7
Chemie	VS 3 27,2	8 72,8	3 27,2	8 72,8	1 9,1	10 90,9
	PS 0 0,0	3 100,0	0 0,0	3 100,0	1 33,3	2 66,7
Holz b.	VS 5 31,2	11 68,8	4 25,0	12 75,0	3 18,8	13 81,2
	PS 5 31,2	11 68,8	6 37,5	10 62,5	3 18,8	13 81,2
Papier	VS 5 50,0	5 50,0	6 60,0	4 40,0	4 40,0	6 60,0
	PS 4 50,0	4 50,0	5 62,5	3 37,5	2 25,0	6 75,0
Textil	VS 6 37,5	10 62,5	7 43,8	9 56,2	6 37,5	10 62,5
	PS 5 50,0	5 50,0	4 40,0	6 60,0	4 40,0	6 60,0
Nahr./G.	VS 3 21,4	11 78,6	4 28,6	10 71,4	4 28,6	10 71,4
	PS 3 25,0	9 75,0	2 16,6	10 83,4	2 18,2	9 81,8

(VS = Vollstruktur, PS = Partialstruktur)

4. Resümee

4.1. Zusammenfassung der Ergebnisse

Insgesamt zeigt sich, daß die Häufigkeitsverteilung der Fehlerfaktoren, d. h. die Verteilung der Abweichungen der Prognosewerte von den tatsächlichen Werten, die Shift-Analyse als taugliches Prognoseinstrument disqualifiziert. Unterstellt man als Gütekriterium für die Brauchbarkeit von Prognoseschätzfunktionen, daß bei ex-post-Tests stets mehr als die Hälfte der Schätzungen Abweichungen vom tatsächlichen Wert aufweisen muß, die kleiner oder höchstens gleich 5 % sind, dann hat die Shift-Analyse bei den vorliegenden Untersuchungen dieses Gütekriterium nicht erfüllt. In keiner der acht Sektorgruppen liegt die Hälfte der Abweichungen der Prognoseschätzungen im geforderten 5-%-Limit. Die Analyse des Prognosefehlers von Shift-Analysen führt zu folgenden Aussagen:

(a) Es hat sich gezeigt, daß die Abweichungen der Prognoseschätzungen von den tatsächlichen Werten für kurze Prognosezeiträume kleiner sind als für lange Prognosezeiträume, jedoch liegen die gemessenen Abweichungen weit über dem geforderten Limit, so daß weder kurz- noch langfristige Prognosen der Shift-Analyse akzeptable Ergebnisse sind.

b) Die Verteilung der Prognosefehler differiert zwar bei den einzelnen Sektorgruppen, das geforderte Gütekriterium einer Höchstabweichung von 5 % für die Hälfte aller Schätzungen wird jedoch für keine der untersuchten Sektorgruppen erzielt. Es läßt sich damit im Untersuchungsgebiet keine Branche mit Hilfe der Shift-Analyse brauchbar prognostizieren, die Schätzungen sind einheitlich unpräzise und nicht akzeptabel. Damit stehen die Ergebnisse dieser Untersuchung im Gegensatz zu denen von *Floyd* und *Sirmans*, die für bestimmte Sektoren eine Brauchbarkeit der Shift-Analyse für Prognoseschätzungen behaupten.

(c) Ein Zusammenhang zwischen der Wirtschaftsstruktur einer Region und der Genauigkeit der Prognoseschätzungen kann ebenfalls nicht festgestellt werden. Es zeigt sich, daß die Verteilung der Fehlerfaktoren für alle Sektorgruppen weitgehend gleich ist ohne Unterschied, ob es sich um Regionen mit breiter oder einseitiger Wirtschaftsstruktur handelt.

Die unbefriedigenden Ergebnisse der Anwendung der Shift-Analyse liegen in zwei Ursachenkomplexen begründet: 1. Die Shift-Analyse ist zu sensitiv auf Änderungen der Datenstruktur, da rein statistische Neuordnungen zu Regionen oder Sektoren großen Einfluß auf die Ergebnisse haben. 2. Die Anlage des Prognosemodells, das einen von zwei Beobachtungszeitpunkten definierten linearen Trend unterstellt, ist unzureichend.

4.2. Sensitivität auf Änderungen der Datenstruktur

Eine Ursache für Prognosefehler der Shift-Analyse liegt begründet in der Abgrenzung von Regionen und Sektoren. Es ist in letzter Zeit öfter der Fall zu beobachten, daß

Stadtregionen räumlich an die Grenzen ihrer wirtschaftlichen Expansionsmöglichkeiten geraten, da im Bereich der Stadtregion keine Industrieflächen mehr verfügbar sind. Die weitere industrielle Entwicklung findet dann weitgehend in den Nachbargemeinden statt, die nun ein überdurchschnittliches wirtschaftliches Wachstum erfahren, nachdem sie vorher meist im Schatten der nahen Agglomeration nur eine unterdurchschnittliche wirtschaftliche Entwicklung verzeichnen konnten. Eine Prognose der Shift-Analyse wird folglich die Entwicklung der Sektoren in der Stadtregion überschätzen, da ausgegangen wird vom gesamt-räumlich geschätzten Wachstum der Sektoren und die in der Vergangenheit gemessenen Standortqualitäten ($R^1_{ij} = R^2_{ij}$) auch für die Zukunft unterstellt werden. Die Entwicklung der Sektoren in den Randregionen der Agglomeration wird anfänglich unterschätzt, da die Entwicklungssprünge, hervorgerufen durch massive Neuansiedlungen, nicht aus Branchenprognosen für den Gesamttraum und der Standortqualität der Vergangenheit vorausgeschätzt werden können. Werden nun später Prognosen mit Hilfe der Shift-Analyse unternommen, nachdem Entwicklungssprünge stattgefunden haben, so wird für die Zukunft die tatsächliche Entwicklung weit überschätzt, da der Wachstumsprung als hohe Standortgunst gemessen wird, die für die Zukunft als konstant unterstellt wird. Hier zeigt sich deutlich die Schwäche der Shift-Analyse als »mechanistisches« Verfahren, das regionale Besonderheiten, die sich lediglich aus der statistischen Zuordnung ergeben, nicht erfassen kann.

Eine weitere Fehlerquelle ist die statistisch meist übliche und bei der vorliegenden Untersuchung bestehende Zuordnung der Betriebe zu den Sektorgruppen nach dem Prinzip der Hauptbeteiligung der Produktion. Da sich bei Mehrproduktunternehmen im Zeitablauf durch unterschiedliches Wachstum der Sparten der Produktionsschwerpunkt verlagern kann, erfolgt dann eine Zuordnung zu einem anderen Sektor. Diese statistisch bedingte Änderung ruft im Beobachtungsmaterial zwei Entwicklungsbrüche hervor: Für den Sektor, dem die Unternehmung bisher zugeordnet war, wird ein Niveaueinbruch ausgewiesen, der andere Sektor erfährt einen Niveausprung. Die Shift-Analyse mißt das als Standortnachteil bzw. -vorteil und unterstellt für Prognosen eine Konstanz der so gemessenen Standortqualität für die Zukunft.

4.3. Die methodische Schwäche der Shift-Analyse

Man kann davon ausgehen, daß sich das Wachstum eines Sektors in einem Gesamttraum diskontinuierlich vollzieht, sowohl intraregional als auch interregional. Da regionale Produzenten von industriellen Gütern diese überwiegend auf dem Markt des Gesamttraumes anbieten, wird das regionale Wachstum von der Marktentwicklung des Gesamttraumes bestimmt. Wenn man weiter annimmt, daß zwischen den einzelnen Regionen weitgehend aufgrund einer historisch gewachsenen Wirtschaftsstruktur eine interregionale Arbeitsteilung besteht und sich die Auswirkungen

von Änderungen der Situation auf dem Markt des Gesamtgebietes in den untergeordneten Regionen mit unterschiedlichen Verzögerungen entwickeln, dann ist das Verhältnis der regionalen zur gesamtwirtschaftlichen Entwicklung nicht konstant, sondern schwankt in Zyklen unterschiedlicher Länge: Auf Perioden regionaler Expansion folgen Perioden der Konsolidierung. Die Shift-Analyse approximiert diese wellenförmigen Entwicklungsverläufe mit einem linearen Trend. Zyklische Entwicklungspfade lassen sich mit linearen Approximationen in der Regel nur sehr fehlerhaft vorausschätzen. Dieser Mangel wird im Modell der Shift-Analyse noch wesentlich verstärkt, da die Trendanpassung nicht etwa nach der Methode der kleinsten Quadrate auf der Informationsgrundlage einer Zeitreihe geschätzt wird, sondern sich auf nur zwei willkürlich ausgewählte Beobachtungszeitpunkte stützt. Je nachdem, ob diese beiden Beobachtungszeitpunkte in einer regionalen Expansions- oder Konsolidierungsphase liegen, ergibt sich eine erhebliche Über- oder Unterschätzung des durchschnittlichen regionalen Wachstums des betrachteten Sektors. In der Expansionsphase mißt die Shift-Analyse einen Standortvorteil und in der Konsolidierungsphase einen Standortnachteil und unterstellt dann, daß diese Standortqualität in Zukunft konstant bleibt.

Die interregionale Entwicklung eines Sektors wird nicht nur von regional unterschiedlichen Entwicklungsphasen bestimmt, sondern auch von einem permanenten »Diffusionsprozeß«, der durch Verlagerungen und Neugründungen die bestehende regionale Wirtschaftsstruktur ständig ändert. Regional gesehen sind Industrieansiedlungen für die betreffende Branche Entwicklungssprünge. Die Shift-Analyse mißt diese Unstetigkeit des Wachstumspfad als Standortvorteil, nimmt an, daß diese Standortqualität in der folgenden Periode erhalten bleibt, und überschätzt so bei weitem die zukünftige Entwicklung, da Verlagerungen und Neugründungen regional meist Einzelfälle sind und nicht kontinuierlich erfolgen.

Die Formulierung der Shift-Analyse als Prognoseinstrument durch Verknüpfung zweier Regionalfaktoren ($R^1_{ij} = R^2_{ij}$) ist schon deswegen unzureichend, weil die dazu notwendige Voraussetzung, die Gleichheit der Standortindizes von zwei aufeinanderfolgenden Beobachtungszeiträumen, in der Realität nicht in ausreichendem Maß gewährleistet ist, wie die vorgenommenen Untersuchungen zeigen. Es lassen sich gesamträumliche Prognosen demnach kaum »regionalisieren« da i. d. R. die Standortqualität »kleiner« Regionen, so wie sie von der Shift-Analyse gemessen wird, über zwei Perioden, seien sie nun kurz- oder langfristig, nicht konstant bleibt. Auf niedriger räumlicher Aggregationsstufe, wie z. B. auf der Ebene der Stadt- und Landkreise in der Untersuchung, ist die wirtschaftliche Entwicklung eines Teilraumes in hohem Maße von Faktoren abhängig, die nicht in der Informationsbasis der Shift-Analyse enthalten sind, oder darüber hinaus von Unwägbarkeiten bestimmt, wie z. B. der Managementleistung eines für die Wirtschaft eines Landkreises wichtigen Unternehmens. Deshalb ist die Shift-Analyse bei Untersuchungen auf geringem räumlichem Aggregationsniveau kein

geeignetes Prognoseinstrument, bei aller Konzession wegen ihrer einfachen Handhabung.

Auf höherer räumlicher Aggregationsebene ist der Einfluß von atypischen und vom Zufall bestimmten Einwirkungen auf die Wirtschaftstätigkeit erheblich geringer; hier ist die Voraussetzung einer zeitlichen Stabilität der von der Shift-Analyse gemessenen Standortqualität evtl. gegeben, wie u. a. *Paraskevopoulos*⁴⁶ gezeigt hat. Da die prinzipiellen methodischen Schwächen der Shift-Analyse aber auch auf »höherem« Aggregationsniveau bestehen bleiben, muß die empirische Relevanz von Ergebnissen im Einzelfall durch ex-post-Tests bestimmt werden.

Literaturverzeichnis

- Asbby, Lowell D.*: Shift and Share Technique: A Reply (to Houston). In: The Southern Economic Journal, (1968) Jan.
- Ders.*: The Geographical Redistribution of Employment: An Examination of the Elements of Change. In: Survey of Current Business, (1964) Oktober.
- Baumgart, Egon, R.*: Der Einfluß von Strukturveränderungen auf die Entwicklung der nordrhein-westfälischen Industrie seit 1950. In: DIW-Sonderhefte (Berlin) 70, (1965).
- Beaud, M.*: Analyse regionale — structurale et planification regionale. In: Revue Economique, Bd. 17 (1966).
- Bergschmidt, H. H.*: Zur Messung und Erklärung von regionalen Wachstumsunterschieden in der BRD. In: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik (1961).
- Bishop, W. C. / Simpson, C. E.*: Components of Change Analysis: Problems of Alternative Approaches to Industrial Structure. In: Regional Studies, Vol. VI (1972).
- Brown, H. J.*: Shift and Share Projections of Regional Economic Growth and Empirical Test. In: Journal of Regional Science, Vol. I (1969).
- Buck, T. W.*: Shift and Share Analysis — A Guide to Regional Policy? In: Regional Studies, Vol. IV (1970).
- Cowan, R. S.*: Application of a Modified Employment. Shift Model to Forecast Regional Change. — Lehigh. Diss. 1970.
- Dunn, Edgar S.*: A Statistical and Analytical Technique for Regional Analysis. In: Papers and Proceedings of the Regional Science Association, Vol. VI (1960).
- Esteban-Marquillas, I. M.*: A Reinterpretation of Shift-Share Analysis. In: Regional and Urban Economics, Vol. II (1972).
- Floyd, F. F. / Sirmans, C. F.*: Shift and Share Projections revisited. In: Journal of Regional Science, Vol. 13 (1973).
- Fuchs, V. R.*: Statistical Explanation of the Relative Shift of Manufacturing among Regions of the United States. In: Papers and Proceedings of the Regional Science Association, Vol. VIII (1962).
- Gerfin, H.*: Gesamtwirtschaftliches Wachstum und regionale Entwicklung. In: Kyklos, Bd. 17 (1964).
- Hellmann, O. A.*: A Critical Analysis of Employment Projection Methods: A Test Case of New Jersey, PhD Thesis, 1970 at Rutgers Univ.
- Houston, D. B.*: The Shift and Share Analysis of Regional Growth: A Critique. In: Economic Journal, Vol. 33 (1967).
- Isard, Walter*: Shift Ratio and Relative Growth Chart. In: Methods of Regional Analysis, Cambridge/Mass. (1960).
- James, F. / Hughes, J.*: A Test of Shift and Share Analysis as a Predictive Device. In: Journal of Regional Science, Vol. 13 (1973).
- Klaassen, L. H. / Paelinck, J. H. P.*: Asymmetry in Shift and Share Analysis. In: Regional and Urban Economics, Vol. II (1972).
- Klemmer, Paul*: Zur Trennung von Struktur- und Standorteffekten. In: Informationen des Instituts für Raumordnung (1968).

46 Vgl. *Paraskevopoulos, C.*, a. a. O.

- Ders.:* Die Shift-Analyse als Instrument der Regionalforschung, Forschungsausschuß „Methoden der empirischen Strukturfor- schung“ der Akademie für Raumforschung und Landespla- nung, Beitrag für die Sitzung am 4. 2. 72 in München.
- Lasuen, I. R.:* Venezuela: An Industrial Shift Share Analysis 1941—1961. In: *Regional and Urban Economics*. Vol. I (1971).
- Lauschmann, Elisabeth:* Grundlagen einer Theorie der Regional- politik, Hannover 1970.
- Mackay, D. I.:* Industrial Structure and Regional Growth: A Methodological Problem. In: *Scottish Journal of Political Economy* (1968) Juni.
- Paris, S. D.:* Comments on „Further Thoughts on the Shift and Share Approach“ by *F. J. B. Stilwell*. In: *Regional Studies*. Vol. IV (1970).
- Perloff, H. S. et. al. (incl. E. G. Dunn):* *Regions, Resources and Economic Growth*, Baltimore 1960.
- Perloff, H. S.:* Relative Regional Economic Growth: An Approach to Regional Accounts. In: *Hochwald, Werner:* *Design of Regional Accounts* (Baltimore), John Hopkins Press (1960).
- Rosenfeld, F.:* Commentaire à l'Exposé de Mr. Dunn. In: *Eco- nomic Appliquée*, Bd. 10 (1969).
- Schneider, Hans K.:* Über einige Probleme und Methoden regio- naler Analyse und Prognose. In: *Regionalplanung*, Institut für Siedlungs- und Wohnungswesen, Univ. Münster, Bd. 63 (1966).
- Schröder, Dieter:* Strukturwandel, Standortwahl und regionales Wachstum, PROGNOS Studien 3, Beiträge zur angewandten Wirtschaftsforschung, Stuttgart 1968.
- Stilwell, F. J. B.:* Further Thoughts on the Shift and Share Approach. In: *Regional Studies*, Vol. IV (1970).
- Uebe, Wolfgang:* Industriestruktur und Standort, Regionale Wachstumsunterschiede der Industriebeschäftigung der BRD 1950—1962, PROGNOS Studien 1, Stuttgart 1967.