

# Zur Analyse regionaler Entwicklungskomponenten: Die Shift-Share-Analyse und eine varianzanalytische Erweiterung

Von

Peter M. Schulze

## I. Problemstellung

Man kann wohl ohne Übertreibung sagen, daß Probleme, die sich aus der räumlichen Differenzierung der wirtschaftlichen Entwicklung ergeben, heute keinesfalls gelöst sind und die quantitative Regionalwirtschaftslehre wie die regionale Wirtschaftspolitik gleichermaßen beschäftigen.

Die zunehmende inter- und intraregionale Arbeitsteilung im Zuge der Industrialisierung hat einerseits zu einer gewissen Verarmung bzw. Entleerung und andererseits zu einer übermäßigen Ballung von Bevölkerung, Wirtschaftskraft und Wohlstand in den verschiedenen Regionen einer industrialisierten Volkswirtschaft geführt. Das Streben nach einer gesamtwirtschaftlich gewünschten Entwicklung und das Bemühen um eine „gerechte“ Verteilung des Volkseinkommens zwingt zu einer Erforschung der regional unterschiedlichen Entwicklungstendenzen und räumlichen Disparitäten.

Bisher vorhandene Ansätze zur Analyse regionalen Wachstums gehen entweder davon aus, die traditionelle makroökonomische angebotsorientierte Produktionstheorie auf die einzelnen Regionen eines Gesamttraumes zu übertragen<sup>1</sup>, die Wachstumskräfte einer Region ausschließlich von ihren Außenbeziehungen abhängig zu machen<sup>2</sup> oder aber die Wachstumsimpulse einer Region von der Art und Zusammensetzung der regionalen Wirtschaftszweige ausgehen zu lassen<sup>3</sup>. Sicherlich zeigt jeder dieser Ansätze nur einen Teil des Problems, denn es hat sich ergeben, daß die regionale Entwicklung zum einen sowohl von gesamtwirtschaftlichen Entwicklungen abhängt, zum anderen aber regionale Besonderheiten wirksam werden.

Stützt man sich bei der Suche nach den Faktoren für die Divergenzen in der regionalen Entwicklung auf die Standortfaktoren als primäre Erklärungsgrößen – wie

1 Vgl. z.B. Richardson, H. W., *Regional Growth Theory*, London/Basingstoke 1973, S. 21ff.

2 So etwa im sog. Export-Basis-Ansatz.

3 Vgl. z.B. das Wachstums-Pol-Konzept.

das die klassische partial-räumliche Theorie macht —, so vernachlässigt man die Einflüsse, die von gesamtwirtschaftlichen Wachstums- und Strukturprozessen auf das regionale Wachstum ausgehen. Zwar beeinflussen bestimmte Standortgegebenheiten die regionale Wachstumsrate, jedoch darf man sie nicht unabhängig von derjenigen des übergeordneten Gesamttraums sehen. Ebenso einseitig wäre es jedoch, jede Wirtschaftsentwicklung an die gesamtwirtschaftliche Entwicklung „anhängen“ zu wollen. Eine Analyse, die regionale Unterschiede im Wirtschaftswachstum untersucht, sollte also sowohl die gesamtwirtschaftlichen als auch die spezifisch regionalen Besonderheiten berücksichtigen.

Diese regionalen Eigenarten lassen sich kennzeichnen durch die relativen Standortvor- bzw. -nachteile und die jeweilige Branchenstruktur einer Region. Ein theoretisch befriedigendes Modell, das diese Komponenten umfaßt, existiert bis heute nicht. Dies ist nicht verwunderlich, denn selbst für Teilbereiche, z.B. die ökonomische Strukturtheorie, gibt es zwar einige brauchbare Instrumente, jedoch ist „ein anlagemäßig leistungsfähiger, den jeweiligen Untersuchungsobjekten entsprechender Begriffsapparat erst in Ansätzen vorhanden“<sup>4</sup>. Modelle, die regionale strukturelle Änderungen prognostizieren, fehlen gänzlich<sup>5</sup>.

Solange aber eine anspruchsvolle operationelle Theorie der räumlichen Verteilung des Wachstums von Wirtschaft und Bevölkerung innerhalb eines Gesamttraumes fehlt — und das ist bis heute der Fall —, kann man nur versuchen, mit Hilfe einer statistischen Analyse, die die beobachteten regionalen Wachstumsraten in verschiedene Ursachenkomplexe zerlegt, der Erklärung regional unterschiedlicher Entwicklung näher zu kommen. Dabei müssen die oben genannten Faktoren, die zur regional unterschiedlichen Entwicklung beitragen, in die Betrachtung eingehen.

Ein solcher Weg soll hier im folgenden besprochen werden, wobei zunächst als Ausgangspunkt in komprimierter Form auf die bekannte Shift-Share-Analyse eingegangen wird, dann eine Erweiterung anhand eines varianzanalytischen Ansatzes mit Darstellung eines Beispiels folgt und gleichzeitig Hinweise gegeben werden, wie dieser Ansatz zu einer Art „Erfolgskontrolle“ regionalpolitischer Aktivitäten dienen könnte.

Ziel dieses Beitrags ist es also nicht, ein Modell der regionalen Verteilung der wirtschaftlichen Entwicklung einer Volkswirtschaft zu entwickeln. Vielmehr stellen wir eine statistische Analyse vor, deren Ergebnisse es ermöglichen, bestehende Gesetzmäßigkeiten der regional unterschiedlichen wirtschaftlichen Entwicklung zu erkennen und die gleichzeitig den Ausgangspunkt für weitere theoretische Untersuchungen bilden kann.

<sup>4</sup> Peters, H.-R., Funktionen der Mesoökonomik. Jahrbuch für Sozialwissenschaft 28 (1977), S. 305.

<sup>5</sup> Vgl. Fox, H. L./Schachter, G., Dynamics of Structural Change. Regional and Urban Economics 5 (1975), S. 41ff.

## 2. Die Shift-Share-Analyse (SSA)

Die Shift-Share-Analyse ist eine Methode, um die Änderung regionaler Variablen im Zeitablauf zu bestimmen. Meist wird dabei die regionale Entwicklung untersucht, obwohl sie auch für jede andere Variable, die eine Untergliederung nach Sektoren und Gebietseinheiten zuläßt, möglich ist<sup>6</sup>. Interessiert die regionale Entwicklung, so können als Variable z.B. das Bruttoinlandsprodukt, der Index der industriellen Nettoproduktion oder Beschäftigtenzahlen benutzt werden.

Das Prinzip der Methode besteht darin, die betrachtete regionale Entwicklungsgröße in verschiedene Komponenten zu zerlegen. Die erste Komponente zeigt die Entwicklung, die stattgefunden hätte, wenn alle Sektoren der Region mit den nationalen Raten gewachsen wären<sup>7</sup>. Dies wird als „Share“-Effekt bezeichnet. Er soll den regionalen Anteil an der nationalen Entwicklung messen und wird durch die Größe  $y$  (= nationale Wachstumsrate bzw. Entwicklungsgröße des übergeordneten Gesamttraumes) repräsentiert. Eine zweite Komponente zeigt die Effekte, die sich in der spezifisch regionalen Entwicklung niederschlagen. Dies läßt sich als „Total-Shift“-Effekt kennzeichnen. Diese regionale „Gesamtverschiebung“ der ökonomischen Entwicklung, die auf die oben erwähnten regionalen Struktur- und Standortbesonderheiten zurückgeführt werden, lassen sich dementsprechend in einen Strukturfaktor („Industry-Mix-Shift“ bzw. „Proportional-Shift“) und einen Standortfaktor („Differential-Shift“) unterteilen<sup>8</sup>.

<sup>6</sup> Vgl. z.B. Paris und Glickman zur Analyse von Bevölkerungsänderungen oder Isserman zur Analyse von Änderungen der Intensität des Kraftstoffverbrauches (Paris, J. D., Regional/Structural Analysis of Population Changes. Regional Studies 4 (1970), 425–443; Glickman, N. J., On the Japanese Urban System. Journal of Regional Science 16 (1976), 317–336; Isserman, A. M., Some Policy Implications of Spatial Variations in Fuel Consumption by Manufacturing Activities. Economic Geography 53 (1977), 45–54).

<sup>7</sup> Häufig wird die gesamte Volkswirtschaft als Bezugsgröße für den Vergleich herangezogen.

<sup>8</sup> Die Bezeichnung ist nicht einheitlich. In der deutschsprachigen Literatur wird meist nur der Shift-Faktor betrachtet und dementsprechend die Methode nur als Shift-Analyse bezeichnet; vgl. zur Darstellung der Methode und für Berechnungen Bergschmidt, H. H., Zur Messung und Erklärung von regionalen Wachstumsunterschieden in der Bundesrepublik. Jahrbücher f. Nationalökonomie und Statistik, 174 (1962), S. 513ff.; Birg, H., Prognose des regionalen Angebots an Arbeitsplätzen. DIW Sonderheft 105, Berlin 1975, S. 22ff.; Eckey, H.-F./Klemmer, P., Neuere Methoden der Statistik und ihre Anwendbarkeit auf verkehrspolitische Problemstellungen, Bochum 1977, S. 73ff.; Gerfin, H., Gesamtwirtschaftliches Wachstum und Regionale Entwicklung, Kyklos XVII (1964), S. 365ff.; Hoppen, H. D., Die Shift-Analyse. Untersuchungen über die empirische Relevanz ihrer Aussagen. Raumforschung und Raumordnung 33 (1975), S. 6ff.; Klemmer, P., Zur Trennung von Struktur- und Standorteffekten. Informationen d. Instituts f. Raumordnung 18 (1968), S. 169ff.; Ders., Die Shift-Analyse als Instrument der Regionalforschung, in: Veröffentlichungen der Akademie f. Raumforschung und Landesplanung (Hrsg.), Methoden der empirischen Regionalforschung, 1. Teil, Hannover 1973, S. 117ff.; Lauschmann, E., Grundlagen einer Theorie der Regionalpolitik, 2. Aufl., Hannover 1973, S. 135ff.; Müller, J. H., Methoden zur regionalen Analyse und Prognose, Hannover 1973, S. 54ff.; Schröder, D.,

Der Strukturfaktor versucht, den Einfluß der Zusammensetzung der regionalen Wirtschaftszweige auf die betrachtete Entwicklungsgröße zu messen. Er zeigt also den Teil der regionalen Entwicklung, der durch den Anteil von entweder schneller oder langsamer wachsenden Branchen in der Region im Vergleich zum übergeordneten Gesamttraum bewirkt wird. Dies läßt sich durch  $y_i - y$  ausdrücken, wobei  $y_i$  die Wachstumsrate des Industriezweiges  $i$  im Gesamttraum ist. Der Strukturfaktor ist positiv, wenn die Region einen großen Anteil von solchen Industriezweigen besitzt, die im übergeordneten Gesamttraum eine hohe Entwicklungsrate aufweisen. Dieser Faktor wird negativ, wenn die Region auf langsam wachsende oder sogar rückläufige Industriezweige spezialisiert ist.

Der Standortfaktor widerspiegelt den Einfluß von relativen Standortvorteilen oder -nachteilen einer Region für bestimmte Industriezweige. Er mißt damit den Teil der regionalen Entwicklung, der einer Branche der Region zugeordnet werden kann, weil sie in der Region schneller oder langsamer wächst als im übergeordneten Gesamttraum, also  $y_{ki} - y_i$ , wobei  $y_{ki}$  die Änderung der betreffenden Entwicklungsgröße im betrachteten Zeitraum für Sektor  $i$  der Region  $k$  angibt. Ein positiver Standortfaktor wird sich in dynamischen, expandierenden Regionen zeigen, ein negativer Faktor in stagnierenden Regionen. Deshalb kann dieser Faktor das Ausmaß von Konkurrenz- oder Standortvorteilen einer Region zeigen; er erlaubt es den Wirtschaftszweigen in der Region, mit einer höheren Entwicklungsrate zu wachsen als im übergeordneten Gesamttraum.

Obwohl es alternative Formulierungen gibt<sup>9</sup>, läßt sich nach obigen Überlegungen die „klassische“ Shift-Share-Gleichung zur Bestimmung der regionalen Entwicklungsgröße eines Industriezweiges<sup>10</sup> – also  $y_{ki}$  – wie folgt schreiben:

$$(1) \quad y_{ki} = y + (y_i - y) + (y_{ki} - y_i)$$

Wie man erkennt, handelt es sich um ein Verfahren, das sowohl nationale als auch regionsspezifische Bestimmungsgründe zur Festlegung regionaler Entwicklungsgrößen heranzieht.

Setzt man den Share-Effekt, d.h. die Entwicklungskomponente des übergeordneten Gesamttraumes gleich  $\alpha$ , die Strukturkomponente des Sektors  $i$   $\beta_i$  und die Standortkomponente der Region  $k$  gleich  $\iota_k$ <sup>11</sup>, so erhält man aus (1)

$$(2) \quad y_{ki} = \alpha + \beta_i + \iota_k$$

Strukturwandel, Standortwahl und regionales Wachstum, Stuttgart/Berlin/Köln/Mainz 1968, S. 61ff.; Uebe, W., Industriestruktur und Standort. Regionale Wachstumsunterschiede in der Bundesrepublik Deutschland 1950–1962, Stuttgart/Berlin/Köln/Mainz 1967, S. 37ff.

<sup>9</sup> So ein Differenz- und ein Index-Modell, vgl. Hoppen, H. D., a.a.O., S. 7ff.

<sup>10</sup> Die Summe über alle  $i$  Wirtschaftszweige ergibt die Shift-Share-Komponenten für die betrachtete Region.

<sup>11</sup>  $\beta_i$  und  $\iota_k$  bilden zusammen die „Total-Shift“-Komponente.

Die „Netto-Shift“-Komponente ergibt sich aus Gleichung (1) als Differenz aus der Entwicklungsrate für Sektor  $i$  in der Region  $k$  und der gesamtwirtschaftlichen Entwicklungsgröße, also

$$(3) \quad y_{ki} - y = y_i - y + y_{ki} - y_i$$

Dieser Ausdruck zeigt, daß es sich bei Gleichung (1) um eine Identität handelt.

Die SSA ist in der dargestellten Form ein Verfahren, um statistische Daten zu ordnen und regionale Größen in bestimmte Entwicklungskomponenten zu zerlegen. Es gibt allerdings einige Beiträge, die die oben beschriebenen Entwicklungskomponenten im Rahmen von regionalwirtschaftlichen Modellen zu erklären versuchen.

So bemühen sich Chalmers und Beckhelm<sup>12</sup>, den Standortfaktor aufgrund von Variablen zu erklären, die mit der räumlichen Variation von Gewinnen verknüpft sind. Es wird gezeigt, wie die SSA mit der industriellen Standorttheorie konsistent ist, indem räumliche Kosten- und Einkommenskurven benutzt werden und damit Verhaltensgleichungen in die Betrachtung einfließen. Sakashita<sup>13</sup> benutzt ein Modell des multiregionalen Wachstums<sup>14</sup>, um der SSA ein theoretisches Fundament zu geben und damit die Komponenten der SSA durch Verhaltensgleichungen zu erklären. Hier sei auch die Analyse von Koll<sup>15</sup> über Bestimmungsfaktoren des regionalen Wachstums erwähnt, obwohl sich diese Studie auf die SSA nicht ausdrücklich bezieht. Aber sie versucht, die Struktur- und Raumkomponente durch eine quantitativ-theoretische Analyse zu bestimmen. Trotz dieser Ansätze ist die SSA aber weit davon entfernt, regional unterschiedliche Wachstumsraten zu erklären, da es sich – wie gezeigt – um eine Identität ohne „behavioral implications“<sup>16</sup> handelt. Die Analyse des Regionalfaktors (Total Shift), der durch Verknüpfung des Struktur- und Standortfaktors entsteht, ist nichts anderes als eine in der Wirtschaftsstatistik vielfach übliche Aufspaltung eines Entwicklungsvorganges durch Verwendung verschiedenartiger Gewichte. Man isoliert den Einfluß zweier Entwicklungskomponenten, indem man jeweils einen Ursachenkomplex konstant hält, wie etwa bei den Indexzahlen<sup>17</sup>. Damit ist die SSA – zumindest in der oben vorgestellten Form – der

<sup>12</sup> Vgl. Chalmers, J. A./Beckhelm, T. L., Shift and Share and the Theory of Industrial Location. Regional Studies 10 (1976), S. 15ff.

<sup>13</sup> Vgl. Sakashita, N., An Axiomatic Approach to Shift- and Share Analysis. Regional and Urban Economics 3 (1973), S. 263ff.

<sup>14</sup> Vgl. Sakashita, N./Kamoike, O., National Growth and Regional Income Inequalities: A Consistent Model. International Economic Review 14 (1973), S. 372ff.

<sup>15</sup> Vgl. Koll, R., Bestimmungsfaktoren regionalen Wachstums: Agglomerations- und Lagevariablen. GfR-Seminarberichte 12 (1977), S. 85ff., vgl. auch Böventer, E. von, Regional Growth Theory. Urban Studies 12 (1975), S. 24ff.

<sup>16</sup> Houston, D. B., The Shift and Share Analysis of Regional Growth: A Critique. The Southern Economic Journal 33 (1967), S. 578. Eine Entgegnung findet sich bei Ashby, L. D., The Shift and Share Analysis: A Reply. The Southern Economic Journal 34 (1968), S. 423ff.

<sup>17</sup> Wenn es sich – wie meist in der deutschsprachigen Literatur – um das Indexmodell handelt.

deskriptiven Statistik zuzuordnen und erlaubt z.B. keine Berechnung von Konfidenzintervallen bzw. Tests, was für Prognosezwecke wünschenswert erscheint. Als Instrument der beschreibenden Statistik sollte deshalb die SSA nur zur Deskription bzw. zur Diagnose, nicht aber zur Prognose benutzt werden. Auch regionalpolitische Empfehlungen aus der SSA abzuleiten, erscheint nicht gerechtfertigt<sup>18</sup>.

Im Zusammenhang mit den Prognosemöglichkeiten der SSA bezweifelt Brown<sup>19</sup> die zeitliche Stabilität des Standortfaktors. Trotz dieses Einwandes ist die SSA mit unterschiedlichem Erfolg zur Voraussage benutzt worden. So versuchen einige Autoren, die Zeitstabilität des Standortfaktors nachzuweisen bzw. durch Modifikation des ursprünglichen SS-Ansatzes zu rechtfertigen, was zu unterschiedlichen Ergebnissen führte<sup>20</sup>. Auch die Vorhersagegenauigkeit im Vergleich zu anderen einfachen Prognosemethoden wurde analysiert mit durchaus nicht immer nachteiligen Ergebnissen für die SSA<sup>21</sup>. Für größere regionale und sektorale Aggregate scheint sich eine zeitliche Stabilität der Faktoren abzuzeichnen<sup>22</sup>.

Neben diesem sehr grundsätzlichen Kritikpunkt gibt es noch weitere Probleme bei der Anwendung der SSA. Auf sie soll im folgenden kurz eingegangen werden:

1. Bei der Berechnung wird die Wirtschaftsstruktur der Region im Basisjahr zugrunde gelegt, so daß Änderungen der Struktur im betrachteten Zeitraum (bis zum

18 Vgl. Buck, T. W., Shift and Share Analysis – A Guide to Regional Policy? *Regional Studies* 4 (1970), S. 445ff. Eine solche Empfehlung gibt z.B. der Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, Jahresgutachten 1965/66: Stabilisierung ohne Stagnation, Stuttgart 1965, S. 166ff.

19 Vgl. Brown, H. J., Shift and Share Projections of Regional Economic Growth: An Empirical Test. *Journal of Regional Science* 9 (1969), S. 1ff. und Ders., The Stability of the Regional-Share Components: Reply. *Journal of Regional Science* 11 (1971), S. 113ff.

20 Vgl. Beaud, M., Analyse régionale-structurale et planification régionale. *Revue Economie* 17 (1966), S. 264ff.; Davis, H. C./Goldberg, M. A., Combining Intersectoral Flows and Shift-Share Techniques: A Hybrid Regional Forecasting Model. *Annals of Regional Science* 6 (1972), S. 106ff.; Floyd, C. F./Sirmans, C. F., Shift and Share Projections Revisited. *Journal of Regional Science* 13 (1973), S. 115; Dies., The Stability of the Regional Share Component: Some further Evidence. *The Annals of Regional Science* 9 (1975), S. 72ff.; James, F. jr./Hughes, J. A. Test of Shift and Share Analysis as a predictive Device. *Journal of Regional Science* 13 (1973), S. 223ff.; Kuehn, J. A., Stability of Regional Share Components? *Review of Regional Studies* 4 (1974), S. 70ff.; Paraskevopoulos, C. C., The Stability of Regional-Share Component: An Empirical Test. *Journal of Regional Science* 11 (1971), S. 107ff.; Ders., Patterns of Regional Economic Growth. *Regional and Urban Economics* 4 (1974), S. 77ff.; Zimmermann, R., A Variant of the Shift and Share Projection Formulation. *Journal of Regional Science* 15 (1975), S. 29ff. Zur Verwendung der Shift-Analyse als Prognoseinstrument im deutschsprachigen Bereich vgl. z.B. Birg, H., a.a.O., S. 22ff.; Eckey, H.-F./Klemmer, P., a.a.O., S. 79ff.; Hoppen, H. D., a.a.O., S. 13ff.

21 Vgl. Floyd, C. F., Shift and Share Projection Models: A Reformulation. *Annals of Regional Science* 7 (1973), S. 40ff.; Hewings, G. J. D., On the Accuracy of Alternative Models for Stepping-Down Multi-County Employment Projections to Counties. *Economic Geography* 52 (1976), S. 206ff.

22 Vgl. Paraskevopoulos, C. C., The Stability ... a.a.O., S. 111.

Berichtsjahr) nicht berücksichtigt werden. Dieses Problem wurde von Stilwell<sup>23</sup> aufgegriffen und später von Chalmers<sup>24</sup> und Edwards et al.<sup>25</sup> modifiziert. In diesem Zusammenhang ist auch das Problem der „richtigen“ Gewichtung zu erwähnen<sup>26</sup>.

2. Das Ergebnis der SSA kann – wie bei jedem Index – empfindlich auf Änderungen des Basisjahres reagieren, da bei der Berechnung nur Daten aus den Basis- und Berichtsjahren herangezogen werden, die Angaben aus allen dazwischenliegenden Zeitpunkten also entfallen.

3. Ein weiteres Problem der SSA besteht darin, daß sie Struktur- und Standorteffekt nicht vollkommen separiert. Vielmehr bestehen zwischen beiden Komponenten Interdependenzen<sup>27</sup>, da die Zusammensetzung der Wirtschaft (d.h. ihre Struktur) Einfluß auf die Standortvor- oder -nachteile einer Region haben kann und umgekehrt. Aus diesem Grund wurde eine zusätzliche Komponente in die Analyse eingeführt<sup>28</sup>, die diese Wechselwirkungen erfaßt, also gewissermaßen den Standortfaktor von diesen Struktureinflüssen „reingt“.

4. Die Analyse reagiert empfindlich auf den Grad der Disaggregation bzw. Aggregation der Wirtschaftszweige<sup>29</sup>. Mit Problemen der sektoralen und regionalen Aggregation bzw. Disaggregation muß sich jedoch jede quantitative ökonomische Analyse befassen, so daß dies ein Kritikpunkt ist, der sicherlich nicht ausschließlich für die SSA gilt.

5. Die im Regionalfaktor durch die Wirtschaftsstruktur im Basiszeitpunkt determinierte Regionalentwicklung wird pauschal als Standortfaktor bezeichnet. Dies ist aber in Wirklichkeit keine Residualgröße, sondern eine Komponente mit eigenen Bestimmungsfaktoren.

23 Vgl. Stilwell, F. J. B., Regional Growth and Structural Adaptation. *Urban Studies* 6 (1969), S. 162ff.

24 Vgl. Chalmers, J. A., Measuring Changes in Regional Industry Structure: A Comment on Stilwell and Ashby. *Urban Studies* 8 (1971), S. 289ff.

25 Vgl. Edwards, J. A./Harniman, K. F./Morgan, J. S., Regional Growth and Structural Adaptation: A Correction to the Stilwell Modification. *Urban Studies* 15 (1978), S. 97ff.

26 Vgl. z.B. Cunningham, N. J., A Note on the „Proper Distribution of Industry“. *Oxford Economic Papers* 21 (1969), S. 122ff.; Klaassen, L. H./Paelinck, J. H. P., Asymmetry in Shift- and Share-Analysis. *Regional and Urban Economics* 2 (1972), S. 256ff.

27 Vgl. MacKay, D. I., Industrial Structure and Regional Growth: A Methodological Problem. *Scottish Journal of Political Economy* 15 (1968), S. 129ff. Erste Hinweise zu diesem Problem finden sich bei Rosenfeld, F., *Commentaire à l'exposé de M. Dunn. Economie Appliquée* 4 (1959), S. 531ff.

28 Vgl. Esteban-Marquillas, J. M., A Reinterpretation of Shift-Share-Analysis. *Regional and Urban Economics* 2 (1972), S. 249ff. Diese Verfeinerung besichert allerdings neue Gewichtungsprobleme (vgl. Herzog, H. W./Olsen, R. J., Shift-Share Analysis revisited: The Allocation Effect and the Stability of Regional Structure. *Journal of Regional Science* 17 (1977), S. 441ff.) und beseitigt die „Additiv-Eigenschaft“, vgl. Stokes, H. K. jr., Shift Share once again. *Regional and Urban Economics* 4 (1974), S. 57ff.

29 Vgl. Bishop, K. C./Simpson, C. E., Components of Change Analysis: Problems of Alternative Approaches to Industrial Structure. *Regional Studies* 6 (1972), S. 60f.

Trotz dieser Kritikpunkte erfreut sich die SSA in der Regionalforschung und insbesondere bei den Regionalplanern großer Beliebtheit, nicht zuletzt wegen ihrer plausiblen Aussagen und der relativ geringen Anforderungen an die Daten. Allerdings beschränken sich viele Anwendungen der SSA wegen der oben genannten Kritikpunkte auf eine deskriptive vergleichende Analyse bzw. Diagnose<sup>30</sup>.

### 3. Erweiterung der Shift-Share-Analyse: Varianzanalytischer Ansatz

#### 3.1. Theoretische Analyse

Allgemein kann man die Varianzanalyse als ein statistisches Verfahren bezeichnen, das zur quantitativen Untersuchung der Einflüsse von einem oder mehreren Faktoren auf bestimmte Beobachtungsgrößen dient. Wir verwenden sie hier zur Analyse der Einflüsse von regionalen Entwicklungskomponenten auf die regional beobachteten Untersuchungsgrößen, verknüpft mit statistischen Tests über die Signifikanz dieser Komponenten. Zwei wesentliche der oben aufgeführten Nachteile<sup>31</sup> der ursprünglichen Shift-Share-Analyse lassen sich vermeiden, wenn man bei der Untersuchung regionaler Entwicklungskomponenten einen varianzanalytischen Ansatz<sup>32</sup> wählt. Wie sich zeigen wird, bereitet die Festlegung des Basisjahres bei dieser Analyse keine Schwierigkeiten, da nicht nur Basis- und Berichts-

30 Vgl. Ashby, L. D., Changes in Regional Industrial Structure: A Comment. *Urban Studies* 7 (1970), S. 298ff.; Dunn, E. S. jr., Une technique statistique et analytique d'analyse régionale: description et projection. *Economic Appliquée* 12 (1959), S. 521ff.; Edwards, J. A., Industrial Structure and Regional Change: A Shift-Share Analysis of the British Columbia Economy 1961–70. *Regional Studies* 10 (1976), S. 307; Fuchs, V., Statistical Explanations of the Relative Shift of Manufacturing among Regions of the United States. *Papers and Proceedings of the Regional Science Association* 8 (1962), S. 105ff.; Garrett, M. A. jr. Growth in Manufacturing in the South, 1947–58: A Study in Regional Industrial Development. *Southern Economic Journal* 34 (1967), S. 352ff.; Hale, C. W., Shift-Share Analysis as a Descriptive Tool in Regional Analysis. *Mississippi Valley Journal of Business and Economics* 6 (1971), S. 65ff.; Lasuen, J. R., Venezuela: An Industrial Shift-Share Analysis 1941–1961. *Regional and Urban Economics* 1 (1971), S. 153ff.; R. Randall, J. N., Shift-Share Analysis as a Guide to the Employment Performance of West Central Scotland. *Scottish Journal of Political Economy* 20 (1973), S. 1ff.; Thirlwall, A. P., A Measure of the „Proper Distribution to Industrie“. *Oxford Economic Papers* N. S. 19 (1967), S. 46ff. Modifikationen der SSA finden sich bei Malizia, E., Standardized Share Analysis. *Journal of Regional Science* 18 (1978), S. 283ff.; Stilwell, F. J. B., Further Thoughts on the Shift and Share Approach. *Regional Studies* 4 (1970), S. 451ff. und Wystra, R. A./Peterson, R. D., Properties of *N*-dimensional Shift and Share Analysis. *Mississippi Valley Journal of Business and Economics* 6 (1971), S. 57ff.

31 Vgl. auch Herzog, H. W./Olsen, R. J., a.a.O., S. 443ff.

32 Hinweise zur Verwendung eines solchen Ansatzes finden sich auch bei Berzeg, K., The Empirical Content of Shift-Share Analysis. *Journal of Regional Science* 18 (1978), S. 463ff.

jahr, sondern alle Werte des betrachteten Zeitraumes in die Analyse eingehen. Darüber hinaus können die Effekte, die sich aus der Interdependenz zwischen Standort und Strukturfaktor ergeben, in einer besonderen Komponente berücksichtigt werden<sup>33</sup>. Sie wird hier mit  $\partial_{ki}$  bezeichnet. Außerdem ermöglicht die varianzanalytische Formulierung der SSA quantitative Tests verschiedener Hypothesen.

Die beobachteten Entwicklungsgrößen in dem *i*-ten Wirtschaftsbereich (Sektor, Branche, Industriezweig) der *k*-ten Region (Bundesland, Kreis, Wirtschaftsraum) zum Zeitpunkt *t* bezeichnen wir mit  $y_{kit}$ . Sie ergeben sich als jeweilige prozentuale Veränderung der Beobachtungswerte  $Y_{kit}$  gegenüber der Vorperiode<sup>34</sup>.

Die regionale und sektorale Verteilung von  $y_{kit}$  für *K* Regionen, *I* Sektoren und *T* Zeitpunkte läßt sich allgemein wie in Tabelle 1 darstellen<sup>35</sup>.

Die regionale Entwicklungsgröße *y* wird als Zufallsvariable aufgefaßt, die sich aus fünf additiv wirkenden Komponenten<sup>36</sup> zusammensetzt. Gleichung (2) läßt sich dann schreiben als

$$(4) \quad y_{kit} = \alpha + \beta_i + \gamma_k + \partial_{ki} + \epsilon_{kit}$$

$$i = 1, 2, \dots, I$$

$$k = 1, 2, \dots, K$$

$$t = 1, 2, \dots, T$$

Bevor wir zur Schätzung der Faktoren der rechten Seite von Gleichung (4) kommen, sollen diese Komponenten (Faktoren) zunächst interpretiert werden<sup>37</sup> (vgl. Übersicht 1).

$\alpha$  ist die durchschnittliche Entwicklungsrate des Gesamttraumes, die als „Share-Effekt“ bzw. „Gesamteffekt“ Einfluß auf die betrachtete Region hat.

$\beta_i$  ist die Differenz zwischen der Wachstumsrate des Wirtschaftsbereiches *i* (im Gesamttraum) und dem Share-Effekt  $\alpha$ . Dies kann man als „Brancheneffekt“ oder „Strukturfaktor“ (in der Datenanordnung: „Spalteneffekt“) bezeichnen.

Da hier – im Gegensatz zur „klassischen“ SSA – Interdependenzen berücksichtigt werden sollen, mißt  $\gamma_k$  nur die Differenz zwischen der Wachstumsrate der Region *k* und dem Gesamteffekt  $\alpha$ , was einem „bereinigten“ Standorteffekt (in der Datenanordnung: „Zeileneffekt“) entspricht.

Diejenigen Effekte, die sich aus der Kombination von Strukturbesonderheiten und bestimmten Standortvor- und -nachteilen ergeben, finden nun in der vierten Komponente  $\partial_{ki}$  ihren Niederschlag.  $\partial_{ki}$  ist die Differenz zwischen der Wachstums-

33 Vgl. hierzu einen Ansatz bei Esteban-Marquillas, J. M., a.a.O., S. 251f., der diese zusätzliche Komponente als „allocation-effect“ bezeichnet.

34  $\left( \frac{Y_{kit}}{Y_{kit-1}} - 1 \right) \cdot 100 = y_{kit}$ .

35 Jeder Block enthält *T* Beobachtungswerte. Für jeden dieser Blöcke läßt sich ein arithmetisches Mittel  $\bar{y}_{ki}$  berechnen.

36 Vier systematische Komponenten  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$ ,  $\partial$  und eine Zufallskomponente  $\epsilon$ .

37 Vgl. auch die Erläuterungen zu Gleichung (1) oben.

Übersicht 1

Region \ Sektor		Sektor			
		1	2	...	I
1	1	$y_{111}$	$y_{121}$	...	$y_{1I1}$
	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$		$\vdots$
	T	$y_{11T}$	$y_{12T}$	...	$y_{1IT}$
2	1	$y_{211}$	$y_{221}$	...	$y_{2I1}$
	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$		$\vdots$
	T	$y_{21T}$	$y_{22T}$	...	$y_{2IT}$
.	.	.	.	...	.
	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$		$\vdots$
	.	.	.		.
K	1	$y_{K11}$	$y_{K21}$	...	$y_{KI1}$
	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$		$\vdots$
	T	$y_{K1T}$	$y_{K2T}$	...	$y_{KIT}$

rate des Sektors  $i$  in der Region  $k$  und dem Gesamteffekt, bereinigt um Branchen- und Standorteffekt, den wir „Interaktionseffekt“<sup>38</sup> nennen wollen. Diese Komponente zeigt, ob die Regionen in solchen Branchen spezialisiert sind, die ihr komparative Vorteile schaffen.  $\partial_{ki}$  ist positiv, wenn die Region in solchen Wirtschaftsbereichen Schwerpunkte hat, die sich schneller als die entsprechenden Wirtschaftsbereiche im Gesamttraum entwickeln. Andererseits kann in  $\partial_{ki}$  z.B. auch zum Ausdruck kommen, daß sich in einem Wirtschaftsbereich insgesamt eine ungünstige Entwicklung abzeichnet, die durch Standortnachteile in der betrachteten Region noch verstärkt wird. Dies wird in der ursprünglichen Shift-Share-Analyse nur implizit im Standortfaktor  $u_k$  erfaßt.

38 Zum formalen Zusammenhang zwischen  $u_k$ ,  $\gamma_k$ ,  $\partial_{ki}$  siehe unten, Fußnote 41.

$\epsilon_{kit}$  ist eine Restgröße. Sie möge die üblichen Annahmen erfüllen, also

$$E(\epsilon_{kit}) = 0, \quad \text{Var}(\epsilon_{kit}) = \sigma^2 \quad \text{für alle } k, i \text{ und } t,$$

und

$$\text{Cov}(\epsilon_{kit}, \epsilon_{k'i't'}) = 0 \quad \text{für } (k, i, t \neq k', i', t').$$

Die  $\epsilon_{kit}$  und damit auch die  $y_{kit}$  seien außerdem normalverteilt<sup>39</sup>.

Die Parameter  $\alpha$ ,  $\beta_i$ ,  $\gamma_k$  und  $\partial_{ki}$  lassen sich nun wie folgt schätzen<sup>40</sup>.

Für  $\alpha$  erhält man einen Schätzwert  $\hat{\alpha}$ , indem man von allen Beobachtungswerten den Durchschnitt bildet, also

$$(5) \quad \hat{\alpha} = \bar{y}_{...} = \frac{1}{KIT} \sum_k \sum_i \sum_t y_{kit}$$

Für  $\beta_i$  erhält man

$$(6) \quad \hat{\beta}_i = \bar{y}_{i..} - \bar{y}_{...}$$

und für  $\gamma_k$

$$(7) \quad \hat{\gamma}_k = \bar{y}_{.k.} - \bar{y}_{...}$$

Ein Schätzwert für  $\partial_{ki}$ <sup>41</sup> ist

$$(8) \quad \hat{\partial}_{ki} = \bar{y}_{ki.} - \bar{y}_{.i.} - \bar{y}_{k..} + \bar{y}_{...}$$

Dies sind die besten linearen erwartungstreuen Schätzfunktionen für die Parameter unter der Bedingung, daß

$$\sum_i \beta_i = 0, \quad \sum_k \gamma_k = 0, \quad \sum_{ki} \partial_{ki} = 0 \quad \text{für alle } k \text{ und } i.$$

Die in die obigen Schätzwerte (6) – (8) eingehenden Mittelwerte berechnen sich wie folgt:

$$(9) \quad \bar{y}_{.i.} = \frac{1}{KT} \sum_k \sum_t y_{kit}$$

$$(10) \quad \bar{y}_{k..} = \frac{1}{IT} \sum_i \sum_t y_{kit}$$

39 Effekte, die sich bei Verletzung dieser Annahmen ergeben, diskutiert Scheffé, H., The Analysis of Variance, New York/London 1959, S. 331ff.

40 Zum Zusammenhang zwischen Varianz- und Regressionsanalyse vgl. z.B. Koutsoyiannis, A., Theory of Econometrics, London/Basingstoke 1973, S. 134ff.; Schönfeld, P., Methoden der Ökonometrie, Bd. I, Berlin/Frankfurt a.M. 1969, S. 85ff. Zu den folgenden allgemeinen Ausführungen vgl. Scheffé, H., a.a.O.

41 Entsprechend der Interpretation von  $\partial_{ki}$  ist nämlich  $\bar{y}_{ki.} - \gamma_k - \beta_i - \bar{y}_{...} = \bar{y}_{ki.} - (\bar{y}_{k..} - \bar{y}_{.i.} + \bar{y}_{...}) - \bar{y}_{...}$  was zum Ausdruck (8) führt. Außerdem ist nach obigen Überlegungen  $u_k = \gamma_k + \partial_{ki}$ . Dies entspricht  $y_{ki} - y_i = (y_k - y) + (y_{ki} - y_i - y_k + y)$ .

$$(11) \quad \bar{y}_{ki.} = \frac{1}{T} \sum_t y_{kit}$$

Für verschiedene Tests bezüglich der geschätzten Parameter – die wir weiter unten diskutieren wollen – bedarf es der Schätzung verschiedener Varianzen. Damit kommen wir zur eigentlichen Varianzanalyse. Die Variabilität der Menge von Beobachtungswerten in den verschiedenen Blöcken kann in voneinander getrennte Summen von Abweichungsquadraten um die durchschnittliche Entwicklungskomponente („Gesamteffekt“) zerlegt werden. Die totale Variation  $ST$  läßt sich dann ausdrücken als

$$(12) \quad ST = \sum_k \sum_i \sum_t (y_{kit} - \bar{y}_{...})^2$$

Diese Gesamtsumme der Abweichungsquadrate kann in vier Teilkomponenten zerlegt werden:

$$(13) \quad \begin{aligned} ST = & \sum \sum \sum (\bar{y}_{.i.} - \bar{y}_{...})^2 \rightarrow SS \text{ (Variation zwischen den Spalten)} \\ & + \sum \sum \sum (\bar{y}_{k..} - \bar{y}_{...})^2 \rightarrow SZ \text{ (Variation zwischen den Zeilen)} \\ & + \sum \sum \sum (\bar{y}_{ki.} - \bar{y}_{.i.} - \bar{y}_{k..} + \bar{y}_{...})^2 \rightarrow SI \text{ (Variation der Interaktion)} \\ & + \sum \sum \sum (\bar{y}_{kit} - \bar{y}_{ki.})^2 \rightarrow SE \text{ (Variation in den Abweichungen)} \end{aligned}$$

Zur Berechnung der mittleren Abweichungsquadrate benutzt man am besten ein Varianzanalysenschema, wie es Übersicht 2 zeigt.

In der letzten Spalte erhalten wir die verschiedenen Varianzen, die wir weiter unten noch benötigen.

### 3.2. Test auf Signifikanz verschiedener regionaler Entwicklungskomponenten

Im Zusammenhang mit dem eben skizzierten Modell der Varianzanalyse können nun Signifikanztests für die oben analysierten regionalen Entwicklungskomponenten entwickelt werden.

Zunächst interessiert uns für den Gesamttraum, ob zwischen den  $i$  Wirtschaftsbereichen (Spalten) signifikante Brancheneffekte bestehen, ob zwischen den  $k$  Regionen Standorteffekte signifikant voneinander verschieden sind und ob die Interaktionen vernachlässigbar oder signifikant von Null verschieden sind. Wir müssen also prüfen, ob

$$(14) \quad (a) \quad H_0 : \gamma_k = 0$$

$$(15) \quad (b) \quad H_0 : \beta_i = 0$$

$$(16) \quad (c) \quad H_0 : \partial_{ki} = 0$$

Die zugehörigen Prüfgrößen sind jeweils  $F$ -verteilt mit folgenden Werten:

Zu Hypothese

$$(17) \quad (a) \quad F_{(\alpha; K-1; KI(T-1))} = \frac{MSZ}{MSE} \text{ (Zeilen)}$$

$$(18) \quad (b) \quad F_{(\alpha; I-1; KI(T-1))} = \frac{MSS}{MSE} \text{ (Spalten)}$$

$$(19) \quad (c) \quad F_{(\alpha; (I-1)(K-1); KI(T-1))} = \frac{MSI}{MSE} \text{ (Interaktionen)}$$

wobei  $\alpha$  die Irrtumswahrscheinlichkeit angibt.

### Übersicht 2

Art der Variation	Summe der Abweichungsquadrate	Zahl der Freiheitsgrade	Mittlere Abweichungsquadrate
Zwischen den Regionen (Zeilen)	$SZ$	$K - 1$	$MSZ = \frac{SZ}{K - 1}$
Zwischen den Wirtschaftsbereichen (Spalten)	$SS$	$I - 1$	$MSS = \frac{SS}{I - 1}$
Interaktion	$SI$	$(K - 1)(I - 1)$	$MSI = \frac{SI}{(K - 1)(I - 1)}$
Fehler (Error)	$SE$	$KI(T - 1)$	$MSE = \frac{SE}{KI(T - 1)}$
Total	$ST$	$KIT - 1$	–

Für den Vergleich einzelner Regionen mit dem Gesamttraum sind folgende Fragestellungen von Interesse:

(1) Weicht die betrachtete Entwicklungsgröße in den einzelnen Regionen signifikant von der durchschnittlichen Entwicklung ab, d.h. ist der Standorteffekt einer Region signifikant von Null verschieden,

$$(20) \quad H_0 : \gamma_k = \bar{y}_{k..} - \bar{y}_{...} = 0?$$

(2) Weiterhin kann man fragen: Ist die Entwicklung von Wirtschaftsbereich  $i$  in Region  $k$  signifikant verschieden von der Gesamtentwicklung im Gesamttraum, also

$$(21) \quad H_0 : \bar{y}_{ki.} - \bar{y}_{...} = 0?$$

Hier erhält man erste Anhaltspunkte, ob signifikante regionale Abweichungen eines Wirtschaftsbereiches gegenüber dem Gesamteffekt vorliegen oder nicht. Weitere Aufschlüsse lassen sich durch die folgenden Hypothesen erhalten.

(3) Ist auch der Wirtschaftsbereich  $i$  in Region  $k$  signifikant verschieden von der Gesamtentwicklung des Wirtschaftsbereiches  $i$  im Gesamttraum,

$$(22) \quad H_0 : \bar{y}_{ki.} - \bar{y}_{.i.} = 0?$$

Kann man also sagen, daß Wirtschaftsbereich  $i$  in Region  $k$  gegenüber dem Durchschnitt des gesamten Wirtschaftsbereiches eine Sonderentwicklung durchgemacht hat, die auf spezifische regionale Einflüsse zurückzuführen ist?

(4) Weiterhin kann man prüfen, wie der Unterschied zwischen der durchschnittlichen Entwicklungsrate des Wirtschaftsbereiches  $i$  in Region  $k$  und der Entwicklungsrate aller Wirtschaftsbereiche in Region  $k$  aussieht,

$$(23) \quad H_0 : \bar{y}_{ki.} - \bar{y}_{k..} = 0.$$

Ist also mit anderen Worten für Sektor  $i$  eine signifikant abweichende Entwicklung gegenüber der Gesamtentwicklung in Region  $k$  festzustellen oder nicht? Der Unterschied kann dann nur in einem branchenspezifischen Effekt bestehen. (Gehört z.B. Wirtschaftsbereich  $i$  zu „Wachstumsindustrien“ oder zu Sektoren mit rückläufiger Tendenz?)

(5) Außerdem kann man mit dem Interaktionseffekt  $\partial_{ki}$  prüfen, ob Wirtschaftsbereich  $i$  in der Region  $k$  sich signifikant von der durchschnittlichen Wachstumsrate des Gesamttraumes unterscheidet, nachdem eine Bereinigung um den Standorteffekt der Region  $k$  und den Brancheneffekt des Wirtschaftsbereiches  $i$  erfolgt ist, also

$$(24) \quad H_0 : \partial_{ik} = \bar{y}_{ik.} - \bar{y}_{i..} - \bar{y}_{.k.} + \bar{y}_{...} = 0.$$

Hierdurch kann das Zusammenwirken von Branchen- und Regionaleinflüssen im Wirtschaftsbereich  $i$  der Region  $k$  erfaßt werden, das auf Branchen- und Regionaleffekt *allein* nicht zurückzuführen ist. Mit anderen Worten treffen hierbei branchen- und regionalspezifische Einflüsse zusammen, die einen besonderen Effekt ausmachen.

(6) Es kann außerdem von Interesse sein, wie sich die einzelnen Wirtschaftsbereiche im Gesamttraum zur Gesamtentwicklung verhalten, d.h.

$$(25) \quad H_0 : \beta_i = \bar{y}_{.i.} - \bar{y}_{...} = 0$$

Kennt man die regionale Wirtschaftsstruktur, dann lassen sich aus dieser Hypothese bereits Anhaltspunkte für die regionale Entwicklung gewinnen.

Um für die Hypothesen (1) – (6) Signifikanztests durchführen zu können, bedarf es entsprechender Prüfgrößen, die im folgenden dargestellt werden sollen, wobei wir zwei Möglichkeiten, nämlich  $t$ -Tests und die Darstellung über lineare Kontraste, erörtern wollen.

Zunächst zum  $t$ -Test. Wie wir oben gesehen haben, interessieren wir uns immer für den signifikanten Unterschied zwischen verschiedenen durchschnittlichen Entwicklungsraten.

Hypothese (1) z.B. läßt sich in anderer Form auch schreiben als

$$(26) \quad H_0 : \left( \frac{1}{I} \sum \bar{y}_{ki.} - \frac{1}{KI} \sum_k \sum_i \bar{y}_{ki.} \right) = C = 0.$$

Eine entsprechende Prüfgröße folgt – da alle Kovarianzen Null sind – der  $t$ -Verteilung mit

$$(27) \quad t = \frac{C}{\sqrt{\text{Var}(C)}}$$

und  $KI(T - 1)$  Freiheitsgraden, wobei  $\text{Var}(C)$  im Nenner geschätzt werden kann durch

$$(28) \quad \text{Var}(C) = \frac{MSE}{T} \left( \frac{1}{I} - \frac{1}{KI} \right)$$

Setzt man  $\frac{MSE}{T} = \hat{\sigma}_{kit}^2$ , so erhält man

$$(29) \quad \text{Var}(C) = \hat{\sigma}_{kit}^2 \left( \frac{1}{I} - \frac{1}{KI} \right)$$

Damit lautet die  $t$ -verteilte Prüfgröße für Hypothese (20)

$$(30) \quad t = \frac{\bar{y}_{k..} - \bar{y}_{...}}{\hat{\sigma}_{kit} \sqrt{\frac{1}{I} - \frac{1}{KI}}}$$

Für die anderen fünf Hypothesen können durch entsprechende Überlegungen analoge Prüfgrößen entwickelt werden<sup>42</sup>.

Da es sich bei den erörterten Tests um den Vergleich verschiedener Mittelwerte handelt, lassen sich zur Beurteilung signifikanter Unterschiede auch lineare Kontraste nach Scheffé heranziehen<sup>43</sup>, wobei beide Ansätze zu gleichen Ergebnissen führen müssen.

42 Die Formeln hierfür werden unten in Anhang III angegeben.

43 Vgl. zu den folgenden Ausführungen Scheffé, H., a.a.O., S. 66ff.



Ein Kontrast  $L$  ist eine lineare Funktion der erwarteten Werte von  $y$  (mit  $\mu$  bezeichnet), mit

$$(31) \quad L_k = \sum_{k=1}^K c_k \mu_k \quad \text{wobei} \quad \sum_{k=1}^K c_k = 0$$

$$(32) \quad L_i = \sum_{i=1}^I c_i \mu_i \quad \text{wobei} \quad \sum_{i=1}^I c_i = 0$$

$$(33) \quad L_{ki} = \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^I c_{ki} \mu_{ki} \quad \text{wobei} \quad \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^I c_{ki} = 0$$

je nachdem, ob zwischen den  $k$  Regionen, den  $i$  Sektoren oder den Interaktionen Vergleiche durchgeführt werden sollen. Die  $c$ 's sind jeweils bekannte Konstante.

Z.B. könnte der zu Gleichung (31) gehörende lineare Kontrast zwischen den Mittelwerten der  $k$  Regionen folgendermaßen geschätzt werden:

$$(34) \quad \hat{L} = c_1 \bar{y}_{1..} + c_2 \bar{y}_{2..} + \dots + c_k \bar{y}_{k..} = \sum_{k=1}^K c_k \bar{y}_{k..}$$

wobei  $\hat{L}$  ein erwartungstreuer Schätzwert von  $L$  ist.

Die zu  $\hat{L}$  in Gleichung (34) gehörende Varianz ist

$$(35) \quad \text{Var}(\hat{L}_k) = \sum_{k=1}^K \text{Var}(c_k \bar{y}_{k..}) = \sum c_k^2 \text{Var}(\bar{y}_{k..}) = \frac{MSE}{T} \sum c_k^2$$

Es läßt sich nachweisen, daß die Prüfgröße

$$(36) \quad \frac{\hat{L}_k - L}{\sqrt{\frac{MSE}{T} \sum c_k^2}} = \frac{\hat{L}_k - L}{\hat{\sigma}_{L_k}}$$

$t$ -verteilt ist mit der Zahl der Freiheitsgrade von  $MSE$ , also mit  $KI(T-1)$  Freiheitsgraden.

Die zu den Schätzwerten von  $L$  in Gleichung (32) und (33) gehörenden Varianzen ergeben sich analog zu (35) mit

$$(37) \quad \text{Var}(\hat{L}_i) = \frac{MSE}{TK} \sum c_i^2$$

und

$$(38) \quad \text{Var}(\hat{L}_{ki}) = \frac{MSE}{T} \sum \sum c_{ki}^2$$

Es ist also der Divisor von  $MSE$  jeweils die Zahl der Beobachtungen, die zur Schätzung des zugehörigen Mittelwertes benötigt werden.

Damit sind alle Größen, die wir für die verschiedenen Tests ((20) – (25)) zur Prüfung und Analyse der interessierenden regionalen Entwicklungsgrößen benötigen, dargestellt.

#### 4. Empirische Analyse

Im folgenden soll der oben skizzierte, allgemeine varianzanalytische Ansatz zur Bestimmung regional unterschiedlicher Entwicklungskomponenten anhand eines empirischen Beispiels näher erläutert werden. Dabei wird zunächst das methodische Vorgehen illustriert, es werden mögliche Schlußfolgerungen gezogen und einige Hinweise gegeben, wie man den Ansatz zu einer Art „Erfolgskontrolle“ regionalpolitischer Aktivitäten benutzen könnte.

Als Regionen werden die 11 Bundesländer ( $K = 11$ ) der Bundesrepublik Deutschland zugrunde gelegt, die Bundesrepublik Deutschland selbst dient als übergeordneter Gesamttraum<sup>44</sup>. Als Größe, an der die wirtschaftliche Entwicklung zu messen ist und die in zeitlicher, sektoraler und regionaler Hinsicht darzustellen ist, soll das Bruttosozialprodukt zu Marktpreisen benutzt werden. Da unter Wirtschaftswachstum üblicherweise eine Zunahme des Realproduktes verstanden wird, wäre eine Betrachtung von Nominalgrößen wenig sinnvoll, weshalb das Bruttoinlandsprodukt ( $BIP$ ) zu konstanten Preisen Verwendung findet.

Das reale  $BIP$  ist in seiner regionalen Gliederung für diese Varianzanalyse anderen Kenngrößen vorzuziehen, da es den Wert aller innerhalb der Region erzeugten Güter und Dienste angibt<sup>45</sup>, und somit die Höhe des  $BIP$  einer Region bestimmt wird durch die Leistungskraft der einzelnen Wirtschaftsbereiche in der Region (Brancheneffekt) und durch die speziellen Gegebenheiten der Region (Standort- und Interaktionseffekte).

Als Entwicklungsindikatoren werden hier die Beiträge der fünf zusammengefaßten Wirtschaftsbereiche ( $I = 5$ ) zum realen  $BIP$  (1962 = 100) aus der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung benutzt, und zwar die jährlichen Veränderungen in Prozent von 1960–1970, d.h. man erhält einen ersten Wert für 1961 ( $T = 10$ )<sup>46</sup>.

44 Da es sich hier um ein Illustrationsbeispiel handelt, werden sektoral und regional relativ hoch aggregierte Daten benutzt, weil an einer stark differenzierten Analyse nicht gelegen ist.

45 Allerdings sind Abschreibungen und der Saldo aus indirekten Steuern und Subventionen hierin enthalten.

46 Die Originaldaten  $Y_{kit}$  entstammen der Gemeinschaftsveröffentlichung der Statistischen Landesämter, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder, Heft 5: Entstehung, Verteilung und Verwendung des Sozialproduktes in den Ländern, Standardtabellen 1960 bis 1970, Stuttgart 1974. Die wichtigsten Kennwerte sind in Anhang I zusammengestellt.

Aus dem allgemeinen Varianzanalysenschema der Übersicht 2 lassen sich nun konkrete Werte für das Beispiel berechnen. Sie sind in Übersicht 3 angegeben und zeigen zunächst einmal Ergebnisse für alle Regionen bzw. alle Wirtschaftsbereiche der Bundesrepublik Deutschland.

Übersicht 3

Art der Variation	Summe der Abweichungsquadrate	Zahl der Freiheitsgrade	Mittleres Abweichungsquadrat
Zwischen den Regionen (Zeilen)	$SZ = 210,09$	$K - 1 = 10$	$MSZ = 21,01$
Zwischen den Wirtschaftsbereichen (Spalten)	$SS = 1088,65$	$I - 1 = 4$	$MSS = 272,16$
Interaktionen	$SI = 344,76$	$(K - 1)(I - 1) = 40$	$MSI = 8,62$
Fehler	$SE = 9589,69$	$KI(T - 1) = 495$	$MSE = 19,37$
Gesamtvariation	$ST = 112333,19$	$KI(T - 1) = 549$	—

Wir prüfen zunächst die Nullhypothesen (14) – (16).

(a) Gibt es im betrachteten Zeitraum zwischen den Regionen statistisch keine signifikanten Entwicklungsunterschiede?

$$(39) \quad H_0 : \gamma_{k..} = 0 \quad F = \frac{MSZ}{MSE} = 1,09$$

Der zugehörige Tabellenwert  $F^*$  bei  $\alpha = 0,05$  ist

$$F_{(0,05; 10,495)}^* \approx 1,85$$

$H_0$  wird angenommen; insgesamt gibt es also zwischen den Regionen bei den gemachten Annahmen keine signifikanten Unterschiede.

(b) Bestehen keine signifikanten Effekte zwischen den Wirtschaftsbereichen, also

$$(40) \quad H_0 : \beta_i = 0 \quad F = \frac{MSS}{MSE} = 14,05$$

Der zugehörige Tabellenwert bei  $\alpha = 0,05$  ist

$$F_{(0,05; 4,495)}^* \approx 2,39$$

$H_0$  wird abgelehnt; es bestehen signifikante Effekte.

(c) Gibt es keine signifikanten Wechselwirkungen zwischen Wirtschaftsbereichen und Regionen in der Gesamtheit, also

$$(41) \quad H_0 : \partial_{ki} = 0 \quad F = \frac{MSI}{MSE} = 0,45$$

$$F_{(0,05; 40,495)}^* \approx 1,42$$

$H_0$  wird akzeptiert.

Mit diesen Ergebnissen hat man erste Anhaltspunkte über Entwicklungsunterschiede für den Gesamttraum gewonnen.

An dieser Stelle soll die zur Entwicklung der Wirtschaftsbereiche im Gesamttraum zugehörige Hypothese (25) geprüft werden. Es geht hierbei um die Frage, ob im betrachteten Zeitraum die durchschnittlichen Wachstumsraten einzelner Wirtschaftsbereiche von der durchschnittlichen Gesamtentwicklung abgewichen sind oder nicht, d.h.  $\beta_i = \bar{y}_{.i} - \bar{y} \dots$

Die Ergebnisse<sup>47</sup> sind in Übersicht 4 dargestellt:

Übersicht 4

(1) Zusammengefaßter Wirtschaftsbereich	(2) $\bar{y}_{.i}$	(3) $\beta_i$	(4) $t(\beta_i)$
(1) Land- und Forstwirtschaft	1,33	-2,52	-6,71*
(2) Warenproduzierendes Gewerbe	5,52	1,67	4,45*
(3) Handel und Verkehr	4,30	0,45	1,20
(4) Dienstleistungsunternehmen	4,54	0,69	1,84
(5) Staat, usw.	3,56	-0,29	-0,77

Wie man sieht, haben die Wirtschaftsbereiche (1) und (2) bei einem  $\alpha = 0,05$  einen signifikanten Wert (mit \* gekennzeichnet). Dies bedeutet, daß die Land- und Forstwirtschaft im betrachteten Zeitraum im gesamten Bundesgebiet eine von der Gesamtentwicklung signifikant abweichende, negative Entwicklung durchgemacht hat, während das Warenproduzierende Gewerbe ein signifikant höheres Wachstum im betrachteten Zeitraum zu verzeichnen hatte.

Im folgenden sollen nun die Ergebnisse einer SSA für eine Region – nämlich für Rheinland-Pfalz – beispielhaft für alle anderen Regionen dargestellt werden<sup>48</sup>.

<sup>47</sup> Die Berechnungen finden sich im Anhang II.

<sup>48</sup> Es ist auch ein Vergleich mehrerer Regionen untereinander und ihre Typisierung möglich.

Es interessieren also folgende Fragen: Waren im betrachteten Zeitraum in Rheinland-Pfalz besondere, d.h. statistisch signifikant nachweisbare Standort-, Branchen- und Interaktionseffekte wirksam, die die Entwicklung dieser Region beeinflussen haben?

Betrachten wir zunächst den Standortfaktor! Die zugehörige Hypothese ist nach (20)

$$\gamma_k = \bar{y}_{k..} - \bar{y}_{...} = 0,35$$

Die durchschnittliche Wachstumsrate von Rheinland-Pfalz lag von 1960–1970 um 0,35% über dem Bundesdurchschnitt und zeigt somit einen gewissen positiven Standorteffect. Die zugehörige  $t$ -verteilte Prüfgröße lautet nach (30)

$$(42) \quad t = \frac{0,35}{1,39 \sqrt{\frac{1}{5} - \frac{1}{55}}} = 0,59$$

$\gamma_k$  ist jedoch mit einem berechneten  $t$ -Wert von 0,59 bei einem  $\alpha = 0,05$  nicht signifikant von Null verschieden, denn es ist der Tabellenwert  $t_{(0,05; 495)}^* \approx 1,96$ .

Ein signifikanter positiver Standorteffect kann also nicht nachgewiesen werden. Das Ergebnis läßt sich im übrigen über den Ansatz der linearen Kontraste bestätigen, was für diesen Fall beispielhaft gezeigt werden soll.

Setzt man die entsprechenden  $y_{kit}$  Werte in die Gleichung (34) ein, so erhält man

$$\hat{L} = 1 \cdot 4,20 - \frac{1}{10} (4,34 + \dots + 3,17) = 4,20 - 3,81 = 0,39$$

Die zugehörige Varianz  $\hat{\sigma}_{Lk}$  läßt sich mit

$$\hat{\sigma}_{Lk} = \sqrt{\frac{19,37}{50} (1 + 10(0,1)^2)} = 0,6224 \cdot 1,048 = 0,652$$

schätzen (vgl. Ausdruck (35)).

Die  $t$ -verteilte Prüfgröße lautet dann nach (36)

$$(43) \quad t = \frac{0,39}{0,652} = 0,59,$$

was dem Wert in (42) entspricht.

Nachdem ein zwar positiver – wenn auch nicht signifikanter – Standorteffect dieser Region festgestellt worden war, sollen im folgenden die Hypothesen (21) – (24) anhand der rheinland-pfälzischen Gegebenheiten berechnet und interpretiert werden. Es geht dabei um verschiedene Branchen- und Interaktionseffekte<sup>49</sup>.

Die entsprechenden Kennwerte sind in Übersicht 5 dargestellt<sup>50</sup>.

49 Der Struktureffect läßt sich durch die Differenzierung bei dieser Analyse nicht mehr ohne weiteres in einer einzigen Größe ausdrücken.

50 Zur Berechnung vgl. Anhang III (Rheinland-Pfalz hat für  $k$  die Kennzahl 7).

Übersicht 5

(1) Zusammen- gefaßte Wirtschafts- bereiche	(2) $\bar{y}_{7i}$	(3) $t(\bar{y}_{7i} - \bar{y}_{...})$	(4) $t(\bar{y}_{7i} - \bar{y}_{.i})$	(5) $t(\bar{y}_{7i} - \bar{y}_{7..})$	(6) $t(\partial_{7i}) = t(\bar{y}_{7i} - \bar{y}_{7..} - \bar{y}_{.i} + \bar{y}_{...})$
(1) Land- und Forst- wirtschaft, Fischerei	-0,18	-2,93*	-1,13	-3,52*	-1,57
(2) Waren- produzie- rendes Ge- werbe	7,83	2,89*	1,74(*)	2,92*	1,65(*)
(3) Handel und Ver- kehr	4,49	0,47	0,14	0,23	-0,13
(4) Dienst- leistungs- unterneh- men	4,85	0,73	0,23	0,52	-0,03
(5) Staat, private Haushalte, private Or- ganisationen ohne Er- werb	4,00	0,11	0,33	-0,16	0,08

Die Übersicht zeigt in Spalte 1 die fünf zusammengefaßten Wirtschaftsbereiche, in Spalte 2 die zugehörigen durchschnittlichen Wachstumsraten, die alle – bis auf Wirtschaftsbereich (1) – über dem Bundesdurchschnitt ( $y_{...} = 3,85$ ) liegen. Spalte 3 zeigt, daß nur die Wachstumsrate des Warenproduzierenden Gewerbes signifikant höher ist als der Bundesdurchschnitt. Allerdings liegt auch Wirtschaftsbereich (1) signifikant darunter. Gegenüber dem Bundesdurchschnitt sind also zwei signifikante Effekte<sup>51</sup> zu verzeichnen ( $t_{0,05; 495}^* = 1,96$ ).

51 Die signifikanten Werte sind wiederum mit (\*) gekennzeichnet.

Vergleicht man nun nicht mit der durchschnittlichen Wachstumsrate auf Bundesebene, sondern die Wachstumsrate in den einzelnen Wirtschaftsbereichen, so ergeben sich die Werte in Spalte 4.

Die Wachstumsrate des Wirtschaftsbereiches 2 in Rheinland-Pfalz liegt wiederum über dem Bundesdurchschnitt des Wirtschaftsbereiches 2. Sie ist jedoch bei  $\alpha = 0,05$  nicht signifikant von Null verschieden, allerdings signifikant bei einem  $\alpha$  von 0,1; ( $t^*_{0,1; 495} = 1,64$ ).

Damit ist beim Warenproduzierenden Gewerbe eine gewisse regionsspezifische Entwicklung in der betrachteten Region nachzuweisen.

Spalte 5 bestätigt das Ergebnis von Spalte 3 und zeigt, daß – gegenüber der durchschnittlichen Wachstumsrate von Rheinland-Pfalz – nur die durchschnittliche Wachstumsrate des Wirtschaftsbereichs (1) signifikant darunter und die durchschnittliche Wachstumsrate des Wirtschaftsbereichs (2) signifikant darüber liegt, bei  $t^*_{(0,05; 495)} \approx 1,96$ . Dies gilt selbst bei einem  $\alpha$  von 0,01 ( $t^*_{0,01; 495} \approx 2,57$ ).

Ein guter Indikator für die Besonderheiten der rheinland-pfälzischen Wirtschaft wird durch die Interaktionseffekte in Spalte 6 der Übersicht 5 gegeben, da hierbei der spezifische Einfluß auf eine bestimmte Branche in der betreffenden Region, bedingt durch eine Kombination von Standort- und Struktureffekten, deutlich wird. Zwar ist bei einem  $\alpha = 0,05$  keiner der Werte signifikant von Null verschieden, bei einem  $\alpha$  von 0,1 jedoch ist mit  $t^* = 1,65$  für Wirtschaftsbereich (2) ein knapp signifikanter Unterschied zu konstatieren. In diesem Wirtschaftsbereich gibt es also einen Effekt, der aus dem Zusammenwirken der Region Rheinland-Pfalz mit dem Wirtschaftsbereich „Warenproduzierendes Gewerbe“ – wenn auch knapp – signifikant entstanden ist. Branchen- und regionsspezifischer Einfluß haben also in ihrer Kombination zu einem signifikanten Effekt geführt.

Zusammenfassend läßt sich folgendes feststellen: Ein signifikantes Absinken des Anteils des landwirtschaftlichen Bereichs konnte durch verschiedene Testgrößen (Spalte 4 in Übersicht 4 und Spalte 3 und 5 in Übersicht 5) nachgewiesen werden. Daraus läßt sich schließen, daß der Rückgang der Entwicklung in diesem Wirtschaftszweig auf bundesweite und regionale Faktoren zurückzuführen ist. Letztere lassen sich sowohl gegenüber der durchschnittlichen Entwicklung des Bundesgebietes als auch gegenüber derjenigen der Region signifikant zeigen.

Eine signifikant überdurchschnittliche Entwicklung ist für den Wirtschaftsbereich (2) bundesweit und regional erkennbar (Spalte 4 in Übersicht 4 und Spalten 3 und 5 in Übersicht 5). Außerdem zeigen die Spalten 4 und 6 in Übersicht 5, daß der Wirtschaftsbereich 2 durch regionsspezifische Besonderheiten eine knapp signifikante, positive Entwicklung durchgemacht hat. Die Bestimmungsgründe hierfür müßten durch eine weitergehende ökonomische Analyse geklärt werden. Alle anderen Wirtschaftsbereiche in Rheinland-Pfalz haben sich im betrachteten Zeitraum statistisch „unauffällig“ verhalten.

Es sollen nun abschließend noch einige Hinweise gegeben werden, wie man diese statistische Analyse zur Erfolgskontrolle benutzen könnte. Man kann sich vorstellen, daß für eine Region eine bestimmte Wachstumsrate erreicht werden soll (etwa im

Vergleich zum Gesamttraum), daß die Wirtschaftsstruktur der Region verbessert werden soll oder daß allgemein die „Attraktivität“ der Region (Standortfaktor!) erhöht werden soll. Die Struktur kann durch gezielte wirtschaftspolitische Maßnahmen in der Region verbessert werden, etwa durch Förderung bestimmter Branchen (Industrieansiedlungspolitik, Entwicklung von Wachstumspolen), während man Standortvorteile z.B. durch Verbesserung der Infrastruktur oder Ausbau von Zentralen Orten zu erreichen versucht.

Wenn man bestimmte Branchen in einer Region fördert – oder das Schrumpfen eines Sektors, z.B. des primären Sektors, bewußt in Kauf nimmt –, dann sollte sich eine solche Politik nach einer gewissen Zeit in quantitativ-meßbaren, d.h. statistisch nachweisbaren Entwicklungen in der gewünschten Richtung niederschlagen.

Gibt es also für eine Region z.B. ein Entwicklungsprogramm, das gewisse Ziele innerhalb eines bestimmten Zeitraumes erreichen will, dann ist es mit Hilfe der oben dargestellten Analyse möglich, zu zeigen, ob diese Ziele statistisch nachweisbar waren, d.h. erreicht wurden oder nicht. An einem fiktiven Beispiel soll dieser Sachverhalt nochmals erläutert werden. Unterstellt wird im folgenden, daß von 1960–1970 in der oben betrachteten Region eine regionale Wirtschaftspolitik betrieben wurde, die die bis dahin unter dem Bundesdurchschnitt liegenden Wachstumsraten an diese angleichen sollte. Dies hätte bedeutet, daß die Wachstumsrate von Rheinland-Pfalz erheblich über dem durchschnittlichen Wachstum der Bundesrepublik hätte liegen müssen. Eine entsprechende statistische Hypothese zur Prüfung dieses Sachverhalts ist durch (20) gegeben. Nach (42) wäre das o.g. Ziel nicht erreicht worden. Außerdem könnte man sich vorstellen, daß zur Verbesserung der Wirtschaftsstruktur einerseits ein Absinken des Anteils der Landwirtschaft bewußt in Kauf genommen wird und andererseits durch gezielte Förderung des Wirtschaftsbereiches (2) eine Stärkung und eventuell überproportionale Entwicklung erfolgt. Die Erreichung eines solchen Zieles würde durch die empirische Analyse – wie oben gezeigt – bestätigt. Ein Zielerreichungsgrad ließe sich allerdings nicht angeben, vielmehr kann nur der statistische Nachweis bestimmter von der regionalen Wirtschaftspolitik angestrebter Effekte erbracht werden.

## 5. Schlußbemerkungen

(1) Nach der skizzenhaften Darstellung der Shift-Share-Analyse – als Ausgangspunkt der Überlegungen zur Analyse regionaler Entwicklungskomponenten – haben wir eine varianzanalytische Erweiterung des Shift-Share-Ansatzes vorgenommen. Die Varianzanalyse versetzt uns in die Lage, sowohl eine systematische Zerlegung bezüglich Branchen-, Standort- und Interaktionseffekten auf der Grundlage der beobachteten Wachstumsraten als auch statistische Tests der verschiedensten Hypothesen durchzuführen. Diese wahrscheinlichkeitstheoretische Basis ermöglicht es gleichzeitig, die analysierten Effekte mit entsprechenden Konfidenzintervallen

z.B. in weiterführenden Modellen zu Prognosezwecken zu benutzen. Darüber hinaus ist der varianzanalytische Ansatz – im Gegensatz zur ursprünglichen Shift-Share-Analyse – gegen Änderungen des Basisjahres unempfindlich, da nicht nur zwei Zeitpunkte, sondern der gesamte Zeitraum zwischen Basis- und Berichtsperiode in die Berechnung eingehen.

(2) Für den Ökonomen sicherlich unbefriedigend bei dieser Analyse bleibt die Tatsache, daß gewisse Effekte zwar statistisch nachgewiesen, aber nicht ökonomisch erklärt werden können. Es handelt sich also nur um eine statistische Analyse, die nicht in ein ökonomisches Modell mit erklärenden Variablen eingebettet ist. Somit aber fehlt ein Modell mit Verhaltensgleichungen, das die Höhe der Wachstumsrate des *BIP* erklärt<sup>52</sup>. Damit wären aber auch erst Gründe für die unterschiedlichen Beiträge der einzelnen Wirtschaftsbereiche und der betreffenden Region zum *BIP* insgesamt – und damit eine stärkere Aussagekraft für die Regionalpolitik gegeben, denn dem regionalpolitisch Verantwortlichen ist gerade an erklärenden Variablen gelegen.

(3) Trotzdem können je nach den speziellen Gegebenheiten einer Region die Ergebnisse der Varianzanalyse aufgrund der analysierten Effekte entweder zur Diagnose der regionalen Ausgangssituation oder für Hinweise zur Erfolgskontrolle von bereits durchgeführten Maßnahmen benutzt werden.

Die varianzanalytische Erweiterung der SSA ist deshalb als ein Ansatz zu verstehen, durch den man detaillierte Hinweise darauf erhält, wo die Gründe für eine bestimmte regionale Entwicklung liegen können.

Haben sich nämlich signifikante Effekte herausgestellt, so ist es naheliegend, nach der Begründung für die Effekte zu suchen. Erst diese Ursachenforschung gibt, aufbauend auf den Ergebnissen der modifizierten Shift-Share-Analyse, einen näheren Einblick in die regionale Situation und die Erklärung für ihre Entwicklung. Dieser Einblick aber ist für die regionale Wirtschafts- und Strukturpolitik unentbehrlich.

#### Anhang I

(1) Die durchschnittliche Wachstumsrate im Gesamtraum betrug im betrachteten Zeitraum von 1960–1970:

$$y_{...} = 3,85\%$$

(2) Die durchschnittlichen Wachstumsraten in den fünf Wirtschaftsbereichen betragen im betrachteten Zeitraum:

<sup>52</sup> Wie oben erwähnt, gibt es einige Ansätze dieser Art, so daß man der SSA – insbesondere mit solchen Modellen und in modifizierter Form – ein weiteres „Überleben“ zutrauen darf.

(1) Land- und Forstwirtschaft	$\bar{y}_{1.} = 1,33\%$
(2) Warenproduzierendes Gewerbe	$\bar{y}_{2.} = 5,52\%$
(3) Handel und Verkehr	$\bar{y}_{3.} = 4,30\%$
(4) Dienstleistungsunternehmen	$\bar{y}_{4.} = 4,54\%$
(5) Staat, Private Haushalte, Private Organisationen ohne Erwerbscharakter	$y_{5.} = 3,56\%$

(3) Die durchschnittlichen Wachstumsraten in den elf Regionen betragen im betrachteten Zeitraum:

(1) Schleswig-Holstein	$\bar{y}_{1..} = 4,34\%$
(2) Hamburg	$\bar{y}_{2..} = 3,99\%$
(3) Niedersachsen	$\bar{y}_{3..} = 3,48\%$
(4) Bremen	$\bar{y}_{4..} = 2,79\%$
(5) Nordrhein-Westfalen	$\bar{y}_{5..} = 4,03\%$
(6) Hessen	$\bar{y}_{6..} = 4,75\%$
(7) Rheinland-Pfalz	$\bar{y}_{7..} = 4,20\%$
(8) Baden-Württemberg	$\bar{y}_{8..} = 4,21\%$
(9) Bayern	$\bar{y}_{9..} = 4,43\%$
(10) Saarland	$\bar{y}_{10..} = 2,95\%$
(11) Berlin-West	$y_{11..} = 3,17\%$

(4) Da eine Shift-Share-Analyse nur für Rheinland-Pfalz durchgeführt werden soll, erfolgen Einzelangaben ausschließlich für diese Region.

Die durchschnittliche Wachstumsrate der Wirtschaftsbereiche in Rheinland-Pfalz betrug im betrachteten Zeitraum:

(1) $\bar{y}_{71.} = -0,18\%$	(2) $\bar{y}_{72.} = 7,83\%$	(3) $\bar{y}_{73.} = 4,49\%$
(4) $\bar{y}_{74.} = 4,85\%$	(5) $\bar{y}_{75.} = 4,00\%$	

#### Anhang II

Die Wachstumsraten der Wirtschaftsbereiche  $\bar{y}_{.i.}$  lassen sich aus Anhang I, 2 entnehmen und  $\bar{y}_{...}$  war 3,85.

Damit sind die  $\beta_i$ 's mit

$$\beta_i = \bar{y}_{.i.} - \bar{y}_{...}$$

zu berechnen.

Die  $t$ -verteilte Prüfgröße erhält man durch analoge Überlegungen zu (26) – (30) mit

$$t = \frac{\bar{y}_{.i.} - \bar{y}_{...}}{\hat{\sigma}_{kit} \sqrt{\left(\frac{1}{K} - \frac{1}{KI}\right)}} \quad \text{wobei} \quad \hat{\sigma}_{kit} = \sqrt{\frac{MSE}{T}} = 1,3918$$

$$\text{und damit} \quad \hat{\sigma}_{kit} \sqrt{\left(\frac{1}{K} - \frac{1}{KI}\right)} = 0,3753$$

Dividiert man also die  $\beta_i$ 's durch den Wert 0,3753, erhält man die Werte der letzten Spalte von Übersicht 4 im Text.

Auch über die linearen Kontraste erhält man die gleichen Ergebnisse, was für  $\beta_1$  beispielhaft gezeigt werden soll. Die Funktion (31) schätzen wir durch

$$\hat{L}_{i=1} = 1 \cdot 1,33 - \frac{1}{4}(5,52 + 4,30 + 4,54 + 3,56) = -3,15$$

Die zugehörige Standardabweichung erhält man nach (37) mit

$$\hat{\sigma}_{L_i} = \sqrt{\frac{19,37}{110} (1 + 4(0,25)^2)} = 0,4691$$

Die zu (36) analoge Prüfgröße erhält man dann mit

$$t = \frac{\hat{L}_i - L}{\hat{\sigma}_{L_i}} = -6,71,$$

was den in Übersicht 4 für  $t(\beta_1)$  ausgewiesenen Wert bestätigt.

### Anhang III

(1) Die durchschnittlichen Entwicklungsraten der fünf Wirtschaftsbereiche in Rheinland-Pfalz in Spalte 2 von Übersicht 5 ergeben sich unmittelbar aus Anhang I,4.

(2) Die  $t$ -Werte zu Spalte 3 zur Prüfung der Hypothese (21)  $\bar{y}_{ki} - \bar{y}_{...}$  ergeben sich wie folgt. Zunächst ist

$$\begin{aligned} \bar{y}_{71} - \bar{y}_{...} &= -4,03 & \bar{y}_{72} - \bar{y}_{...} &= 3,98 & \bar{y}_{73} - \bar{y}_{...} &= 0,64 \\ \bar{y}_{74} - \bar{y}_{...} &= 1,00 & \bar{y}_{75} - \bar{y}_{...} &= 0,15 \end{aligned}$$

Die zugehörige,  $t$ -verteilte Prüfgröße folgt dann mit

$$t = \frac{\bar{y}_{ki} - \bar{y}_{...}}{\hat{\sigma}_{kit} \sqrt{1 - \frac{1}{IK}}} = \frac{\bar{y}_{ki} - \bar{y}_{...}}{1,377}$$

Damit lassen sich die in Spalte 3 der Übersicht 5 gegebenen Werte berechnen.

(3) Im folgenden sollen nur noch die  $t$ -verteilten Prüfgrößen für die Spalten (4)–(6) angegeben werden, die sich analog zu den Größen (27)–(30) entwickeln lassen. Mit Hilfe der in Anhang I gegebenen Werte lassen sich für den Leser auch die einzelnen Werte nachvollziehen.

(a) Die zu Hypothese (22) gehörige Prüfgröße lautet

$$t = \frac{\bar{y}_{ki} - \bar{y}_{...}}{\hat{\sigma}_{kit} \sqrt{1 - \frac{1}{K}}},$$

was zu den Werten in Spalte 4 der Übersicht 5 führt.

(b) Die zu Hypothese (23) gehörige Prüfgröße lautet

$$t = \frac{\bar{y}_{ki} - \bar{y}_{...}}{\hat{\sigma}_{kit} \sqrt{1 - \frac{1}{I}}}$$

Damit sind die Werte der Spalte 5 in Übersicht 5 gefunden.

(c) Die zu Hypothese (24) gehörende Prüfgröße lautet

$$t = \frac{\bar{y}_{ki.} - \bar{y}_{k..} - \bar{y}_{.i.} + \bar{y}_{...}}{\hat{\sigma}_{kit} \sqrt{1 - \frac{1}{I} - \frac{1}{K} + \frac{1}{IK}}}$$

Hiermit erhält man die Werte in Spalte 6 der Übersicht 5.

(4) Es sei nochmals darauf hingewiesen, daß sich zur Berechnung der  $t$ -Werte der Übersicht 5 auch der Ansatz über die linearen Kontraste benutzen läßt.

### Summary

First the elements of shift-share-analysis are discussed and the main problems of the traditional approach are examined.

Then an attempt is made to extend the shift-share-analysis by the analysis of variance. This is combined with several statistical tests on the analysed regional components. The theoretical derivations are illustrated by an empirical example.