

Analyse regionaler Beschäftigungsentwicklung mit einem ökonomischen Analogon zu Shift-Share-Techniken

Katja Wolf

1 Einführung

Ein wichtiges Gebiet der Regionalforschung ist die Erklärung unterschiedlicher Entwicklung von Regionen (vgl. auch den Beitrag „Blien u. a.: [Konzeptionen regionaler Arbeitsmarktforschung im IAB](#)“). Meist wird hierbei die *Beschäftigungsentwicklung* als Index für das allgemeine Aktivitätsniveau einer regionalen Ökonomie angesehen. Zur Analyse der regionalen Beschäftigungsentwicklung wird üblicherweise immer noch auf die verbreitete Shift-Share-Methode zurückgegriffen, bei der die Wachstumsrate der Beschäftigung in mehrere Komponenten zerlegt wird. Im Rahmen eines großen Projekts über die regionale Entwicklung in Ostdeutschland (ENDOR-Projekt, vgl. Blien/Blume/Eickelpasch/Geppert/Maierhofer/Vollkommer/Wolf 2001, Blien/ Wolf 2002) wurde dieser rein deterministische Ansatz aufgegriffen und in Richtung eines regressionsanalytischen Instruments abgeändert. Dieses unter anderem auf Patterson (1991) zurückgehende Verfahren wird im Folgenden erläutert. Es stellt ein neues Arbeitspferd für die Regionalforschung dar, das die deterministische Shift-Share-Analyse ersetzen kann, da es einen überlegenen Ansatz darstellt.

Die Grundlage des regressionsanalytischen Shift-Share-Modells, die klassische Shift-Share-Analyse wird im nächsten Abschnitt kurz dargestellt. Im Punkt 3 erfolgt die Transformation in ein ökonometrisch-statistisches Regressionsmodell. Dieses regressionsanalytische Äquivalent zur Shift-Share-Analyse bildet den Ausgangspunkt für die Entwicklung eines Modells zur flächendeckenden Analyse der regionalen Beschäftigungsentwicklung. Nach einer kurzen Darstellung der Besonderheiten der Schätzmethodik wird in Abschnitt 4 die Interpretation der Ergebnisse aufgezeigt bzw. nochmals kurz auf die Verbindung mit der klassischen Shift-Share-Analyse eingegangen.

2 Klassische Shift-Share-Analyse

Die Shift-Share-Analyse ist seit Beginn der 60er Jahre ein weit verbreitetes und sehr beliebtes Instrument in der Regionalökonomie. Die Beschäftigungsentwicklung in einer Region wird dabei vor dem Hintergrund der Entwicklung in einem übergeordneten Referenzraum betrachtet. Unterschiede zwischen den Regionen werden vor allem auf Abweichungen in der regionalen Branchenstruktur zurückgeführt, d. h. es wird ein enger Zu-

sammenhang zwischen der regionalen Wirtschaftsstruktur und der regionalen Beschäftigungsentwicklung angenommen.

Es gibt eine Vielzahl von unterschiedlichen Formulierungen und Erweiterungen für den ursprünglichen Shift-Share-Ansatz von Dunn (1960). Allen gemeinsam ist die Aufspaltung der regionalen Beschäftigungsentwicklung in mindestens zwei Komponenten: einer Strukturkomponente und einer Standortkomponente (für eine IAB-Anwendung über die Regionalentwicklung Ostdeutschlands vgl. Blien/Hirschenauer 1999). Die Strukturkomponente (auch Struktureffekt genannt) gibt an, wie sich die regionale Beschäftigung im beobachteten Zeitraum entwickelt hätte, wenn alle in ihr lokalisierten Branchen mit jenen Raten wachsen würden, die sie im übergeordneten Referenzraum zeigen. Hier spiegeln sich also die Effekte der Branchenstruktur wider. Die Standortkomponente hat originär die Aufgabe anzuzeigen, wie sich die regionale Beschäftigung aufgrund von regionsspezifischen Faktoren entwickelt hätte. Diese Komponente wird üblicherweise mit genuinen Regionaleffekten identifiziert. Die Anwender des Ansatzes versprechen sich mit diesem Verfahren eine Zerlegung der Beschäftigungsentwicklung in Effekte, die die Branchenstruktur und solche, die die Region selbst ausübt. Somit soll die Bedeutsamkeit der Sektorstruktur für die regionale Entwicklung abgeschätzt werden.

In empirischen Untersuchungen findet die Shift-Share-Analyse alternativ in Form eines Differenzen-, Index- oder Prozentpunktmodells Verwendung. Hierbei handelt es sich allerdings nur um unterschiedliche Darstellungsweisen - die Ansätze lassen sich ineinander überführen (siehe Schönebeck 1998). Im Folgenden wird der sogenannte 3-Komponenten-Differenzenansatz näher betrachtet. Die absolute Veränderung der regionalen Beschäftigung N_r zwischen t und $t+1$ wird zerlegt in eine Konjunkturkomponente, in eine Strukturkomponente und in eine Restgröße - die Standortkomponente.

$$N_r^{t+1} - N_r^t = N_r^t \left\{ \left(\frac{N_r^{t+1}}{N_r^t} \right) - 1 \right\} + \sum_{i=1}^I N_{ir}^t \left\{ \left(\frac{N_i^{t+1}}{N_i^t} \right) - \left(\frac{N_r^{t+1}}{N_r^t} \right) \right\} + \sum_{i=1}^I N_{ir}^t \left\{ \left(\frac{N_{ir}^{t+1}}{N_{ir}^t} \right) - \left(\frac{N_i^{t+1}}{N_i^t} \right) \right\}$$

Konjunktur-
komponente

Struktur-
komponente

Standort-
komponente

Die Differenz zwischen tatsächlicher regionaler Entwicklung und der Konjunkturkomponente wird als Regionalfaktor bezeichnet und gibt an, inwieweit sich die regionale Entwicklung von der Entwicklung im übergeordneten Gesamttraum unterscheidet. Die Strukturkomponente steht für den Teil dieses Regionalfaktors, der sich mit der regionspezifischen Sektorstruktur erklären lässt.

Trotz einer Vielzahl von Erweiterungen (unter anderen Haynes/Dinc 2000) wurde die konventionelle Shift-Share-Analyse häufig kritisiert (Knudsen/Barff 1991). Unter anderem ist die Betrachtung von Kausalitäten problematisch und der Einbezug zusätzlicher erklärender Variablen ausgeschlossen. Ein weiteres zentrales Problem ist die deterministische Vorgehensweise, die Signifikanztests und Abschätzungen des Anteils der durch den Ansatz „erklärten Varianz“ ausschließt. Da die Standortkomponente lediglich als ‚Restgröße‘ berechnet wird, finden sich sämtliche Faktoren, die neben der Wirtschaftszweigstruktur auf die regionale Entwicklung wirken, in der Standortkomponente wieder. In der Literatur wird deshalb auch von einer „Mülleimerfunktion“ gesprochen.

Bei der Mehrzahl der empirischen Analysen zeigt sich, dass die Strukturkomponente im Verhältnis zur Standortkomponente in den meisten Regionen nur geringe Bedeutung besitzt. Es ist allerdings zu kurz gegriffen, deshalb die Branchenstruktur als unwichtig für die regionale Entwicklung zu bezeichnen. Vielmehr ist das Ergebnis zumindest partiell ein Artefakt des Ansatzes. In der Standortkomponente finden sich nicht nur Faktoren, die auf regionalen Standortbesonderheiten beruhen, sondern dort sind auch Effekte enthalten, die eher als zufällig zu bezeichnen sind. Die Trennung dieser Effekte kann allerdings aufgrund des deterministischen und statischen Charakters der klassischen Shift-Share-Analyse nicht erfolgen. Dieses Problem kann durch folgendes Gedankenspiel verdeutlicht werden: Wird angenommen, dass die Entwicklung komplett zufällig abläuft und keinerlei prägende Effekte auf die Beschäftigungsentwicklung existieren, die sich mit Branchen oder Regionen verbinden, so wird die Strukturkomponente im Shift-Share-Ansatz korrekt null sein. Die Standortkomponente wird hingegen 100 % der Entwicklung auf sich vereinen, da zufällige nicht von den regionsfixen Effekten getrennt werden können. Für die flächendeckenden Analysen wird ein Ansatz verfolgt, der auf einer Erweiterung des klassischen Shift-Share-Ansatzes beruht. Dieser wird im nächsten Abschnitt vorgestellt.

3 Regressionsanalytisches Analogon

Aufgrund der vielfältigen Kritik an der konventionellen Shift-Share-Analyse wurde von Patterson (1991) ein regressionsanalytisches Äquivalent der klassischen Shift-Share-Analyse formuliert, das z. B. von Möller/Tassinopoulos (2000) in Analysen für Westdeutschland Anwendung fand. Solch ein Regressionsmodell mit Paneldaten ermöglicht die Trennung von originären „Standorteffekten“, die die regionale Entwicklung über den gesamten Zeitraum in gleicher Weise beeinflussen, und Zufallseinflüssen, die sich nun in der Störgröße des Modells wiederfinden.

Die einfachste Form enthält drei Gruppen von Dummy-Variablen. Die Beschäftigungsentwicklung einer Branche in einer Region als zu erklärende Variable wird in Abhängig-

keit von einem Periodeneffekt, einem Regionseffekt und einem Brancheneffekt formuliert.

$$\hat{N}_{irt} = \alpha_i + \lambda_t + \kappa_r + \varepsilon_{irt} \quad (1)$$

wobei

$$\hat{N}_{irt} = \frac{N_{ir(t+1)} - N_{irt}}{N_{irt}}, \quad \text{das regionale Beschäftigungswachstum in der Branche } i$$

α_i : Effekt der Branche i ($i=1, \dots, I$)

λ_t : Periodeneffekt zum Zeitpunkt t ($t=1, \dots, T$)

κ_r : Effekt der Region r ($r=1, \dots, R$)

ε_{irt} : Störgröße

Die Zahl der Beobachtungen die zur Schätzung zur Verfügung stehen ergibt sich aus der Anzahl der Jahre mal Anzahl der Branchen mal Anzahl der Regionen. Die Jahresdummies bilden den Effekt von Einflussfaktoren ab, die auf alle Regionen und Wirtschaftszweige in einem Jahr in gleicher Weise wirken, z. B. die allgemeine Lage der Weltwirtschaft. Der Sektoreffekt gibt an, wie sich eine Branche relativ zur allgemeinen Konjunkturlage entwickelt. Berücksichtigt werden dabei diejenigen Faktoren, die die Entwicklung einer bestimmten Branche in allen Regionen über den gesamten Zeitraum in gleicher Weise beeinflussen. Hier findet z. B. eine unterschiedliche Wettbewerbsfähigkeit von Branchen ihren Niederschlag, falls diese für den gesamten Beobachtungszeitraum konstant ist. Ein positives Vorzeichen bedeutet, dass sich die Beschäftigung in der betrachteten Branche besser entwickelt hat als die Gesamtwirtschaft.

Ein wesentlicher Unterschied zur klassischen Shift-Share-Analyse liegt darin, dass der Standorteffekt nicht deterministisch bestimmt, sondern in Form von Regionsdummies ebenfalls geschätzt werden kann. Im Standorteffekt finden sich dann lediglich solche Faktoren, die auf die Beschäftigungsentwicklung in allen Branchen einer Region über den gesamten Zeitraum in gleicher Weise wirken. Ein Beispiel hierfür ist die Grenzlage einer Region. Eine besondere Standortgunst, d. h. eine im Vergleich zum Gesamttraum überdurchschnittliche Beschäftigungsentwicklung, wird durch ein positives Vorzeichen angezeigt.

Ein weiterer Vorteil der regressionsanalytischen Erweiterung ist die Möglichkeit, metrische exogene Variablen zu berücksichtigen. Es erfolgt nicht nur eine Aufspaltung in verschiedene Komponenten ähnlich einer einfachen Varianzanalyse, sondern es können so-

mit auch Kausalitäten untersucht werden. Dadurch wird die Ableitung der gesamten Schätzgleichung aus einem theoretischen Modell ermöglicht. Ausgehend von obigem Ausgangsmodell (1) lassen sich eine Vielzahl von unterschiedlichen Modellvarianten konstruieren. Im Folgenden wird das grundsätzliche Vorgehen anhand einer Schätzgleichung aus dem bereits angesprochenen ENDOR-Projekt über die regionale Entwicklung in Ostdeutschland deutlich gemacht. Zusätzlich zu den Dummy-Variablen für Jahr, Region und Wirtschaftszweig werden hier die regionale Humankapitalstruktur und der Regionstyp eines Kreises nach Gliederung der BBR in das Modell aufgenommen.

$$\hat{N}_{irt} = \alpha_i + \lambda_t + \delta_y + \kappa_r + \sum_{j=1}^3 \beta_j^Q Q_{jirt} + \varepsilon_{irt} \quad (2)$$

Dabei sind:

$$\hat{N}_{irt} = \frac{N_{ir(t+1)} - N_{irt}}{N_{irt}}, \quad \text{das regionale Beschäftigungswachstum in der Branche } i$$

- α_i : der Effekt des Wirtschaftszweigs i
- λ_t : der Periodeneffekt zum Zeitpunkt t
- δ_y : der Siedlungsstruktureffekt für den Regionstyp y ($y = 1 \dots 9$)
- κ_r : der um den Einfluss der Siedlungsstruktur bereinigten Standorteffekt für Region r
- Q_{jirt} : Anteil der Qualifikationsgruppe j unter allen Beschäftigten der Branche i , der Region r und zum Zeitpunkt t
- ε_{irt} : ein stochastischer Störterm

Das Beispiel Humankapital steht hier für die Aufnahme weiterer, theoretisch bedeutsamer Variablen. Das Bildungsniveau der Erwerbsbevölkerung hat in der endogenen Wachstumstheorie einen externen Effekt, der das regionale Wachstum betreibt. In der Endausbauphase des ENDOR-Modells waren zusätzlich Lohnniveaus, Konzentrationsgrade, verschiedene Instrumente der Förderung und weitere exogene Variable eingeschlossen. Insgesamt wurden Koeffizienten von über 200 Variablen in einem Modell geschätzt. Dies zeigt die Leistungsfähigkeit des Ansatzes.

Die Schätzung muss als Weighted Least Squares durchgeführt werden. Dafür sind zwei Gründe maßgeblich: Zum einen sind exorbitante Sprünge bei den Wachstumsraten im Falle schwach besetzter Branchen in einer Region möglich, daraus resultiert ein modellinhärentes Heteroskedastieproblem. Zum anderen kann die Wachstumsrate von globalen Größen nicht einfach durch Aggregation von Untereinheiten gebildet werden. Für eine korrekte Durchführung der Schätzungen ist eine Gewichtung nötig.

Unter der Annahme, dass sich die Streuung der Wachstumsrate umgekehrt proportional zur Wurzel aus $w_{irt} = N_{irt} / N_t$ verhält

$$\text{cov}(\varepsilon) = \sigma^2 \Omega \quad \text{wobei} \quad \Omega = \text{diag}(1/\sqrt{w_{irt}}) \quad (3)$$

wird die gesamte Modellgleichung mit einer Matrix G multipliziert, die als Diagonalmatrix die Beschäftigungsanteile w_{irt} enthält. Der resultierende Störterm erfüllt dann wieder die Annahme der Homoskedastie. Eine andere Möglichkeit besteht darin, die Form der Heteroskedastie nicht vorzugeben, sondern selbst in einem ersten Schritt zu schätzen. Dieses 2-Schritt-Verfahren wird von Oberhofer (2001) vorgeschlagen, die dieses Modell als Grundlage für regionale Beschäftigungsprojektionen verwenden.

Des Weiteren ist das Modell von perfekter Multikollinearität geplagt. Üblicherweise erfolgt in solchen Fällen der Ausschluss eines fixen Effekts in jedem Set, der sich auf die Regionen, Branchen etc. bezieht. Da die fixen Effekte dann relativ zu dieser ausgeschlossenen Referenzkategorie gemessen werden, ist anschließend eine Umrechnung nicht nur der Effekte (vgl. Krueger/Summers 1988), sondern auch der Signifikanzniveaus notwendig, wenn als Referenz der Stichprobenmittelwert verwendet werden soll (Haisken-DeNew/Schmidt 1997, Möller 1995). Eine vergleichsweise ‚elegante‘ Alternative ist die Verwendung von identifizierenden Restriktionen:

$$\sum_{r=1}^{113} \sum_{i=1}^{27} g_{ir} \kappa_r = 0 \quad (4)$$

$$\sum_{r=1}^{113} \sum_{i=1}^{27} g_{ir} \alpha_i = 0 \quad (5)$$

Die Wirkung dieser Restriktionen ist, dass die einbezogenen fixen Effekte jeweils bezogen auf den Populationsmittelwert angegeben werden können. Umrechnungen sind nicht mehr vorzunehmen, auch nicht für die Signifikanztests. Die Gewichte g_{ir} beziehen sich auf ein bestimmtes Jahr, z. B. auf die Mitte des Beobachtungszeitraums.

Um die Effekte der neun siedlungsstrukturellen Kreistypen von denen der Kreisdummy zu trennen, sind ebenfalls Restriktionen notwendig:

$$\sum_{r=1}^{113} \sum_{i=1}^{27} \tau_y g_{ir} \kappa_r = \delta_y \quad (6)$$

τ_y ist eine Selektorvariable, die für einen bestimmten Regionstyp y den Wert 1 annimmt und sonst immer den Wert Null. Die gewichtete Summe aller Kreiseffekte eines Regionstyps muss dem Gesamteffekt des Regionstyps entsprechen. Diese Restriktion verändert die Interpretation der Koeffizienten der Kreisdummy. Sie geben nun die Abwei-

chung des jeweiligen Kreises vom regionstypspezifischen Mittelwert an, d. h. sie stehen für diejenigen Besonderheiten, die nicht auf siedlungsstrukturelle Gegebenheiten zurückzuführen sind. Der gesamte Standorteffekt ergibt sich dann als Summe aus Regionstypkoeffizient und Koeffizient des Kreisdummy.

Die gewählte Vorgehensweise führt zu einer restringierten gewichteten Kleinstquadrat-schätzung ohne Absolutglied. Zur Numerik kann man sich an Greene/Seaks (1991) orientieren. Gegenüber der ungewichteten Schätzung treten zwei Gleichungen für jeden Set von fixen Effekten mehr auf als bei der üblichen Strategie, die im Weglassen von Dummies besteht. Erstens ist ein Parameter mehr zu ermitteln, zweitens ist eine Restriktion einzubeziehen, der ein Lagrangemultiplikator beigegeben ist.

4 Verbindung zur klassischen Shift-Share-Analyse

In der klassischen Shift-Share-Analyse erfolgte eine Zerlegung der regionalen Beschäftigungsentwicklung in drei Komponenten - einen Konjunkturreffekt, einen Struktureffekt und einen Standorteffekt als Restgröße. Der Konjunkturreffekt entspricht im einfachen regressionsanalytischen Äquivalent (Modell (1)) den Koeffizienten der Zeitdummies. Werden weitere exogene Variablen in das Modell aufgenommen wie z. B. die Humankapitalstruktur ist das Verfahren zur Berechnung des Konjunkturreffekts etwas aufwendiger, allerdings ohne Probleme durchführbar. Der Standorteffekt berechnet sich als Summe der Koeffizienten für Regionstyp und Region. Das Äquivalent zum Struktureffekt der klassischen Shift-Share-Analyse kann schließlich mit Hilfe der geschätzten Koeffizienten für jede Branche nachgebildet werden. Für den Struktureffekt S einer Region r ergibt sich somit:

$$S_r = \sum_t S_{rt} = \sum_t \sum_i \alpha_i a_{irt} \quad (7)$$

Die folgende Tabelle 1 zeigt die geschätzten Effekte für einige Kreise in Sachsen-Anhalt.

Die Interpretation der geschätzten Effekte wird im Folgenden anhand einer ausgewählten Region verdeutlicht. Die Beschäftigtenanzahl in der kreisfreien Stadt Dessau hat im Untersuchungszeitraum um 1.840 Personen abgenommen. Hätte sich die Region im gleichen Maße entwickelt, wie das gesamte Gebiet der neuen Bundesländer, wäre lediglich ein Abbau von 563 Beschäftigten zu verzeichnen gewesen (= Global- oder Konjunkturreffekt). Aufgrund der regionsspezifischen Sektorstruktur wäre sogar eine Zunahme der Beschäftigung um 2.286 Personen zu erwarten gewesen. Die tatsächlich realisierte schlechte Entwicklung ist auf einen negativen Standorteffekt zurückzuführen. Ein Minus von insgesamt 4.817 Beschäftigten im beobachteten Zeitraum 1993 bis 1999 wird von regionsspezifischen Faktoren verursacht, die unabhängig vom Wirtschaftszweig negativ auf die

Beschäftigungsentwicklung einwirken. Mit dem vorliegenden Modell wird für die Stadt Dessau somit insgesamt ein Beschäftigungsabbau von 3.094 Personen geschätzt.

**Tabelle 1: Regressionsanalytische Shift-Share-Analyse - Modell (1)
(Sachsen-Anhalt 1993-1999)**

| Kreis | Tatsächliche Entwicklung | Geschätzte Entwicklung | Geschätzter Global-effekt | Geschätzter Struktur-effekt | Geschätzter Standort-effekt |
|--------------------------|--------------------------|------------------------|---------------------------|-----------------------------|-----------------------------|
| Dessau, Stadt | -1.840 | -3.094,43 | -563,33 | 2.285,77 | -4.816,87 |
| Kreis Anhalt-Zerbst | -1.561 | -4.070,74 | -1.501,73 | 713,84 | -3.282,85 |
| Kreis Bernburg | -3.786 | -6.494,69 | -549,51 | -2.686,61 | -3.258,56 |
| Kreis Bitterfeld | -13.568 | -25.984,25 | -4.342,33 | -16.008,27 | -5.633,63 |
| Kreis Koethen | -1.787 | -2.684,14 | -870,65 | 995,87 | -2.809,37 |
| Kreis Wittenberg | -2.525 | -4.789,41 | -1.839,90 | 3.080,95 | -6.030,47 |
| Halle (Saale), Stadt | -29.864 | -34.187,05 | -3.737,18 | -13.284,24 | -17.165,62 |
| Burgenlandkreis | -8.828 | -13.122,82 | -3.794,58 | -2.822,40 | -6.505,83 |
| Kreis Mansfelder Land | -4.848 | -6.798,27 | -1.069,70 | -1.202,60 | -4.525,97 |
| Kreis Merseburg-Querfurt | -10.104 | -20.633,84 | -12.663,65 | -272,78 | -7.697,40 |
| Saalkreis | 8.351 | 5.498,47 | -292,64 | 8.742,06 | -2.950,94 |
| Kreis Sangerhausen | -4.289 | -6.706,98 | -1.119,06 | -2.550,31 | -3.037,60 |
| Kreis Weissenfels | 2.302 | -2.504,97 | -1.033,49 | 1.485,89 | -2.957,38 |

Quelle: Eigene Berechnung.

Im Unterschied zur deterministischen Shift-Share-Analyse verbleibt also ein nicht zu erklärender Rest, d. h. die geschätzte Entwicklung, die sich aus dem Konjunktur-, Struktur- und Standorteffect zusammensetzt, unterscheidet sich von der tatsächlichen Beschäftigungsentwicklung in einer Region. Grund hierfür ist die Möglichkeit, zufällige von systematischen Effekten zu separieren. Die Erklärungsgüte des Modells kann durch die Hinzunahme weiterer exogener Variablen noch erheblich verbessert werden.

5 Fazit

Die dargelegte Regressionsanalyse von Daten, die in der Gliederung nach Wirtschaftszweigen, Regionen und Jahren vorliegen, erwies sich in der empirischen Arbeit im ENDOR-Projekt als sehr erfolgreich. Daten, die lediglich in Form eines Regionenpanels vorliegen (d. h. nur nach Regionen und der Zeit gegliedert), erlauben sehr viel weniger verlässliche Schätzungen. Die Form der Shift-Share-Regression erlaubt zusätzlich besonders effektive, theoretisch aussagefähige Analysen, die offen für viele Variablen sind und darum besonders leicht für viele Fragestellungen angepasst werden können. Die Ergebnisse sind anschaulich und leicht interpretierbar. Aus diesem Grund wird die Methode

hier für einen breiten Kreis von Anwendungen nicht nur in der Regionalforschung (z. B. auch im internationalen Vergleich) empfohlen.

Literatur

- Blien, U./Hirschenauer, F. (1999): Regionale Disparitäten auf ostdeutschen Arbeitsmärkten, in: Wiedemann, E./Brinkmann, C./Spitznagel, E./Walwei, U. (Hrsg.): Die arbeitsmarkt- und beschäftigungspolitische Herausforderung in Ostdeutschland (Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 223), Nürnberg, S.139-162.
- Blien, U./Blume, L./Eickelpasch, A./Geppert, K./Maierhofer, E./Vollkommer, D./Wolf, K. (2001): Die Entwicklung der ostdeutschen Regionen, BeitrAB (in Vorbereitung), Nürnberg.
- Blien, U./Wolf, K. (2002): Regional Development of Employment and Deconcentration Processes in Eastern Germany in: Regional Studies (im Erscheinen).
- Dunn, E. (1960): A statistical and analytical technique for regional analysis, in: Papers of the Regional Science Association 6: 97-112.
- Greene, W./Seaks, T. (1991): The Restricted Least Squares Estimator, in: The Review of Economics and Statistics 73: 563-567.
- Haisken-DeNew, J.P./Schmidt, C.M. (1997): Inter-industry and inter-region differentials: Mechanics and interpretation, in: The Review of Economics and Statistics 79/3: 516-521.
- Haynes, K.E./Dinc, M. (2000): Change in Manufacturing Productivity in the U.U. South: Implications for Regional Growth Policy, in: Johansson, B./Karlsson, C./Stough, R.R. (Hrsg.): Theories of Endogenous Regional Growth, Berlin etc.: Springer, S. 368-392.
- Knudsen, D.C./Barff, R. (1991): Shift-share analysis as a linear model, in: Environment and Planning A Vol. 23: 421-431.
- Krueger, A.B./Summers, L.H. (1988): Efficiency wages and the inter-industry wage structure, in: Econometrica 56/2: 259-293.
- Möller, J. (1995): Unweighted and Weighted Measures of Inter-Industry Wage Variability - A Technical Note, unpublished paper of the University, Regensburg.
- Möller, J./Tassinopoulos, A. (2000): Zunehmende Spezialisierung oder Strukturkonvergenz? Eine Analyse der sektoralen Beschäftigungsentwicklung auf regionaler Ebene, in: Jahrbuch für Regionalwissenschaft 20/1: 1-38.
- Oberhofer, W. (2001): Regressionsmodell zur Beschäftigungsprojektion unter Einbezug von stochastischem Expertenwissen. Unveröffentlichtes Diskussionspapier, präsentiert am 1. IAB-Workshop Regionalprognostik, 3. Dezember 2001.
- Patterson, M.G. (1991): A Note on the Formulation of the Full-Analogue Regression Model of the Shift-Share Method, in: Journal of Regional Science 31/2: 211-216.
- Schönebeck, C. (1998): Wirtschaftsstruktur und Regionalentwicklung, Dortmund.

