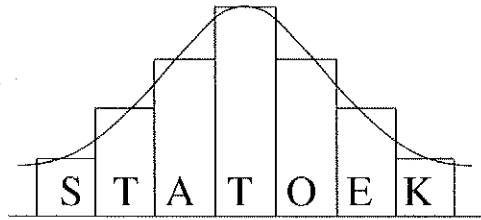


Institut für Statistik und Ökonometrie



Regionales Wachstum: Sind die Dienstleistungen der Motor?

Peter M. Schulze

Arbeitspapier Nr. 17 (August 1998)

**Johannes Gutenberg - Universität
Fachbereich Rechts-
und Wirtschaftswissenschaften**

Haus Recht und Wirtschaft II
D 55099 Mainz

Tel.: 061 31-39 25 51 Fax.: 061 31-39 37 17

email: schulze@jura1.jura.uni-mainz.de

Herausgeber: Univ.-Prof. Dr. Peter M. Schulze

ISSN Nr. 1430-2136

Regionales Wachstum:
Sind die Dienstleistungen der Motor?
Peter M. Schulze

Gliederung	Seite
1 Einführung	2
2 Theoretischer Ansatz	2
3 Ökonometrischer Ansatz	6
4 Daten (-Probleme)	9
5 Schätzergebnisse	11
6 Fazit	24
Literatur	25

Zusammenfassung

Kaldors Hypothesen zum (regionalen) wirtschaftlichen Wachstum, die Beziehungen zwischen Output, Beschäftigung und Produktivität im sekundären Sektor herstellen, werden in modifizierter Form auf den tertiären Sektor (Dienstleistungen) übertragen und anhand von Kreisdaten der Bundesländer Hessen, Nordrhein-Westfalen, Rheinland-Pfalz und Saarland für 1980-92 mittels Schätzverfahren, die auch räumliche Autokorrelation zulassen, überprüft. Es lassen sich zwar Beschäftigungswirkungen der Dienstleistungen auf das Produzierende Gewerbe nachweisen, sie sind aber eher gering.

Summary

Kaldors hypotheses on (regional) economic growth for manufacturing (secondary sector) are modified to the service sector and estimated with Kreis-data of the Bundesländer Hessen, Nordrhein-Westfalen, Rheinland-Pfalz and Saarland between 1980-92 by estimation methods considering spatial autocorrelation. Small employment effects of the services to manufacturing are supported, but the growth of manufacturing in the neighbouring regions on the considered Kreis are more important.

1 Einführung

Im Zusammenhang mit (regionalen) Wachstumsanalysen wird immer wieder die Rolle der Dienstleistungen (DL) diskutiert. So behauptet z. B. die sogenannte „Sektor“-Theorie, daß das Ausmaß der Beschäftigungsverschiebung vom primären über den sekundären zum tertiären Sektor die Hauptdeterminante (regionalen) wirtschaftlichen Wachstums sei [vgl. z.B. Richardson (1969) 340]. Dies wird gestützt durch die Beobachtung, daß die Beschäftigung in den Dienstleistungsbranchen schneller wächst als in den übrigen Wirtschaftsbereichen [vgl. Hansen (1994) 187, Hatzfeld/Schröer (1993) 337]. Die Diskussion wird unter dem Stichwort „Tertiärisierung“ geführt. In Deutschland liegen heute mehr als 60 % aller Arbeitsplätze im Dienstleistungssektor, während zu Beginn der 70er Jahre dieser Anteil noch bei 40 % lag [vgl. Klodt (1998) 394].

Im Rahmen der folgenden Analyse sollen verschiedene Hypothesen zur Rolle der Dienstleistungen mit Hilfe eines regressionsanalytischen Ansatzes anhand kleinräumiger Kreisdaten aus der Bundesrepublik Deutschland überprüft werden. Dabei werden die üblichen Annahmen des Regressionsmodells im räumlichen Kontext berücksichtigt.

2 Theoretischer Ansatz

Dienstleistungen - insbesondere produktionsorientierten Diensten - wird (in Regionalanalysen) eine Schlüsselstellung für die wirtschaftliche Entwicklung zugeschrieben. Regionen mit einem hohen Anteil (produktionsorientierter) Dienstleistungen tendieren zu einem höheren Pro-Kopf-Einkommen als andere Wirtschaftsräume.

Solche Regionen verstärken die Aussichten, Unternehmungen aus anderen Wirtschaftsbereichen zu halten bzw. anzuziehen [vgl. Hansen (1990) 466 und die dort angegebene Literatur]. Tervo/Niittykangas [(1994) 73] betonen die Rolle der Dienstleistungen für die wirtschaftliche Regionalentwicklung. Gerade produktionsorientierte Dienstleistungen können eine Schlüsselkomponente für eine Regionalwirtschaft sein und wichtige Inputs für z.B. das Verarbeitende Gewerbe darstellen.

Grundlage für diese Aussagen sind im wesentlichen empirische Befunde, kaum modelltheoretische Überlegungen. Selten wird explizit die Abhängigkeit des Wachstums des Verarbeitenden Gewerbes von den Dienstleistungen formuliert [vgl. Garcia-Milà/McGuire (1998) 354f. und die dort angegebene Literatur]. Stützen ließen sich die skizzierten Beobachtungen durch Modifikation der von Kaldor aufgestellten Hypothesen (regionalen) wirtschaftlichen Wachstums für das Verarbeitende Gewerbe [vgl. z.B. Schulze (1998b) 2 und die dort für Regionalanalysen angegebene Literatur]. Dieser Versuch soll hier unternommen werden.

Die erste modifizierte Kaldor-Hypothese stellt nunmehr die Abhängigkeit der Wachstumsrate des Gesamt-Outputs einer Region von der Wachstumsrate des Outputs der Dienstleistungen eben dieser Region dar. Wirtschaftsräume mit hohen DL-Wachstumsraten besitzen demnach höhere Gesamtwachstumsraten als solche mit geringeren DL-Wachstumsraten. Als Ansatz der linearen Einfach-Regression folgt damit

$$(1) \quad \text{WR OUT}_{\text{TOTAL}} = \alpha_1 + \beta_1 \text{WR OUT}_{\text{DL}} + \varepsilon_1$$

wobei

$\text{WR OUT}_{\text{TOTAL}}$: Wachstumsrate des Gesamt-Outputs

$\text{WR OUT}_{\text{DL}}$: Wachstumsrate des Outputs im Dienstleistungssektor

mit $\text{WR OUT} = \ln \text{OUT}_t - \ln \text{OUT}_{t-1}$.

β_1 sollte signifikant > 0 sein. ε stellt - wie im folgenden - eine stochastische Restgröße dar, deren Eigenschaften in Abschnitt 4 betrachtet werden.

Die zweite Kaldor-Hypothese soll einen Erklärungsansatz dafür darstellen, warum Wachstumsraten in den einzelnen Sektoren differieren. Der Grund kann in steigenden Skalenerträgen - hier bei den Dienstleistungen - vermutet werden.

Hierfür modifiziert lautet dies

$$(2) \quad \text{WR APROD}_{\text{DL}} = \alpha_2 + \beta_2 \text{WR OUT}_{\text{DL}} + \varepsilon_2$$

mit

$\text{WR APROD}_{\text{DL}}$: Wachstumsrate der Arbeitsproduktivität DL – Bereich

$\text{WR OUT}_{\text{DL}}$: Wachstumsrate des Outputs im DL – Bereich.

Da eine positive Relation zwischen dem Wachstum der DL-Arbeitsproduktivität und desjenigen des DL-Outputs unterstellt wird, ist $\beta_2 > 0$.

(2) lässt sich unter Benutzung von BESCH: Beschäftigung und

$$\text{WR BESCH} = \ln \text{BESCH}_t - \ln \text{BESCH}_{t-1}$$

$$\text{sowie } \text{WR APROD} = \ln \left(\frac{\text{OUT}}{\text{BESCH}} \right)_t - \ln \left(\frac{\text{OUT}}{\text{BESCH}} \right)_{t-1} \quad \text{umformen zu}$$

[vgl. Schulze (1998b) 3f.]

$$(3) \quad \text{WR BESCH}_{\text{DL}} = \alpha_3 + \beta_3 \text{WR OUT}_{\text{DL}} + \varepsilon_3$$

mit $\beta_3 = 1 - \beta_2$ und $\alpha_3 = \alpha_2$.

Wenn β_2 größer als Eins ist, dann induziert Outputwachstum eine Verringerung der WR BESCH. Liegt β_2 zwischen Null und Eins, so erhöht sich WR BESCH mit der Erhöhung von WR OUT, es liegen increasing returns to scale vor.

Ändert man die dritte Kaldorsche Hypothese auf die hiesige Fragestellung ab, so besagt sie, daß das Outputwachstum im Dienstleistungsbereich die Wachstumsrate der Arbeitsproduktivität insgesamt positiv beeinflußt

$$(4) \quad \text{WR APROD}_{\text{TOTAL}} = \alpha_4 + \beta_4 \text{WR OUT}_{\text{DL}} + \varepsilon_4.$$

β_4 sollte > 0 sein. Hier fließen Überlegungen der erwähnten „Sektor“-Theorie ein: Es wird ein Beschäftigungstransfer von Sektoren mit niedriger Arbeitsproduktivität (z.B. Landwirtschaft) zu solchen mit höherer Produktivität (z.B. Dienstleistungen) stattfinden.

Da in Gleichung (3) die hier primär angesprochene Fragestellung nach der Beschäftigung formuliert wird, könnte eine Modifikation derart von Interesse sein, daß die Abhängigkeit der Wachstumsrate der Beschäftigung in der Gesamtwirtschaft von der Wachstumsrate des Dienstleistungs-Outputs abhängt

$$(5) \quad \text{WR BESCH}_{\text{TOTAL}} = \alpha_5 + \beta_5 \text{WR OUT}_{\text{DL}} + \varepsilon_5.$$

Bei der vorliegenden Fragestellung interessiert vor allem der Einfluß des tertiären auf den sekundären Sektor, weshalb sich in (5) der Regressand durch das Produzierende Gewerbe - als Proxy-Variable für diesen Sektor - ersetzen läßt:

$$(6a) \quad \text{WR BESCH}_{\text{PG}} = \alpha_{6a} + \beta_{6a} \text{WR OUT}_{\text{DL}} + \varepsilon_{6a}.$$

Ebenso erscheint eine Erweiterung von (6a) sinnvoll, die die Arbeitsproduktivität im Dienstleistungsbereich als zusätzlichen Regressor einbezieht:

$$(6b) \quad \text{WR BESCH}_{\text{PG}} = \alpha_{6b} + \beta_{6b} \text{WR OUT}_{\text{DL}} + \beta_7 \text{WR APROD}_{\text{DL}} + \varepsilon_{6b}.$$

Kritisch ist zu diesen Erklärungsversuchen (regionalen) Wachstums zu sagen, daß die Wirkungsrichtungen in den Funktionalbeziehungen keineswegs eindeutig sein müssen. So könnten z.B. $WR OUT_{TOTAL}$ und $WR OUT_{DL}$ oder $WR OUT$ und $WR BESCH$ wechselseitig abhängig, das heißt, gemeinsam abhängige Variablen sein [vgl. zu einer umgekehrten funktionalen Abhängigkeit als der hier angenommenen z.B. Elkmann/Lauterbach/Wind (1994)].

Ein Mehrgleichungsmodell zur Erfassung dieser Interdependenzen aufzustellen, scheitert an mangelnder Theorie- und Daten-Verfügbarkeit. Letzteres gilt bereits für die Durchführung von Kausalitätstests oder die Einbeziehung weiterer, für das (regionale) Wachstum wichtiger Einflußgrößen, wie z.B. der Exporte. Außerdem kann die Vernachlässigung des Kapitalstocks als Regressor den Koeffizienten β_3 in (3) verzerren. Da im Dienstleistungsbereich aber eine vergleichsweise geringe Kapitalintensität herrscht, trifft das Argument hier weniger zu, als bei der Kritik an den Kaldor-Hypothesen im sekundären Sektor.

Auch die Annahme der gleichen Wachstumsrate des exogenen technischen Fortschritts und der gleichen sozioökonomischen Rahmenbedingungen erscheint bei der Analyse für Raumeinheiten innerhalb ein und derselben Volkswirtschaft nicht sehr einschränkend.

3 Ökonometrischer Ansatz

Schätzt man die Gleichungen (1) - (6) mit kleinräumigen Daten, so kann es durch wechselseitige Beziehungen über die Regionsgrenzen zu Interaktionen zwischen den Raumeinheiten kommen, die sich in räumlicher Autokorrelation (RAK) niederschlagen können.

Bei deren Vorliegen verlieren KQ-Schätzungen wünschenswerte Eigenschaften, und übliche Beurteilungskriterien im Regressionsmodell können zu unkorrekten Ergebnissen führen [vgl. Anselin (1988) 58].

Dabei lassen sich zwei wichtige Formen der räumlichen Autokorrelation unterscheiden [Anselin (1988) 33]: In der „Spatial-Lag“-Form (SLAG) wird die räumliche Abhängigkeit ähnlich wie eine endogene lag-Variable in der Zeitreihenökonometrie betrachtet

$$(7) \quad \mathbf{y} = \mathbf{X}\beta + \rho \mathbf{W}\mathbf{y} + \varepsilon_7.$$

Bei R betrachteten Raumeinheiten ist $\mathbf{y}$ der $R \times 1$ - Spaltenvektor des Regressanden, $\mathbf{X}$ bei $m + 1$ exogenen Regressoren eine $R \times (m + 1)$ - Datenmatrix, $\mathbf{W}$ eine $R \times R$ -Gewichtungsmatrix und ρ ein (räumlich-) autoregressiver Parameter. Eine zweite Form stellt das „Spatial-error“- Modell (SERR) dar. Es besteht aus dem Ansatz des klassischen linearen Regressionsmodells

$$(8) \quad \mathbf{y} = \mathbf{X}\beta + \varepsilon_8,$$

wobei die räumliche Abhängigkeit nun in der stochastischen Restgröße steckt:

$$(9) \quad \varepsilon_8 = \rho \mathbf{W} \varepsilon_8 + \omega$$

ε_7 und ω sind stochastische Restgrößen, die die üblichen Annahmen des klassischen linearen Regressionsmodells erfüllen sollen, insbesondere Nichtautokorrelation, Homoskedastie und Normalverteilung. Gibt es keine räumliche Interaktion ($\rho = 0$), so resultiert sowohl in (7) als auch in (8) mit (9) das klassische Regressionsmodell.

Auch bei statistisch ähnlichen Implikationen sind die beiden Modelle vor dem Hintergrund der Analyse in Kapitel 2 inhaltlich unterschiedlich zu interpretieren:

In (7) wird das Wachstum einer Region direkt vom Wachstum der Nachbarregionen beeinflusst und zwar unabhängig von den exogenen Regressoren. Starkes Wachstum

der DL einer Region übt dann einen starken positiven Einfluß auf das Wachstum der benachbarten Regionen aus, selbst wenn diese Nachbarregionen keine hohen DL-Wachstumsraten verzeichnen.

Gleichung (8) in Verbindung mit (9) impliziert dagegen, daß das Wachstum einer Region durch das Wachstum von benachbarten Regionen nur in dem Maß beeinflusst wird, wie diese über oder unter dem durch (8) geschätzten „mittleren“ Wachstum liegen. Nachbarregionen würden beeinflusst, wenn z.B. das Output-Wachstum vom erwarteten Wert stark abweicht, angezeigt durch einen großen ε -Wert in (8). Ein solcher Sachverhalt kann auf Fehlspezifikation von (8) zurückzuführen sein.

Bei der Schätzung des räumlichen linearen Regressionsmodells lassen sich zweckmäßigerweise folgende drei Schritte unterscheiden [vgl. zu einem anwendungsorientierten Überblick Schulze (1998a)]:

- 1 Man schätzt (8) zunächst mit der KQ-Methode.
- 2 Danach prüft man, ob es überhaupt Hinweise auf räumliche Autokorrelation gibt und ob die übrigen Annahmen des klassischen Regressionsmodells erfüllt sind.
- 3 Sind die Raumeffekte (SLAG oder SERR) erkannt worden, und können die übrigen Annahmen nicht verworfen werden, dann lassen sich die Schätzung des eigentlichen räumlichen Regressionsmodells, z.B. bei Vorliegen normalverteilter ε -Werte mittels ML-Methode, und zugehörige Tests durchführen.

Hier erfolgt die Darstellung nicht in dieser Abfolge, sondern im Zusammenhang mit der Erörterung der Schätzergebnisse.

Die unter 5 dargestellten Schätzungen wurden mit dem Programmpaket SPACE STAT [Anselin (1995)] vorgenommen.

4 Daten (-Probleme)

Um die Hypothesen (1) - (6) mit Hilfe des räumlichen Regressionsmodells (7) bzw. (8) und (9) anhand kleinräumiger Daten schätzen und beurteilen zu können, werden mit $n = 122$ die Werte der kreisfreien Städte und Landkreise der benachbarten Bundesländer Hessen, Nordrhein-Westfalen, Rheinland-Pfalz und Saarland aus den Jahren 1980 und 1992 als Wachstumsraten (WR) benutzt und folgende Sektoren unterschieden:

- a Land- und Forstwirtschaft, Fischerei
 - b Produzierendes Gewerbe (PG)
 - c Handel, Verkehr und Nachrichtenübermittlung
 - d Sonstige unternehmerische Dienstleistungen
 - e Staat, private Haushalte, priv. Organisationen o. Erwerbscharakter.
- } (DL)

Als Dienstleistungen (DL) werden die Größen der Sektoren c und d zusammengefaßt.

Diese, den Schätzungen in Kap. 5 zugrundeliegenden Daten spiegeln allerdings nur ein sehr grobes Raster des DL-Sektors wider. Auch im Bereich des Produzierenden Gewerbes steckt nämlich ein nicht unerheblicher Anteil an Dienstleistungen. Eine feinere Untergliederung des Dienstleistungsbereichs ließe sich in folgende vier Hauptgruppen vornehmen [vgl. z.B. Hatzfeld/Schröer (1993) 335f. und die dort angegebene Literatur], wobei diese Einteilung nicht einheitlich und allgemein anerkannt ist [vgl. zu den Problemen z.B. Glasmeier/Howland (1994) 198ff.]:

- I Distributive Dienste (Handel, Verkehr, Nachrichtenwesen)
- II Konsumbezogene Dienste (Haushalte, Freizeit)
- III Personenbezogene Dienste (Gesundheits- und Sozialwesen, Erziehung und Wissenschaft)

IV Produktionsbezogene Dienste.

Hierher gehören Dienstleistungen, die von anderen Industrie- und Dienstleistungsunternehmen als Zulieferung nachgefragt werden, wie Beratungs- und Finanzdienstleistungen (z.B. Marketing, Kredit- und Versicherungswesen), Technische Dienstleistungen (z.B. EDV), Servicedienstleistungen (z.B. Vermietung, Schreibdienste, Gebäudereinigung, Entsorgung).

Die Variablen in (1) - (6) werden wie folgt quantifiziert:

Der Output (OUT) läßt sich durch die Bruttowertschöpfung zu Marktpreisen messen. Die Variable Beschäftigung (BESCH) wird erfaßt durch die Zahl der Erwerbstätigen am Arbeitsort. Die Arbeitsproduktivität (APROD) resultiert als Quotient aus OUT und BESCH. Bei der Berechnung von OUT_{TOTAL} in (1) wurde zuvor die Größe OUT_{DL} abgezogen.

Die Daten entstammen der Gemeinschaftsveröffentlichung der Statistischen Landesämter, Heft 2 (o. J.) und Heft 26 (1995).

W ist eine Matrix mit binären Daten: Besitzen zwei Regionen r und s eine gemeinsame Grenze, so erhält das betreffende Element in **W** zunächst eine 1 sonst eine 0. Anschließend werden die Werte so normiert, daß in jeder Zeile von **W** die Summe Eins ergibt.

5 Schätzergebnisse

Zunächst werden die Ausgangsgleichungen (1) - (6) mit der KQ-Methode anhand der unter 4 genannten logarithmierten Daten geschätzt.

Die Ergebnisse für die Gleichungen (1), (2) und (4) erweisen sich als nicht brauchbar: Der Erklärungswert ist gering und die Annahme der normalverteilten Residuen ist verletzt. Diese drei Gleichungen werden deshalb auch nicht weiter betrachtet.

Für Gleichung (3) sind die Ergebnisse in Tabelle 1 A dargestellt. Unter 1 B finden sich die Ergebnisse nach Einführung einer Dummy-Variablen D_1 , für die $D_1 = 0$ bei Wachstumsraten kleiner Null und $D_1 = 1$ für Wachstumsraten größer gleich Null gesetzt wird.

Tabelle 1: KQ-Schätzung Gleichung (3) (A), mit Dummy (B)
Regressand: $WR\ BESCH_{DL}$

Regressor	Koeffizient	t-Wert	p-Wert	R^2
A. Konstante	-1141,23	-5,88	0,0000	0,51
$WR\ OUT_{DL}$	0,61	11,26	0,0000	
B. Konstante	-1942,09	-7,97	0,0000	0,59
$WR\ OUT_{DL}$	0,56	10,96	0,0000	
D_1	1008,19	4,81	0,0000	

Alle Koeffizienten sind signifikant von Null verschieden, erkennbar am t-Wert und der Überschreitungswahrscheinlichkeit; der Determinationskoeffizient ist allerdings nur mäßig hoch.

Nun zu den Modellannahmen:

Für Multikollinearität gibt es keine Hinweise, denn in 1 B liegt die Konditionszahl K bei $K = 16,36$ und damit noch im Bereich der als Faustregel geltenden Untergrenze 10 - 20.

Für die Spezifikation 1 A ist die Normalverteilungs- (NV-) Annahme für ε_3 verletzt, weshalb diese Variante nicht weiter verfolgt wird. In 1 B kann die NV-Annahme nicht verworfen werden, denn der Jarque-Bera- (JB)-Test führt zur berechneten Prüfgröße von 1,53, und der zugehörige kritische χ^2 -Wert bei 2 Freiheitsgraden (FG) und einer Irrtumswahrscheinlichkeit von $\alpha = 0,05$ ist 5,99 (p-value: 0,47).

Heteroskedastie wird anhand des χ^2 -verteilten Breusch-Pagan-(BP)- und White-(W-) Tests geprüft. Die Ergebnisse sind in Tabelle 2 dargestellt.

Tabelle 2: Prüfung auf Heteroskedastie

Test	Prüfgrößenwert	FG	Krit. χ^2 -Wert	
			$\alpha = 0,05$	p-Wert
BP	5,47	2	5,99	0,07
W	6,54	4	9,49	0,16

Die Annahme der Homoskedastie kann nach den Angaben in Tabelle 2 nicht verworfen werden.

Bezüglich räumlicher Autokorrelation ergibt sich aufgrund eines Lagrange-Multiplikator- (LM-) Tests, der χ^2 (1)- verteilt ist, ein Hinweis auf die SERR-Spezifikation (8) mit (9). Es ist nämlich $LM_{SERR} = 2,68$ zwar mit der Überschreitungswahrscheinlichkeit 0,10 relativ hoch, jedoch ist $LM_{SLAG} = 0,56$ und der p-Wert 0,45

sehr viel höher. Damit wird $H_0 : \rho = 0$ im SLAG-Modell gestützt und im SERR-Modell nur gering gestützt.

Die Schätzung des SERR-Modells mit der ML-Methode zeigt die in Tabelle 3 aufgeführten Ergebnisse.

Tabelle 3: ML-Schätzung von Gleichung (3) (mit Dummy) als SERR-Ansatz (8) und (9)
Regressand: $WR\ BESCH_{DL}$

Regressor	Koeffizient	z-Wert	p-Wert
Konstante	-2076,02	-8,36	0,0000
$WR\ OUT_{DL}$	0,61	11,56	0,0000
D_1	923,69	4,64	0,0000
$\mathbf{W}\ \varepsilon_8$	0,26	2,14	0,0325

Alle Koeffizienten sind - wenn auch ρ knapp - signifikant von Null verschieden. Ein die räumliche Abhängigkeit über ε_8 prüfender Likelihood-Ratio-(LR-) Test, der $\chi^2(1)$ -verteilt ist, zeigt einen Wert von 3,20 mit einer Überschreitungswahrscheinlichkeit von 0,07, was das Ergebnis für ρ bestätigt.

Ein geeigneter LM-Test auf Heteroskedastie ist der für räumliche Abhängigkeiten korrigierte Breusch-Pagan- (SBP-) Test, der der χ^2 -Verteilung mit der gleichen Zahl von Freiheitsgraden wie der BP-Test bei der KQ-Schätzung folgt.

Hier ergibt sich $SBP = 6,12$ (2 FG) mit einem p-value von 0,05, so daß die Verletzung dieser Modellannahme vermutet werden muß.

Diese Schätzung wird deshalb nicht weiter verfolgt, wenngleich sich doch gewisse Raumeffekte von außerhalb auf die Dienstleistungen der Raumeinheit r zeigen. Außerdem ist ein Einfluß des DL-Outputs auf die DL-Beschäftigung zu vermuten.

Um zu untersuchen, ob die Dienstleistungen der Motor für die übrige Wirtschaft einer Region sind, wird Gleichung (5) zunächst mittels der KQ-Methode geschätzt.

Hierbei erweist sich die Einführung von D_1 - wie bei der Schätzung von Gleichung (3) - und von D_2 und D_3 , die für Ausreißer gesetzt werden [$D_2 = 1$ für kleinsten Wert (Pirmasens), $D_3 = 1$ für größten Wert (Coesfeld)] als zweckmäßig.

Das Ergebnis zeigt Tabelle 4.

Tabelle 4: KQ-Schätzung von Gleichung (5) mit D_1 , D_2 und D_3

Regressand: $WR\ BESCH_{TOTAL}$

Regressor	Koeffizient	t-Wert	p-value	R^2
-----------	-------------	--------	---------	-------

Konstante	-742,01	-5,93	0,0000	
WR OUT _{DL}	0,10	2,96	0,0037	
D ₁	636,01	13,62	0,0000	
D ₂	-1289,12	-5,22	0,0000	
D ₃	970,55	3,91	0,0001	0,71

Die Größen zur Prüfung der Modellannahmen sind in Tabelle 5 zusammengefaßt.

Tabelle 5: Prüfgrößen für die Modellannahmen von Gleichung (5)

Test	Prüfgrößenwert	FG	Krit. χ^2 - Wert	
			$\alpha = 0,05$	p-Wert
K	12,72	–	–	–
JB	3,82	2	5,99	0,15
BP	4,05	4	9,49	0,40
LM _{SERR}	1,55	1	3,84	0,21
LM _{SLAG}	8,56	1	3,84	0,00

Die verschiedenen Nullhypothesen können - bis auf die letzte - nicht verworfen werden. Deshalb wird man $\rho = 0$ in (9), aber $\rho \neq 0$ in (7) vermuten und im weiteren den

SLAG-Ansatz wählen. Da NV der Restwerte angenommen werden kann, wird wiederum zur Schätzung die ML-Methode benutzt (vgl. Tabelle 6).

Tabelle 6: ML-Schätzung von Gleichung (5) (mit D_1 , D_2 und D_3) als SLAG-Modell (7)

Regressand: $WR\ BESCH_{TOTAL}$

Regressor	Koeffizient	z-Wert	p-value
Konstante	-620,21	-4,96	0,0000
$WR\ OUT_{DL}$	0,08	2,34	0,0195
D_1	612,89	13,60	0,0000
D_2	-1246,41	-5,32	0,0000
D_3	929,36	3,95	0,0000
$\mathbf{W} \cdot WR\ BESCH_{TOTAL}$	0,18	2,67	0,0075

Da die Standardfehler hier asymptotischer Natur sind, werden die Testgrößen für die Signifikanz der einzelnen Parameter als z-Werte angegeben.

Zunächst ist festzustellen, daß alle in Tabelle 6 geschätzten Koeffizienten auch hier signifikant von Null verschieden und ihre Größenordnungen gegenüber den Schätzungen in Tabelle 4 relativ stabil geblieben sind. Auch die als räumliche lag-Variable

benutzte Größe $WR\ BESCH_{TOTAL}$ besitzt einen signifikant von Null verschiedenen Koeffizienten. Dies bedeutet, daß die Wachstumsrate der Beschäftigung in den zu einem Kreis benachbarten Kreisen einen signifikanten Einfluß auf seine Wachstumsrate der Beschäftigung besitzt. Dieser Einfluß hat eine Größenordnung, die diejenige der Variablen $WR\ OUT_{DL}$ sogar übertrifft.

Es läßt sich also sagen, daß die Erhöhung des Output-Wachstums bei den Dienstleistungen eine Erhöhung der Wachstumsrate der Beschäftigung in einem Kreis insgesamt im Durchschnitt im betrachteten Zeitraum von 0,08 Prozentpunkte erbracht hat. Eine Erhöhung der Gesamtbeschäftigung in benachbarten Kreisen um 1 Prozent hat im betrachteten Kreis sogar eine Zunahme der Beschäftigung um 0,18 Prozentpunkte zur Folge. Die Beschäftigungseffekte sind damit insgesamt als gering anzusehen.

Um den Einfluß der Dienstleistungen ausschließlich auf den sekundären Sektor - hier dargestellt durch PG - und nicht auf die regionale Gesamtwirtschaft abzuschätzen, wird nun Gleichung (6a) geschätzt. Tabelle 7 zeigt zunächst die Ergebnisse der KQ-Schätzung.

Tabelle 7: KQ-Schätzung von Gleichung (6a) mit D_1 , D_2 und D_3

Regressand: $WR\ BESCH_{PG}$

Regressor	Koeffizient	t-Wert	p-Wert	R^2
-----------	-------------	--------	--------	-------

Konstante	-1162,82	-6,23	0,0000	
WR OUT _{DL}	0,16	3,08	0,0027	
D ₁	902,52	12,29	0,0000	
D ₂	-1593,60	-4,36	0,0000	
D ₃	1238,34	3,36	0,0010	0,67

Die Werte der Koeffizienten erscheinen nach Vorzeichen, Größenordnung und Signifikanz brauchbar.

Die Konditionszahl ist $K = 12,72$, und damit ist Multikollinearität zu vernachlässigen.

Allerdings ist die NV-Annahme der ε -Werte verletzt ($JB = 22,97$; p-Wert: 0,0000). Deswegen kann zur Prüfung auf Heteroskedastie nur ein NV-unabhängiger Test - hier der χ^2 -verteilte Koenker-Basset (KB-) Test - benutzt werden. Dieser läßt keine Verwerfung von H_0 (Homoskedastie) zu ($KB = 5,21$, p-Wert: 0,27).

Bezüglich RAK ergibt sich aufgrund robuster, d.h. nicht an die NV-Annahmen gebundener LM-Tests ein Hinweis auf die SLAG-Spezifikation (7):

$LM_{SERR}(\text{robust}) = 0,22$, p- Wert: 0,64;

$LM_{SLAG}(\text{robust}) = 5,70$, p- Wert: 0,01.

Wegen der NV-Annahmeverletzung für die ε ist keine ML-Schätzung möglich. Im Gegensatz zur SERR-Spezifikation läßt sich aber eine IV-Schätzung von (7) durchführen. Kelejian und Robinson (1993) haben gezeigt, daß als brauchbare Instrumentvariable exogene, räumliche lag-Variablen benutzt werden können. Deshalb sollen

hier die **WX**-Werte der jeweils benachbarten Regionen einschließlich der jeweiligen Dummy-Variablen herangezogen werden.

Strenggenommen ist bei einer IV-Schätzung das herkömmliche R^2 nicht anwendbar. Ersatzweise wird als R^{*2} ein Wert angegeben, der sich als Quotient aus der Varianz der geschätzten Werte zu denjenigen der Beobachtungswerte ergibt.

Weiterhin sind die Standardfehler bei der IV-Schätzung asymptotischer Natur, weshalb wiederum die individuellen Tests für die Signifikanz der Parameter auf der NV beruhen und die berechneten Prüfgrößen deshalb mit z angegeben sind.

Die IV-Schätzungen von (7) nach der Spezifikation (6a) sind in Tabelle 8 dargestellt.

Tabelle 8: IV-Schätzung von Gleichung (6a) mit (D_1 , D_2 und D_3) als SLAG-Modell (7)
Regressand: WR BESCH_{PG}

Regressor	Koeffizient	z-Wert	p-Wert	R^{*2}
-----------	-------------	--------	--------	----------

Konstante	-944,94	-4,93	0,0000	
WR OUT _{DL}	0,13	2,50	0,0126	
D ₁	829,49	11,26	0,0000	
D ₂	-1530,42	-4,46	0,0000	
D ₃	1226,90	3,56	0,0004	
W · WR BESCH_{PG}	0,23	2,77	0,0056	0,69

Damit bestätigen sich im wesentlichen die in Tabelle 6 gefundenen Ergebnisse, wobei jetzt - was zu vermuten war - die Koeffizienten bei WR OUT_{DL} und

W · WR BESCH_{PG} deutlich höher als dort ausfallen. Auch hier haben also höhere Wachstumsraten im Produzierenden Gewerbe in benachbarten Kreisen eine größere Wirkung auf WR BESCH_{PG} als die WR OUT_{DL}.

Zum Abschluß soll Gleichung (6b) geschätzt werden. Die KQ-Schätzungen ergeben das in Tabelle 9 dargestellte Bild.

Tabelle 9: KQ-Schätzung von Gleichung (6b) (D₁, D₂ und D₃)

Regressand: WR BESCH_{PG}

Regressor	Koeffizient	t-Wert	p-Wert	R ²
-----------	-------------	--------	--------	----------------

Konstante	−959,42	−4,63	0,0000	
WR OUT _{DL}	0,25	3,78	0,0003	
WR APROD _{DL}	−0,19	−2,13	0,0351	
D ₁	852,12	11,20	0,0000	
D ₂	−1594,10	−4,43	0,0000	
D ₃	1229,02	3,39	0,0009	0,69

Hier haben die Koeffizienten das erwartete Vorzeichen und sind signifikant von Null verschieden.

Allerdings ist hier wie bei der Schätzung von Gleichung (6a) die NV- Annahme der ε -Werte verletzt. Die wichtigsten zugehörigen Prüfgrößen sind in Tabelle 10 zusammengefaßt.

Tabelle 10: Prüfgrößen für die Modellannahmen von Gleichung (6b)

Prüfgröße	Wert	FG	Krit. χ^2 - Wert	p-Wert
			$\alpha = 0,05$	

K	16,97	–	–	–
JB	23,30	2	5,99	0,0000
KB	4,91	5	11,07	0,4266
LM _{SERR} (robust)	0,03	1	3,84	0,8635
LM _{SLAG} (robust)	7,69	1	3,84	0,0055

Diese Ergebnisse legen eine IV-Schätzung als SLAG-Modell nahe. Deren Resultat findet sich in Tabelle 11.

Tabelle 11: IV-Schätzung von Gleichung (6b) (D_1 , D_2 und D_3) als
SLAG-Modell (7)
Regressand: WR BESCH_{PG}

Regressor	Koeffizient	z-Wert	p-Wert	R^{*2}
Konstante	-710,16	-3,44	0,0006	
WR OUT _{DL}	0,20	3,19	0,0014	
WR APROD _{DL}	-0,18	-2,14	0,0321	
D ₁	767,49	10,21	0,0000	
D ₂	-1518,23	-4,50	0,0000	
D ₃	1215,84	3,59	0,0003	
$W \cdot WR\ BESCH_{PG}$	0,28	3,46	0,0005	0,71

Damit zeigen sich wie bei den vorherigen Schätzungen die gleichen Größenordnungen und Vorzeichen der Koeffizienten. Der positive Einfluß der Wachstumsrate des Outputs und der negative der Arbeitsproduktivität auf die Wachstumsrate der Beschäftigung im Produzierenden Gewerbe ist zwar signifikant, größer ist jedoch der Einfluß der Wachstumsrate der Beschäftigung im Produzierenden Gewerbe der Nachbarregionen auf den gerade betrachteten Kreis.

6 Fazit

Unterstellt man einen Einfluß des Dienstleistungswachstums (tertiärer Sektor) auf dasjenige der übrigen Wirtschaft insgesamt, bzw. des Produzierenden Gewerbes (sekundärer Sektor), so läßt sich diese Hypothese anhand von Kreisdaten aus der BRD

für den Zeitraum 1980-1992 empirisch stützen. Die Beschäftigungswirkung der Dienstleistungen ist insgesamt aber gering und die Wachstumsraten der Beschäftigung im Produzierenden Gewerbe in den Nachbarregionen eines Kreises üben einen größeren Einfluß auf den sekundären Sektor im betrachteten Kreis aus. Daher sollte in derartigen Erklärungsansätzen auf die Modellierung räumlicher Interaktionen nicht verzichtet werden. Die verwaltungsmäßig abgegrenzten (Kreis-) Daten ignorieren nämlich wirtschaftliche Verflechtungen über solche Grenzen, die in der Analyse gerade nachgewiesen werden konnten. Berücksichtigt werden sollte bei der Betrachtung der Ergebnisse die problematische Datenlage im Bereich Dienstleistungen und die pragmatische Spezifikation der geschätzten Funktionalbeziehungen, da ein theoretischer Überbau zur diesbezüglichen Erklärung regionalen Wachstums bislang allenfalls in Ansätzen vorliegt.

Literatur

Anselin, L.: Spatial Econometrics: Methods and Models, Dordrecht usw. 1988

Anselin, L.: Space Stat VERSION 1.80 User's Guide, Morgantown 1995

Elkmann, R./Lauterbach, N./Wind, St.: Tertiärisierung regionaler Wirtschaftsstrukturen, in: Institut für Statistik und Ökonometrie, Johannes Gutenberg-Universität Mainz, Arbeitspapier 6 (1994)

Garcia-Milà, T./McGuire, T.: A Note on the Shift to a Service-Based Economy and the Consequences for Regional Growth, in: Journal of Regional Science 38 (1998) 353-363

Gemeinschaftsveröffentlichung der Statistischen Landesämter: Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder, Heft 26: Bruttowertschöpfung der kreisfreien Städte, der Landkreise und der Arbeitsmarktreionen in der Bundesrepublik Deutschland 1980, 1990 und 1992 (früheres Bundesgebiet), Stuttgart 1995

Gemeinschaftsveröffentlichung der Statistischen Landesämter: Erwerbstätigenrechnungen der Länder, Heft 2: Erwerbstätige in den kreisfreien Städten und Landkreisen in der Bundesrepublik Deutschland 1980, 1987, 1991 bis 1993, Stuttgart o.J.

Glasmeier, A./Howland, M.: Service-Led Rural Development: Definitions, Theories, and Empirical Evidence, in: International Regional Science Review 16, (1994) 197-229

Hansen, N.: Do Producer Services Induce Regional Economic Development?, in: Journal of Regional Science 30 (1990) 465-476

Hansen, N.: The Strategic Role of Producer Services in Regional Development, in: International Regional Science Review 16 (1994) 187-195

Hatzfeld, U./Schröer, T.: Regionale Entwicklungsimpulse durch produktorientierte Dienstleistungen?, in: Raumforschung und Raumordnung 51 (1993) 335-346

Kelejian, H.H./Robinson, D.P.: A Suggested Method of Estimation for Spatial Interdependent Models with Autocorrelated Errors, and an Application to a County Expenditure Model, in: Papers in Regional Science 72 (1993) 297-312

Klodt, H.: Tertiarisierung, Ursachen und Konsequenzen, in: WiSt 27 (1998) 394-399

Richardson, H.W.: Regional Economics, London/Basingstoke (1969)

Schulze, P.M.: Räumliche lineare Regressionsmodelle, in: Jahrbuch für Regionalwissenschaft 18 (1998a) 55-68

Schulze, P.M.: Steigende Skalenerträge und regionales Wachstum, in: Institut für Statistik und Ökonometrie, Johannes Gutenberg-Universität Mainz, Arbeitspapier 15 (1998b)

Tervo, H./Niittykangas, H.: Development in the Growth, Location and Turbulence of Business Services in Finland, in: Papers in Regional Science 73 (1994) 73-95

Autor:

Peter M. Schulze, Leiter des Instituts für Statistik und Ökonometrie der Universität Mainz