

Schulze, Peter M.

Working Paper

Steigende Skalenerträge und regionales Wachstum: Eine quantitative Analyse mit kleinräumigen Daten

Arbeitspapier, No. 15

Provided in Cooperation with:

Johannes Gutenberg-Universität Mainz, Institut für Statistik und Ökonometrie

Suggested Citation: Schulze, Peter M. (1998) : Steigende Skalenerträge und regionales Wachstum: Eine quantitative Analyse mit kleinräumigen Daten, Arbeitspapier, No. 15, Johannes-Gutenberg-Universität Mainz, Institut für Statistik und Ökonometrie, Mainz

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/49965>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

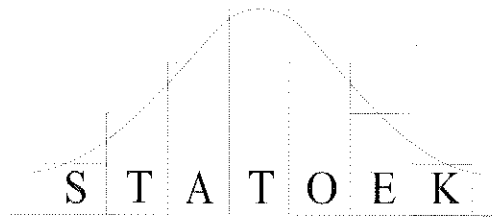
Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Institut für Statistik und Ökonometrie



**Steigende Skalenerträge und regionales Wachstum:
Eine quantitative Analyse mit kleinräumigen Daten**

Peter M. Schulze

Arbeitspapier Nr. 15 (März 1998)

Johannes Gutenberg - Universität
Fachbereich Rechts-
und Wirtschaftswissenschaften

Haus Recht und Wirtschaft II

D 55099 Mainz

Tel.: 0 61 31 - 39 25 51, Fax.: 0 61 31 - 39 37 17

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

ISSN Nr. 1430 - 2136

Steigende Skalenerträge und regionales Wachstum: Eine quantitative Analyse mit kleinräumigen Daten

Peter M. Schulze

Gliederung	Seite
1 Einführung	2
2 Theoretische Analyse	2
3 Ökonometrischer Ansatz	6
4 Daten	7
5 Schätzergebnisse	8
6 Fazit	13
Literatur	14

Zusammenfassung

Kaldor hat verschiedene Hypothesen, die wirtschaftliches Wachstum erklären sollen und die Beziehungen zwischen Output, Beschäftigung und Produktivität im Verarbeitenden Gewerbe herstellen, diskutiert. Diese Ansätze werden anhand von Kreisdaten der Bundesländer Hessen, Nordrhein-Westfalen, Rheinland-Pfalz und Saarland für 1980 - 92 mittels Schätzverfahren, die auch räumliche Autokorrelation zulassen, überprüft.

Insbesondere für die „Verdoorn’sche Gesetzmäßigkeit“ (2. Kaldorhypothese: Wachstumsrate der Beschäftigung als Funktion der Wachstumsrate des Outputs) kann eine funktionale Abhängigkeit mit steigenden Skalenerträgen bei Beeinflussung durch die Beschäftigung benachbarter Regionen nachgewiesen werden.

Summary

Kaldor’s Laws, regarding relationships between output, employment and productivity in manufacturing are estimated with Kreis-data of the Bundesländer Hessen, Nordrhein-Westfalen, Rheinland-Pfalz and Saarland between 1980-92 by estimation methods considering the presence of spatial autocorrelation.

Especially the relation „employment as a function of output“ with increasing returns to scale is empirically supported and the influence of the growth rates of employment in neighbouring regions can be shown.

1 Einführung

Kaldor hat in den 60er Jahren Vorschläge für die Bestimmungsgründe ökonomischen Wachstums gemacht; sie wurden auch als die drei „Kaldorschen Gesetzmäßigkeiten“ bezeichnet:

- Die erste Hypothese besagt, daß - im wesentlichen - das Verarbeitende Gewerbe (VG) der Motor für das Wachstum eines Wirtschaftsgebietes insgesamt ist. Wirtschaften mit hohen Wachstumsraten im Verarbeitenden Gewerbe besitzen demnach höhere Gesamtwachstumsraten als solche mit geringeren Wachstumsraten im Verarbeitenden Gewerbe.
- Die zweite, auch als Verdoornsche Gesetzmäßigkeit bezeichnet, postuliert eine positive Relation zwischen dem Wachstum der Arbeitsproduktivität im VG und der Wachstumsrate des VG-Outputs. Das bedeutet, daß größeres Output-Wachstum zu größerem Produktivitäts-Wachstum führt.
- Die dritte Kaldorsche Gesetzmäßigkeit stellt fest, daß schnelleres Wachstum im VG-Output zu schnellerem Wachstum in der Arbeitsproduktivität insgesamt führt.

Diese drei Hypothesen sollen anhand kleinräumiger Kreisdaten aus der Bundesrepublik Deutschland überprüft werden, wobei bei der Schätzung mögliche räumliche Autokorrelation berücksichtigt werden soll. Als Proxy-Variable für das VG soll dabei das Produzierende Gewerbe (PG) benutzt werden.

2 Theoretische Analyse (Spezifikation)

Kaldors Hypothesen wurden in der Literatur vielfältig diskutiert. Im Zusammenhang mit Regionalanalysen sei beispielhaft verwiesen auf Dixon/Thirlwall (1975), McCombie/De Ridder (1984), Armstrong/Taylor (1986), Bernat (1996) und Fingleton/McCombie (1998).

Die erste Kaldor-Hypothese läßt sich in einer linearen Einfach-Regression abbilden mit

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

wobei

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

$\text{WR OUT}_{\text{PG}}$: Wachstumsrate des Outputs im Produzierenden Gewerbe

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

ε stellt - wie im folgenden - eine stochastische Restgröße dar.

Ein starker Zusammenhang zwischen den betrachteten Variablen erscheint unmittelbar einleuchtend, da - solange PG einen großen Anteil am Gesamtoutput besitzt - dies auch seine Wachstumsrate maßgeblich bestimmt.

Die zweite Hypothese stellt einen Erklärungsansatz dafür dar, warum Wachstumsraten differieren. Der Grund wird in steigenden Skalenerträgen im PG vermutet. Diese „Verdoorn-Gleichung“ läßt sich in linearer Form spezifizieren als

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

mit

$\text{WR APROD}_{\text{PG}}$: Wachstumsrate der Arbeitsproduktivität im PG

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

α_2 : Rate des autonomen Produktivitätswachstums

β_2 : Verdoorn-Koeffizient.

Es ist BESCH : Beschäftigung und $\text{WR BESCH} = \ln \text{BESCH}_t - \ln \text{BESCH}_{t-1}$,

$$\text{ferner } \text{WR APROD} = \ln \left(\frac{\text{OUT}}{\text{BESCH}} \right)_t - \ln \left(\frac{\text{OUT}}{\text{BESCH}} \right)_{t-1}.$$

Damit folgt

$$\text{WR APROD} = \text{WR OUT} - \text{WR BESCH}$$

wobei

WR BESCH : Wachstumsrate der Beschäftigung.

Damit wird (2) aufgelöst nach WR BESCH zu

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

mit $\beta_3 = 1 - \beta_2$.

Wenn β_2 größer als Eins ist, dann induziert Outputwachstum eine Beschäftigungsverringerung. Liegt β_2 zwischen Null und Eins, so erhöht sich WR BESCH mit der Erhöhung von WR OUT. Der Verdoorn-Koeffizient wurde in verschiedenen Analysen - auch von Kaldor selbst - mit etwa 0,5 geschätzt [vgl. Fingleton/McCombie (1998)], was increasing returns to scale andeutet, wenn man davon ausgeht, daß die Vernachlässigung des Kapitalstocks den Koeffizienten nicht verzerrt. Eine Erhöhung des Output-Wachstums um 1 Prozent induziert demnach also einen Anstieg des Produktivitätswachstums um einen halben Prozentpunkt.

Im Rahmen regionaler Analysen wird im Zusammenhang mit der Kaldor-Verdoorn-Hypothese die „**Sektortheorie**“ [vgl. Richardson (1969) S. 340] angeführt. Sie besagt, daß regionales Wachstum auf strukturelle Verschiebungen der drei klassischen Wirtschaftssektoren vom primären über den sekundären zum tertiären Sektor zurückzuführen ist: Mit der Zunahme des regionalen Outputs ist eine Abnahme der Beschäftigung im primären Sektor verbunden, dann zunächst ihre Zunahme im sekundären, später im tertiären Sektor. Das Ausmaß dieser Verschiebungen wird als die Hauptdeterminante für das regionale Wachstum angesehen. Auch die „Theorie der kumulativen Entwicklung“ [vgl. Richardson (1973) S. 29] läßt sich für die Erklärung regionalen Wachstums heranziehen. Danach wird das Wachstum des Pro-Kopf-Outputs bestimmt durch den Umfang, in dem die Region in der Lage ist, economies of scale auszunutzen und größere Spezialisierung zu erzielen. Dabei sind der sekundäre und tertiäre Sektor empfänglicher für Produktivitätsgewinne als der primäre mit Landwirtschaft und Bergbau. Regionen, die sich auf solche Sektoren spezialisieren, werden deshalb schneller, als z.B. landwirtschaftlich orientierte, wachsen. Dieser Prozeß verläuft kumulativ, da diese Regionen anderen zuvorkommen und komparative Vorteile erlangen, was die regionale Spezialisierung - und damit regionale Ungleichgewichte - weiter verstärkt.

Zwischen prosperierenden und stagnierenden Regionen gibt es Interaktionen (von Gütern und Produktionsfaktoren). Positive Effekte sind die „spread“-Effekte, die in den zurückgebliebenen Regionen Nachfrage, z. B. nach landwirtschaftlichen Gütern, aus den wachsenden Raumeinheiten induzieren. Die zumeist auszehrenden „backwash“-Effekte, z. B. Abwanderung von Arbeitskräften, Rückzug von Kapital, überwiegen aber

meist in den „armen“ Regionen. Dadurch werden die Disparitäten ständig verstärkt (Prinzip der zirkulären Verursachung).

Die dritte Kaldorsche Hypothese besagt, daß Outputwachstum im PG die Wachstumsrate der Arbeitsproduktivität insgesamt positiv beeinflusst:

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

Auch hier fließen Überlegungen der „Sektor“-Theorie ein: Es wird ein Beschäftigungstransfer von Sektoren mit niedriger Arbeitsproduktivität (z.B. Landwirtschaft) zu solchen mit höherer Produktivität (z.B. Produzierendes Gewerbe) geben.

Die drei Kaldor-Hypothesen, die alle verschiedene Erklärungsversuche für (regionales) Wachstum darstellen, sind nicht ohne Kritik geblieben [vgl. z.B. McCombie (1981), McCombie/De Ridder (1984)].

Zunächst ist allgemein zu sagen, daß die Wirkungsrichtungen in den Funktionalbeziehungen keineswegs eindeutig sind. Kausalitätstests könnten hier weiterhelfen, im vorliegenden Fall scheidet dies aber an mangelnder Datenverfügbarkeit. Zudem werden weitere wichtige Einflußgrößen, wie z. B. der Export, für das (regionale) Wachstum außer acht gelassen [vgl. Dixon/Thirlwall (1975)]. Weiterhin können Wachstumsraten von z. B. Beschäftigung und Output gemeinsam abhängige Variablen sein, weshalb es sinnvoll sein könnte im Rahmen einer Erweiterung, ein Mehrgleichungsmodell aufzustellen - auch um Simultangleichungsverzerrungen bei der Schätzung der erweiterten Beziehungen (1) - (4) zu vermeiden.

Außerdem unterstellt man in allen betrachteten Raumeinheiten die gleiche Wachstumsrate des exogenen technischen Fortschritts. Dieses Argument dürfte eher bei der Benutzung internationaler Daten ins Gewicht fallen und ist bei Daten aus einer Volkswirtschaft vermutlich vernachlässigbar. Gleiches gilt für die Unterstellung gleicher sozio-ökonomischer Rahmenbedingungen. Deren Unterschiede dürften zwischen verschiedenen Ländern größer sein als zwischen den Regionen innerhalb einer Volkswirtschaft.

Nicht zuletzt stellt sich die Frage, ob die Relationen teilweise nicht Identitäten darstellen, die sich empirischer Überprüfung entziehen [vgl. McCombie (1981)].

3 Ökonometrischer Ansatz

Schätzt man die Gleichungen (1) - (4) mit kleinräumigen Daten, so kann es, etwa durch die im Zusammenhang mit der „Theorie der kumulativen Entwicklung“ skizzierten Interaktionen zwischen den Regionen, zu räumlicher Autokorrelation (RAK) kommen. Bei deren Vorliegen verlieren KQ-Schätzungen wünschenswerte Eigenschaften, und übliche Beurteilungskriterien im Regressionsmodell können zu unkorrekten Ergebnissen führen [vgl. Anselin (1988), S. 58]. Dabei lassen sich zwei wichtige Formen der räumlichen Autokorrelation unterscheiden [Anselin (1988) S. 33]: In der „Spatial-Lag“-Form (SLAG) wird die räumliche Abhängigkeit ähnlich wie eine endogene lag-Variable in der Zeitreihenökonometrie betrachtet

$$(5) \quad \mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\rho}\mathbf{W}\mathbf{y} + \boldsymbol{\varepsilon}_5.$$

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 $\boldsymbol{\rho}$ ein (räumlich-) autoregressiver Parameter. Eine zweite Form stellt das „spatial-error“-Modell (SERR) dar. Es besteht aus dem Ansatz des klassischen linearen Regressionsmodells

$$(6) \quad \mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}_6,$$

wobei die räumliche Abhängigkeit nun in der stochastischen Restgröße steckt

$$(7) \quad \boldsymbol{\varepsilon}_6 = \boldsymbol{\rho}\mathbf{W}\boldsymbol{\varepsilon}_6 + \boldsymbol{\omega}.$$

$\boldsymbol{\varepsilon}_5$ und $\boldsymbol{\omega}$ sind stochastische Restgrößen, die die üblichen Annahmen des klassischen linearen Regressionsmodells erfüllen sollen.

Gibt es keine räumliche Interaktion ($\boldsymbol{\rho} = 0$), so resultiert sowohl in (5) als auch in (6) mit (7) 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 (5) wird das Wachstum einer Region direkt vom Wachstum der Nachbarregionen beeinflusst, und zwar unabhängig von den exogenen Regressoren. Starkes Wachstum im PG einer Region übt dann einen starken positiven Einfluß auf das Wachstum der benachbarten Regionen aus, selbst wenn diese Nachbarregionen keine hohen Wachstumsraten im PG verzeichnen.

Gleichung (6) in Verbindung mit (7) 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 (6) 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 (6). Ein solcher Sachverhalt kann auf Fehlspezifikation von (6) zurückzuführen sein.

Bei der Schätzung des räumlichen linearen Regressionsmodells lassen sich zweckmäßigerweise folgende drei Schritte unterscheiden:

- 1 Man schätzt (6) 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 läßt sich die Schätzung des eigentlichen räumlichen Regressionsmodells, z.B. bei Vorliegen normalverteilter ε -Werte mittels ML-Methode und zugehörigen Tests durchführen.

Einen anwendungsorientierten Überblick über diese Verfahrensweise gibt Schulze (1998). Hier erfolgt die Darstellung im Zusammenhang mit der Erörterung der Schätzergebnisse.

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

4 Daten

Um die Hypothesen (1) - (4) mit Hilfe des räumlichen Regressionsmodells (5) bzw. (6) und (7) 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.

Wie erwähnt wird der Sektor b: Produzierendes Gewerbe als Proxy-Variable für das Verarbeitende Gewerbe benutzt.

Der Output (OUT) wird dabei gemessen durch die Bruttowertschöpfung zu Marktpreisen. 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_{PG} 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) - (4) mit der KQ-Methode anhand der unter 4 genannten logarithmierten Daten geschätzt.

Die Ergebnisse für die Gleichungen (1) und (4) („Kaldor I“ und „Kaldor III“) sind nicht brauchbar: Der Erklärungswert ist gering, die Regressionskoeffizienten sind teilweise nicht signifikant von Null verschieden und Annahmen des klassischen normalverteilten Regressionsmodells partiell verletzt. Diese beiden Gleichungen werden deshalb auch nicht weiter betrachtet. Für Gleichung (2) sind die Ergebnisse in Tabelle 1 A dargestellt. Unter 1 B finden sich die Ergebnisse nach Einführung von Dummy-Variablen D_2 und D_3 , die für Ausreißer gesetzt werden [$D_2 = 1$ für kleinsten Wert (Pirmasens), $D_3 = 1$ für größten Wert (Coesfeld)].

Tabelle 1: KQ-Schätzung Gleichung (2) (A), mit Dummy (B)

Regressand: WR APROD_{PG}

Regressor	Koeffizient	t-Wert	p-value	R ²
A. Konstante	1420,70	12,71	0,0000	0,40
WR OUT _{PG}	0,45	8,86	0,0000	
B. Konstante	1571,30	14,52	0,0000	0,52
D_2	-1545,27	- 3,54	0,0006	
D_3	1755,91	4,31	0,0000	

Alle Koeffizienten sind signifikant von Null verschieden, der Determinationskoeffizient ist allerdings nur mäßig hoch. Für Multikollinearität gibt es keine Hinweise, denn in 1 B liegt die Konditionszahl K bei $K = 5,7$ und damit weit unter der als Faustregel geltenden Untergrenze 10 - 20.

Die Normalverteilungs-(NV-)Annahme für ε_2 ist hier verletzt. Für die Prüfung der Homoskedastie-Annahme der ε haben Koenker und Basset einen Test entwickelt, der diese NV-Annahme nicht benötigt und deshalb hier benutzt wird. Für Modell A ergibt

sich ein p-value von 0,98, weshalb die Annahme der Homoskedastie nicht verworfen werden kann.

Für Modell B ist die Überschreitungswahrscheinlichkeit des KB Wertes 0,92, was zum gleichen Ergebnis führt.

Bezüglich RAK ergibt sich aufgrund robuster, d. h. hier nicht an die NV-Annahme gebundener LM-Tests ein Hinweis auf die SERR-Spezifikation (6) mit (7).

Es ist nämlich $LM_{SERR}(\text{robust}) = 9,93$ mit der Überschreitungswahrscheinlichkeit 0,0003 und $LM_{SLAG}(\text{robust}) = 0,83$ und einem p-value von 0,36, damit wird $H_0 : \rho = 0$ im SLAG-Modell gestützt und im SERR-Modell abgelehnt.

Wegen der Verletzung der NV-Annahme ist jedoch eine sinnvolle ML-Schätzung nicht möglich und da der Determinationskoeffizient auch nach Einführung der Dummies mit 0,52 nicht sehr hoch ist, wird dieser Ansatz nicht weiterverfolgt.

Erwähnenswert ist immerhin, daß der Koeffizient β_2 größenordnungsmäßig demjenigen in der Literatur diskutierten entspricht und auf steigende Skalenerträge hindeutet.

In einem weiteren Schritt wird Gleichung (3) geschätzt. Die Ergebnisse hierfür - siehe Tabelle 2 - lauten:

Tabelle 2: KQ-Schätzung Gleichung (3)

Regressand: WR BESCH_{PG}

Regressor	Koeffizient	t-Wert	p-value	R ²
Konstante	-1420,68	-12,71	0,0000	0,49
WR OUT _{PG}	0,55	10,78	0,0000	

β_3 entspricht der erwarteten Größe, es gilt $\beta_3 = 1 - \beta_2$.

Hier ist - wie unter 1.A/1.B - die NV-Annahme für ε_3 verletzt. Der KB-Test zeigt mit einer Überschreitungswahrscheinlichkeit von 0,98 (bei Modell A) Homoskedastie an, während bzgl. RAK ein robuster LM-Test hier auf ein SLAG-Modell hindeutet.

Um den Erklärungswert zu erhöhen, werden Dummyvariablen eingeführt, und zwar

$D_1 = 1$, wenn die Wachstumsrate der Beschäftigung im Produzierenden Gewerbe in den

Kreisen im betrachteten Zeitraum ≥ 0 ist und 0 sonst (vgl. Tabelle 3.A). Außerdem wird geschätzt mit D_2 und D_3 für Ausreißer wie unter 1.B (vgl. Tabelle 3.B). Darüber hinaus wird eine Kombination der drei Dummyvariablen versucht (vgl. Tabelle 3.C).

Tabelle 3: KQ-Schätzung Gleichung (3) mit verschiedenen Dummies

Regressand WR BESCH_{PG}

Regressor	Koeffizient	t-Wert	p-value	R ²
A. Konstante	-1176,72	-12,51	0,0000	0,68
WR OUT _{PG}	0,32	6,52	0,0000	
D ₁	700,72	8,31	0,0000	
B. Konstante	-1348,00	-12,76	0,0000	0,57
WR OUT _{PG}	0,51	10,66	0,0000	
D ₂	-1211,69	-2,85	0,0052	
D ₃	1540,65	3,66	0,0004	
C. Konstante	-1109,93	-12,89	0,0000	0,74
WR _{PG}	0,29	6,51	0,0000	
D ₁	681,36	8,93	0,0000	
D ₂	-1308,59	-3,98	0,0001	
D ₃	1243,18	3,79	0,0002	

Mit den Dummies hat sich der „Erklärungswert“ der Regressionen in Tabelle 3 gegenüber der Schätzung in Tabelle 2 deutlich erhöht, und die Koeffizienten sind nach wie vor alle signifikant. Allerdings schwankt die KQ-Schätzung für β_3 zwischen 0,29 und 0,51.

In allen drei Fällen ist wiederum die NV-Annahme der ε -Werte verletzt. Deswegen kann zur Prüfung auf Heteroskedastie nur ein NV-unabhängiger Test - hier der KB-Test - benutzt werden. Dieser läßt keine Verwerfung von H_0 (Homoskedastie) zu.

Als Maß für das Vorhandensein von Multikollinearität wird hier wiederum die Konditionszahl herangezogen. Diese liegt für die in Tabelle 3 angegebenen Schätzungen jeweils weit unter dem Wert 10, was keine Multikollinearität vermuten

läßt. Bezüglich RAK gibt es aufgrund der robusten LM-Tests in allen drei Fällen eindeutige Hinweise auf das SLAG-Modell.

Wegen der NV-Annahmeverletzung für die ε ist wiederum keine ML-Schätzung möglich. Im Gegensatz zur SERR-Spezifikation läßt sich aber eine IV-Schätzung von (5) 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 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 (5) nach den Spezifikationen in Tabelle 3.A-3.C sind in Tabelle 4 dargestellt.

Tabelle 4: IV-Schätzung Gleichung (3) als SLAG Ansatz (5) mit verschiedenen Dummies Regressand: $WR\ BESCH_{PG}$

Regressor	Koeffizient	z-Wert	p-value	R*2
A. Konstante	-996,25	-9,95	0,0000	0,69
WR OUT_{PG}	0,29	6,27	0,0000	
W · $BESCH_{PG}$	0,32	3,88	0,0001	
D ₁	605,80	7,27	0,0000	
B. Konstante	-1136,66	-10,18	0,0000	0,60
WR OUT_{PG}	0,45	9,92	0,0000	
W · $BESCH_{PG}$	0,32	3,62	0,0003	
D ₂	-1152,51	-3,00	0,0030	
D ₃	1474,23	3,88	0,0001	
C. Konstante	-977,45	-11,06	0,0000	0,76
WR OUT_{PG}	0,27	6,52	0,0000	
D ₁	610,31	8,29	0,0000	
D ₂	-1254,43	-4,10	0,0000	
D ₃	1224,76	4,03	0,0000	

Zunächst ist festzustellen, daß alle in Tabelle 3 geschätzten Koeffizienten auch hier signifikant von Null verschieden und ihre Größenordnungen gegenüber den Schätzungen in Tabelle 3 stabil geblieben sind. Auch die als räumliche lag-Variable benutzte Größe $W \cdot BESCH_{PG}$ 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 sogar eine Größenordnung, die derjenigen der Variablen $WR\ OUT_{PG}$ in etwa entspricht. Es lassen sich damit steigende Skalenerträge nachweisen, allerdings sind sie geringer als sonst in der Literatur bisher geschätzt. Nach Variante 4.C läßt sich sagen, daß die Erhöhung des Output-Wachstums um 1 Prozent eine Erhöhung der WR der Beschäftigung im Produzierenden Gewerbe im betrachteten Zeitraum zwischen 0,27 und 0,45 Prozentpunkte erbracht hat.

Eine Erhöhung der Beschäftigung im PG in benachbarten Kreisen um 1 Prozent hat im betrachteten Kreis eine Zunahme der Beschäftigung um 0,24 - 0,32 Prozentpunkte zur Folge.

6 Fazit

Ausgangspunkt der Analyse sind die Kaldor'schen Hypothesen zum (regionalen) Wachstum. Es erfolgte eine Überprüfung anhand von Kreisdaten der Bundesländer Hessen, Nordrhein-Westfalen, Rheinland-Pfalz und Saarland für den Zeitraum 1980 bis 1992. Die zunächst vorgenommene KQ-Schätzung war nur für die 2. Kaldor-Hypothese („Verdoorn Law“) erfolgreich.

Sich daran anschließende Schätzungen, die räumliche Autokorrelation berücksichtigen, konnten - wegen fehlender Normalverteilung der ε -Werte - nur mittels Instrumentvariablen durchgeführt werden.

Hierbei zeigten sich - auch bei verschiedenen Dummy-Variablen - statistisch signifikante steigende Skalenerträge, allerdings in geringerem Umfang, als in bisherigen empirischen Studien quantifiziert.

Literatur

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

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

Armstrong, H./Taylor, J.: *Regional Economics and Policy*, Deddington 1986

Bernat, G. A., Jr.: Does Manufacturing Matter? A Spatial Econometric View of Kaldor's Law, in: *Journal of Regional Science* 36 (1996) 463-477

Dixon, R. J./Thirlwall, A. P.: A Model of Regional Growth - Rate Differences on Kaldorian Lines, in: *Oxford Economic Papers* 27 (1975) 201-214

Dixon R. J./Thirlwall, A. P.: *Regional Growth and Unemployment in the United Kingdom*, London/Basingstoke 1975

Fingleton, B./McCombie, J. S. L.: Increasing Returns and Economic Growth: Some Evidence for Manufacturing from the European Union Regions, in: *Oxford Economic Papers* 50 (1998) 89-105

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

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

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

McCombie, J. S. L./De Ridder, J. R.: „The Verdoorn Law Controversy“: Some New Empirical Evidence Using U.S. State Data, in: Oxford Economic Papers 36 (1984) 268-284

McCombie, J. S. L.: What still remains of Kaldor's Laws? in: The Economic Journal 91 (1981) 206-216

Richardson, H. W.: Regional Economics. Location Theory, Urban Structure and Regional Change, London 1969

Richardson, H.W.: Regional Growth Theory, London/Basingstoke 1973

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

Autor:

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