

Hübler, Olaf

Article

Ein regionales Export- Agglomerationsmodell

Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften (ZWS) - Vierteljahresschrift der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Verein für Socialpolitik

Provided in Cooperation with:

Duncker & Humblot, Berlin

Suggested Citation: Hübler, Olaf (1976) : Ein regionales Export- Agglomerationsmodell, Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften (ZWS) - Vierteljahresschrift der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Verein für Socialpolitik, ISSN 0342-1783, Duncker & Humblot, Berlin, Vol. 96, Iss. 4, pp. 335-355, <https://doi.org/10.3790/schm.96.4.335>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/291378>

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.



<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>

Ein regionales Export-Agglomerationsmodell

Von Olaf Hübler

Zur Quantifizierung von Agglomerationseffekten auf den regionalen Export wird ein multiples Regressionsmodell von *Hellman* mit Daten von Nordrhein-Westfalen konfrontiert. Anschließend wird das Modell modifiziert.

Symbole

$i = 1 \dots n$	— untersuchte Sektoren
$j = 1 \dots m$	— Zulieferbereiche des i -ten Sektors
$k = 1 \dots l$	— Abnehmerbereiche des i -ten Sektors
$r = 1 \dots s$	— untersuchte Regionen
t	— Periode
a_{ji}	— Inputanteil des Sektors i von Sektor j (Inputkoeffizient)
b_{ik}	— Outputanteil des Sektors i an Sektor k (Outputkoeffizient)
${}_s A_i$	— Arbeitsstätten des Sektors i in Region s
${}_s B$	— Bevölkerung von Region s
${}_s(\text{BIP})$	— Bruttoinlandsprodukt von Region s
${}_s E_i$	— Zahl der für den Export der Region s im Sektor i tätigen Personen
${}_s Ex_i$	— Auslandsexport des Sektors i aus Region s
${}_s N_i$	— Beschäftigtenzahl des Sektors i in Region s
${}_s U_i$	— Umsatz des Sektors i aus Region s

Räumliche Preisdifferenzen, die wesentliche Voraussetzung für das Zustandekommen von internationalen und interregionalen Wirtschaftsbeziehungen sind, lassen sich sowohl von der Angebots- als auch von der Nachfrageseite her erklären (*Lauschmann* 1970, S. 59). Während die Nachfrageseite bereits eingehend untersucht worden ist, so z. B. von *Lösch* (1962), wurde die Angebotsseite weitgehend vernachlässigt. Hierbei handelt es sich im wesentlichen um die Beschäftigung mit Agglomerationseffekten. *Böventer* (1962, S. 77 ff.) bemerkt dazu, daß sich vom theoretischen Standpunkt sehr wenig Allgemeines über die Agglomerationseffekte aussagen lasse und daher gerade auf diesem Gebiet die Auffüllung der theoretischen Beziehungen mit empirischen Untersuchungsergebnissen von größter Wichtigkeit sei.

Im folgenden soll diese Aufgabe nach einem kurzen Überblick über Hypothesen der Auswirkungen von Agglomerationseffekten auf den regionalen Export angegangen werden.

I. Agglomerationseffekte

Grundlage für die Quantifizierung von Agglomerationseffekten bilden die Überlegungen von *Weber* (1922), *Isard* (1956) und *Hoover* (1937). Etwas abweichend von der daraus folgenden Dreiteilung in large scale economies, localization economies und urbanization economies soll hier zwischen firmen-, sektor- und regioneninternen Agglomerationseffekten (*Hübler* 1976) unterschieden werden, wobei jeweils die zunächst genannten Effekte eine Untermenge der folgenden sind.

a) Firmeninterne Agglomerationseffekte

Es soll hier zwischen Effekten individueller Firmenvergrößerungen (Skaleneffekte von Betriebsagglomerationen) und Effekten durchschnittlicher Firmenerweiterungen einzelner Branchen der Region (durchschnittliche Skaleneffekte von Branchenagglomerationen) getrennt werden. Während sich bei ersteren kaum etwas über den Export allgemein aussagen läßt, ist bei zunehmenden durchschnittlichen firmeninternen Agglomerationseffekten mit einer Steigerung des regionalen Exports aufgrund von insgesamt relativ steigenden Skalenerträgen im Vergleich zu potentiellen Importregionen zu rechnen.

b) Sektorinterne Agglomerationseffekte

Hierbei handelt es sich um Effekte, die bei Unternehmen einer Branche durch die räumliche Nähe von Firmen desselben Sektors über eine Vergrößerung des Sektors anfallen. Sie kommen einerseits durch die Gemeinsamkeiten der Firmen einer Branche zustande und entstehen andererseits durch die Interdependenzen zwischen den nicht völlig homogenen Subsektoren einer Branche.

Die Gemeinsamkeiten von Unternehmen eines Sektors induzieren zunächst bei einer Vergrößerung des Sektors in einem Gebiet Knappheit bei den Inputfaktoren sowie beim Absatz. Daraus können resultieren Preissteigerungen der Inputfaktoren, aber auch Spezialisierung innerhalb des Sektors, ein vermehrtes regionales Inputangebot und eine Ausdehnung des Absatzmarktes, so daß sowohl eine Reduktion aber auch eine Steigerung des regionalen Exports möglich sind. Insgesamt ist aber mehr mit einem Anstieg des Regionenexports zu rechnen.

Die Interdependenzen zwischen den Unternehmen eines Sektors können bei seiner Ausdehnung Agglomerationseffekte im Sinne der back-

ward und forward linkages bei *Hirschman* (1967, S. 94 ff.) bewirken. Während erstere eher einen Rückgang des regionalen Exports auslösen dürften, ist bei den anderen mit dem Gegenteil zu rechnen.

c) Regioneninterne Agglomerationseffekte

Dies sind Effekte, die bei Firmen eines Gebietes unabhängig von der Branche durch Erweiterung der regionalen Wirtschaftskraft anfallen. Es ist zwischen interindustriellen, Diversifikations- und Masseneffekten zu unterscheiden. Erstere sind im wesentlichen wie die aufgrund von Interdependenzen erklärten sektorinternen Agglomerationseffekte zu beurteilen. Über Auswirkungen von Diversifikationseffekten, die ein Ausnutzen von entstandenen Leerkapazitäten aufgrund einseitiger Agglomerationsbildung bedeuten, und Masseneffekten auf den regionalen Export läßt sich a priori insgesamt relativ wenig sagen. Die Diversifikationseffekte dürften eher exportdämpfend wirken. Bei Masseneffekten, interpretiert als gestiegene regioneninterne Gesamtnachfrage, als gestiegene Regioneneinkommen, ist mit derselben Tendenz zu rechnen, auch wenn exportfördernde Elemente über einen zunehmenden Spezialisierungsgrad damit verbunden sind.

II. Das Hellman-Modell

Ein erster Versuch zur Quantifizierung von Agglomerationseffekten auf die Exporttätigkeit einer Region wurde bisher von *Hellman* (1974) vorgelegt. Im folgenden sollen kurz Annahmen und Ergebnisse bei *Hellman* dargestellt und dann das Modell einer Überprüfung mit Daten aus der Bundesrepublik, d. h. aus Nordrhein-Westfalen (NRW), unterzogen werden. Es schließt sich eine Kritik an, die zur Modifizierung des Modells führt.

1. Annahmen und Ergebnisse bei Hellman

Hellman legt seinen Untersuchungen Daten von Produktionsbereichen aus New Jersey zugrunde, die sich im wesentlichen auf das Jahr 1962 beziehen. Mit Hilfe von gewöhnlichen Kleinste-Quadrate-Schätzungen bestimmt er den Einfluß von Agglomerationseffekten auf den Export, wobei von einer additiven Zusammensetzung der Effekte ausgegangen wird.

Der Export einer Industrie i wird indirekt durch die Beschäftigtenzahlen (sE_i), die in der Produktion von Exportgütern zum Einsatz kommen, ausgedrückt. Diese Beschäftigtenzahlen für den Export, die nicht direkt bekannt sind, bestimmt *Hellman* durch Abzug der für die innerregionale Produktion eingesetzten Arbeitskräfte von der Gesamtzahl

der regionalen Arbeitskräfte des jeweiligen Sektors (${}_sN_i$). Erstere werden geschätzt durch die Gewichtung N_i über alle Regionen des Landes $\left(\sum_{r=1}^s rN_i\right)$ mit dem regionalen Bevölkerungsanteil an der Gesamtbevölkerung des Landes unter Berücksichtigung eines Einperioden-Lags $\left({}_sB / \sum_{r=1}^s rB\right)_{t-1}$ und einem Proportionalitätsfaktor von 1,64, der Unterschiede zwischen New Jersey und den USA im Durchschnitt zum Ausdruck bringen soll.

Der erste Agglomerationseffekt bei *Hellman* entspricht den inter-industriellen regioneninternen Agglomerationseffekten, die durch die angesiedelte Zulieferindustrie (j) ausgelöst werden. Er bestimmt ihn formal für einen Sektor durch die Summe ${}_sN_j$ der Beschäftigten aus den wichtigsten Zulieferbereichen in der Region s , gewichtet mit dem entsprechenden Input-Koeffizienten des Sektors (a_{ji}) aus der nationalen Input-Output-Tabelle der USA für 1958. Für die Beschäftigtenzahlen der Zulieferer werden Daten von 1959 verwendet.

Der zweite Agglomerationseffekt soll dem sektorinternen Effekt ohne Berücksichtigung von Skalenerträgen entsprechen. Die formale Bestimmung ist analog der des vorher erwähnten ersten Agglomerationseffektes, bei dem der Fall $j = i$ unberücksichtigt blieb. Die Größe wird durch die ebenfalls mit einem 3-Perioden-Lag zur endogenen Variablen, d. h. zu den für den Export tätigen Arbeitskräften, angenommene Gesamtbeschäftigtenzahl des Sektors i , gewichtet mit dem innersektoralen Inputkoeffizienten (a_{ii}), ausgedrückt.

Als dritte exogene Variable führt *Hellman* das Marktpotential ein, das er für jeden Sektor als Differenz aus der nationalen Gesamtbeschäftigtenzahl des Sektors und der entsprechenden regionalen Beschäftigtenzahl bestimmt.

Das Gesamtmodell mit den zu schätzenden Parametern $\gamma_0, \gamma_1, \gamma_2$ und γ_3 erhält somit folgende Form:

$$\begin{aligned}
 {}_sE_i &= \gamma_0 + \gamma_1 X_{1i} + \gamma_2 X_{2i} + \gamma_3 X_{3i}^1 \\
 {}_sN_{it} - 1,64 \left[\frac{{}_sB}{\sum_{r=1}^s rB} \right] \sum_{r=1}^s rN_{it} &= \gamma_0 + \gamma_1 \left(\sum_{j=1}^m a_{ji} {}_sN_{jt-3} \right) \\
 &\quad + \gamma_2 a_{ii} {}_sN_{it-3} + \gamma_3 \left(\left(\sum_{r=1}^s rN_{it} \right) - {}_sN_{it} \right)
 \end{aligned}$$

¹ Die Symbolik ist gegenüber der bei *Hellman* etwas verändert worden, um Mißverständnisse und Unklarheiten zu beseitigen.

- $r = 1 \dots s$ (Regionen, s untersuchte Region)
 $i = 1 \dots n$ (Sektoren)
 $j = 1 \dots m$ (wichtige Zulieferer an i , wobei $j \neq i$)
 t (Periode)

Die Schätzung der Parameter bei *Hellman* ergibt, daß alle Regressionskoeffizienten auf einem 0,01-, oder zumindest auf einem 0,1-Niveau signifikant sind. 71 % der Streuung des regionalen Exports von New Jersey werden danach durch die 3 genannten Faktoren erklärt.

2. Anwendung des Hellman-Modells auf Daten von Nordrhein-Westfalen

Dieses scheinbar recht günstige Ergebnis in bezug auf den Erklärungswert legt es nahe, das Modell auch auf andere Regionen anzuwenden. *Hellman* (1974, S. 15) gibt am Ende seiner Ausführungen selbst diese Anregung. Anhand von Nordrhein-Westfalen soll überprüft werden, ob eine Übertragung auf Verhältnisse der Bundesrepublik gerechtfertigt ist.

Eine vollständige Übernahme des *Hellman*-Modells ist kaum möglich. Ein Problem ist durch den Proportionalitätsfaktor 1,64 gegeben, der die Unterschiede zwischen New Jersey und den durchschnittlichen Verhältnissen der USA erklären soll. Dieser Faktor, dessen Berechnungsmethode nicht angegeben wird, ist, wie *Hellman* (1974, S. 17, Fußnote 16) selbst zugibt, in einer wenig fundierten Weise bestimmt. Die entscheidende Komponente stellt aber das unterschiedliche Einkommensniveau dar, so daß es plausibel erscheint, statt des relativen Bevölkerungsanteils, multipliziert mit einem Proportionalitätsfaktor, den relativen Einkommensanteil am gesamten Bruttoinlandsprodukt (BIP) als Gewichtsgröße zu verwenden (${}_s(\text{BIP})_t / \sum_{r=1}^s r(\text{BIP})_t$). Als weitere Abweichung wird statt des 3-Perioden-Lags bei den ersten beiden exogenen Variablen nur eine Zeitverzögerung von 2 Jahren zugrundegelegt. Um die Korrekturen zu kennzeichnen, erhalten die veränderten Variablen einen hochgestellten Index k , so daß das Modell folgendes Aussehen erhält:

$${}_s E_i^k = \gamma_0 + \gamma_1 X_{1i}^k + \gamma_2 X_{2i}^k + \gamma_3 X_{3i}^k$$

Die Daten für Nordrhein-Westfalen beziehen sich auf das Jahr 1971 bzw. bei den zeitverzögernden Variablen auf 1970 oder 1969. 24 Sektoren aus den Bereichen Grundstoff-, Produktionsgüter-, Investitionsgüter- und Verbrauchsgüterindustrie werden der Berechnung zugrundegelegt, wobei, der Systematik für Industriebereiche folgend, ein Sektor

einen zweiziffrigen Bereich der Systematik umfaßt. Die Beschäftigungszahlen für die einzelnen Sektoren sind der Fachserie D, Reihe 1, I. des Statistischen Bundesamtes (verschiedene Jahrgänge) entnommen. Der Anteil des BIP von NRW am Gesamt-BIP der BRD für 1970 wurde aus dem Statistischen Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland (1973, S. 526) berechnet. Bei den Zulieferbereichen werden einige Sektoren zusammengefaßt, da die isolierten Daten nicht vorliegen. Dies gilt auf der einen Seite für den Groß- und Einzelhandel sowie für Verkehr und Nachrichtenübermittlung genauso wie für Energie, Wasserwirtschaft und Bergbau auf der anderen Seite. Die Daten für diese Bereiche wie auch für die Land- und Forstwirtschaft, Baugewerbe sowie Kredit- und Versicherungswesen sind der Fachserie A, Reihe 6, I. des Statistischen Bundesamtes (1970) entnommen. Die Input-Koeffizienten sind aus der Input-Output-Tabelle für die BRD von 1966 (*Stäglin, Wessels* 1971, S. 220 Anlage) berechnet, wobei nur der intermediäre Input die Berechnungsgrundlage bildet. Die Bestimmung der Input-Koeffizienten aus der bisher einzigen erstellten Input-Output-Tabelle für NRW (*Minister für Wirtschaft* 1967), die äußerst wünschenswert gewesen wäre, mußte unterbleiben, da eine häufig abweichende Sektorenbildung zu der allgemein üblichen Systematik vorliegt und die Tabelle sich auf 1961 bezieht. Eine Schätzung regionaler Koeffizienten für NRW mit Hilfe bisher entwickelter derivativer Methoden (nonsurvey methods) aus der nationalen Input-Output-Tabelle könnte höchstens als nützliche Ergänzung zu originär abgeleiteten regionalen Input-Output-Koeffizienten angesehen werden. Sie ist aber kein akzeptierbares Substitut für eine originär entwickelte regionale Input-Output-Tabelle, d. h. für survey methods (*Schaffer und Chu* 1969, S. 96). Insbesondere bei kleinen Koeffizienten führt die derivative Methode zu erheblichen Fehlschätzungen (*McMenamin und Haring* 1974, S. 197). Von einem wichtigen Zulieferer für einen Sektor soll dann gesprochen werden, wenn sein Anteil größer ist als der durchschnittliche Anteil aller Lieferanten, d. h. wenn $a_{ji} > 1/z$ (z = Anzahl der Sektoren). Diese Definition geht auf *Leontief* (1966, S. 162) zurück.

Unter Benutzung des gleichen Verfahrens wie *Hellman* und Berücksichtigung der notwendigen Veränderungen ergibt sich folgendes Schätzergebnis für NRW:

$${}_s E_i^k = 9\,379 + 0,0313 X_{1i}^k - 0,2219 X_{2i}^k + 0,0952 X_{3i}^k$$

Damit bleibt nichts von dem hoffnungsvollen Ansatz von *Hellman* in bezug auf die Daten für NRW übrig. Der Erklärungswert der drei exogenen Variablen für die Streuung des Exports unter den einzelnen Sektoren in NRW beträgt insgesamt nur knapp 15 %; dies ist weder auf einem 0,01- noch auf einem 0,05-Niveau signifikant, wie sich aus dem

F-Test ergibt. Der empirische F-Wert beträgt $F = 1,11$. Unter den Regressionskoeffizienten ist bei einem α -Fehlerniveau von 10 % lediglich γ_3 signifikant.

3. Kritik am Hellman-Modell

Das ausgesprochen negative Ergebnis des *Hellman*-Modells für NRW läßt erhebliche Zweifel an der Sinnhaftigkeit bzw. Relevanz des unterstellten Zusammenhangs zwischen Agglomeration und Exporttätigkeit aufkommen. Bevor man sich allerdings näher mit dieser These beschäftigt, erscheint es notwendig, zwei anderen potentiellen Ursachen für das wenig ermutigende Resultat nachzugehen.

Zunächst einmal könnte man meinen, daß die vorgenommenen Veränderungen gegenüber der Originalversion von *Hellman* der entscheidende Grund für den scheinbar nicht bestehenden Zusammenhang zwischen Agglomeration und regionalem Export sind, da die Ergebnisse für New Jersey durchaus überzeugen konnten. Der veränderte time-lag kommt für die Verschlechterung nicht in Frage. Bei einem 3-Perioden-Lag wäre der Erklärungswert der exogenen Agglomerationsgrößen für den regionalen Export noch geringer als bei der angegebenen Schätzung. Es bleibt also nur die Substitution von $1,64 \cdot {}_sB / \sum_{r=1}^s {}_rB$ durch ${}_s(BIP) / \sum_{r=1}^s {}_r(BIP)$. Dabei zeigt sich aber, daß kein fundamentaler Unterschied zwischen diesen beiden Faktoren besteht.

Für das Jahr 1960 ergibt sich an Gewichtungsfaktoren:

$$1,64 \cdot {}_sB / \sum_{r=1}^s {}_rB = 0,055 \text{ bzw. } {}_s(BIP) / \sum_{r=1}^s {}_r(BIP) = 0,0414$$

für New Jersey. Berechnet wurden diese Größen aus *U.S. Bureau of Census* (1972). Für NRW führt der verwendete Gewichtungsfaktor, wie Abschnitt III zeigt, durchaus zu brauchbaren Ergebnissen.

Eine weitere Ursache für den geringen Erklärungswert des *Hellman*-Modells kann sein, daß die Agglomerationseffekte und der regionale Export nicht adäquat durch die im Modell verwendeten Ausdrücke abgebildet werden, d. h. der hohe Erklärungswert im Fall von New Jersey kann dann nur als Zufallsergebnis angesehen werden. Um dies zu überprüfen, werden die einzelnen verwendeten Größen auf ihre inhaltliche Bedeutung hin untersucht:

E_i^k : Aus der Bestimmung dieser Größe geht hervor, daß eine geschlossene Volkswirtschaft unterstellt ist, denn wenn der regionale Absatz²

² Ausgedrückt durch die eingesetzten Arbeitskräfte bei der Produktion, deren Output auf dem innerregionalen Markt abgesetzt wird.

durch die Größe $s(\text{BIP}) / \sum_{r=1}^s r(\text{BIP}) \cdot \sum_{r=1}^s rN_i$ bestimmt werden soll, ist dies nur sinnvoll, wenn kein Auslandsexport vorliegt. Um der Tatsache einer offenen Volkswirtschaft Rechnung zu tragen, ist eine Berücksichtigung des Auslandsexports notwendig. Ein weiterer Ansatzpunkt zur Kritik könnte sein, daß eine zu starke Orientierung an der Endnachfrage bei der Bestimmung des regionalen Absatzes gegeben ist³. Es ließe sich z. B. eine Aufspaltung in End- und Zwischennachfrage entsprechend der regionalen oder auch der nationalen Input-Output-Tabelle vornehmen, um dann nur noch die Endnachfrage mit dem regionalen Anteil des BIP zu gewichten. Die Zwischennachfrage wäre nach anderen Kriterien zu bestimmen. Dies kann z. B. dadurch geschehen, daß der regionale Umfang von wichtigen Abnehmerindustrien eines Sektors herangezogen wird, d. h. der gesamtwirtschaftliche Anteil der Zwischennachfrage wird mit dem relativen Umfang wichtiger Abnehmerindustrien k von i in Region s , bezogen auf die Gesamtwirtschaft, gewichtet. Formal heißt dies, der Gewichtungsfaktor besteht aus dem Produkt von Output-Koeffizient b_{ik} und $sN_k / \sum_{r=1}^s rN_k$. Eine empirische Überprüfung zeigt aber, daß auf diesem Wege keine besseren Schätzergebnisse erzielt werden⁴.

X_{1i}^k : Diese Größe, als Ausdruck für allgemeine regioneninterne Agglomerationseffekte gedacht, erfaßt, wenn überhaupt, nur die „forward linkages“, die Teil der interindustriellen Effekte sind, d. h. die durch die Existenz von Lieferanten erzeugte Expansion bei nachgelagerten Produzenten. Es wäre also einerseits zu versuchen, weitere Teileffekte zu berücksichtigen, andererseits darf nicht vernachlässigt werden, daß bei der Bestimmung des Einflusses auf den Export nicht absolute, sondern relative Agglomerationseffekte von Bedeutung sind. Weiterhin ist noch zu erwähnen, daß es durch die Einschränkung der Zulieferer auf die wichtigen zu größeren Unterschieden bei der Erfassung des Input-Anteils der einzelnen Sektoren kommen kann, d. h. es werden variable Anteile von Einflußfaktoren, die auf die Sektoren wirken, in die Berechnung der Effekte einbezogen. Damit wird ein Faktor wirksam, der nicht auf die Agglomerationsgröße zurückzuführen ist.

Nachteilige Auswirkungen können auch dadurch entstehen, daß nicht zwischen kapital- und arbeitsintensiven Zulieferindustrien unter-

³ Die Bestimmung der regionalen Nachfrage entsprechend dem relativen Einkommen ist durchaus nicht immer gerechtfertigt, so etwa beim Schiffsbau, bei dem die regionale Nachfrage z. B. abhängig ist von natürlichen Gegebenheiten, d. h. der Existenz von Flüssen, Seen bzw. dem Zugang zum Meer.

⁴ Getestet wurde dies anhand einfacher Korrelationskoeffizienten aus einzelnen Agglomerationsfaktoren und E_i^k bzw. der vorgeschlagenen Modifikation.

den wird. Dies führt zu einer Überschätzung des Einflusses der stärker arbeitsorientierten Produzenten.

X_{2i}^k : Für diese Größe ergeben sich im Prinzip dieselben Probleme wie bei X_{1i} . Allerdings ist hier die Gefahr verringert, daß der Einfluß einer Größe Berücksichtigung findet, der nicht aus der Agglomeration abzuleiten ist, d. h. es wird bzw. muß hier nicht zwischen wichtigen und unwichtigen Zulieferern unterschieden werden. Daraus folgt, daß nicht bestimmte Einflußteile unberücksichtigt bleiben und daß es keine unterschiedlich vernachlässigten Anteile für die einzelnen Sektoren gibt. Dies schließt aber nicht aus, daß durch die Wahl der Größe von X_{2i} Effekte erfaßt werden, die agglomerationsneutral sind.

Zunächst werden mit X_{2i} nur die sektorinternen Agglomerationsseffekte erfaßt, die durch die Verknüpfung innerhalb des Sektors, und zwar durch die vom Zulieferer zum Produzenten, entstehen. Die sektorinternen Effekte, deren Ursprung in den Gemeinsamkeiten einer Branche zu suchen ist, finden z. T. durch die sektoralen Beschäftigtenzahlen der Region (${}_sN_i$) Berücksichtigung, auch wenn sie damit noch nicht hinreichend charakterisiert werden.

X_{3i} Die als Marktpotential definierte Größe weist sicherlich die größte Problematik auf. Sie läßt sich nicht unter die Agglomerationsfaktoren subsumieren und gehört schon deshalb nicht zu der Behandlung des Zusammenhangs Agglomeration-Export. *Hellman* (1974, S. 14) argumentiert für die Verwendung von X_{3i} , indem er sagt, gestiegene Agglomerationsvorteile erweiterten um so eher den Export, je größer das Marktpotential außerhalb der Region sei. Dies ist zweifellos richtig, nur kann der dadurch induzierte Einfluß auf den Export nicht der Agglomeration zugeschrieben werden. Will man allerdings allgemein Determinanten des regionalen Exports berücksichtigen, so ist das Marktpotential durchaus eine wichtige Größe. Nur müßte auch dann eine Modifikation vorgenommen werden.

Erstens wäre der rein definitorische Zusammenhang zwischen E_i und X_{3i} zu beseitigen. Eine Vergrößerung von X_{3i} ruft bei den von *Hellman* definierten Größen zwangsläufig eine Senkung des regionalen Exports hervor, denn es gilt:

$${}_sE_i^k = {}_sN_i - \frac{{}_s(\text{BIP})}{\sum_{r=1}^s {}_r(\text{BIP})} \sum_{r=1}^s {}_rN_i = {}_sN_i \left(1 - \frac{{}_s(\text{BIP})}{\sum_{r=1}^s {}_r(\text{BIP})} \right) - \frac{{}_s(\text{BIP})}{\sum_{r=1}^s {}_r(\text{BIP})} X_{3i}$$

Zweitens ist bei der bisherigen Bestimmung von X_{3i} das Nachfragepotential in den anderen Regionen voll ausgeschöpft. Der Export aus Region s kann nur gesteigert werden, wenn die Produktion in den anderen Regionen zurückgedrängt wird.

Drittens muß bei einer offenen Volkswirtschaft auch das Auslandspotential berücksichtigt werden.

Außer der Kritik an der Operationalisierung der einzelnen verwendeten Größen ist am *Hellman*-Modell zu bemängeln, daß firmeninterne Agglomerationseffekte völlig vernachlässigt werden. Die Annahme von gleichen Skaleneffekten an jedem Ort, von der *Hellman* (1974, S. 14) ausgeht, erscheint nicht gerechtfertigt. Es besteht durchaus die Tendenz dazu, daß sich Skalenerträge vornehmlich in Agglomerationszentren im Zusammenwirken mit anderen standortgebundenen Vorteilen durchsetzen. Im folgenden soll versucht werden, den einzelnen Kritikpunkten soweit wie möglich Rechnung zu tragen.

III. Ein modifiziertes regionales Export-Agglomerations-Modell

Bevor auf die Variablen des Modells im einzelnen eingegangen wird, sind zunächst drei Fragen zu klären:

- Mit welchen Basisgrößen soll gearbeitet werden?
- Welche Wirkungsfaktoren sollen Berücksichtigung finden?
- Welche Art des formalen Zusammenhangs zwischen endogenen und exogenen Variablen bzw. zwischen den exogenen Variablen soll angenommen werden?

Das *Hellman*-Modell arbeitet mit Beschäftigungszahlen. Diesem Vorgehen soll hier aus drei Gründen gefolgt werden:

- (a) Die Ergebnisse sollen vergleichbar mit denen des *Hellman*-Modells sein.
- (b) Beschäftigungszahlen sind in hinreichender Untergliederung für alle Sektoren erfaßt, was für andere mögliche Basisgrößen nicht gilt.
- (c) Das Problem der Bewertung ist bei Beschäftigungszahlen relativ gering.

Es sollen sowohl firmeninterne als auch sektor- und allgemein regioneninterne Agglomerationseffekte erfaßt werden. Besonders die auf alle Sektoren bzw. Unternehmen etwa gleichermaßen wirkenden Faktoren lassen sich schwer einbeziehen, wenn die Sektoren Grundlage der Schätzungen für die Parameter sind, die die Einflüsse auf den Export wiedergeben sollen. Lediglich eine Konstante könnte man hierbei berücksichtigen. Allerdings wären Doppelzählungen dann nicht ausgeschlossen. Es wurde bereits beim *Hellman*-Modell darauf hingewiesen, daß die als „forward linkages“ konzipierten sektorinternen Effekte auch Elemente der sektorinternen Effekte enthalten, die auf Gemeinsamkeiten des Sektors zurückzuführen sind.

Eine additive Verknüpfung der Effekte wird für das Modell angenommen, da die einzelnen Faktoren unterschiedlichen Ursprung haben und die gegenseitige Beeinflussung als relativ gering angesehen wird. Diese Aussage steht zwar im Gegensatz zu der von *Bergsman* u. a. (1972, S. 264), läßt sich aber trotz allem hier aufrechterhalten, da die von *Bergsman* u. a. erwähnte Verstärkerfunktion der „localization economies“ auf die „urbanization economies“⁵ im wesentlichen nur für die regioneninternen Masseneffekte Gültigkeit hat, denen im Modell nur wenig Bedeutung zukommt. Sie sollen nicht als isolierte Größe behandelt werden.

Eine weitere Annahme des Modells ist die der Linearität, die man keinesfalls als problemlos ansehen kann. Besonders im Zusammenhang mit der Einwohnerzahl wird häufig die These vertreten, daß sich Agglomerationseffekte nicht linear mit der Einwohnerzahl entwickeln, sondern ein U-förmiger Verlauf der sozialen Grenzkosten der Agglomeration vermutet wird (*Isard* 1956, S. 187). *Lösch* (1962, S. 51) formuliert dies z. B. so, daß die anfänglichen „Vorteile der Masse“ und „Vorteile der Nähe“ ab einer bestimmten Dichte umschlagen in „Nachteile der Enge“. Man hat auch versucht, diese These empirisch zu belegen (*Neutze* 1965). Bisher ist es aber nicht überzeugend gelungen, eine optimale Größe für Städte nachzuweisen⁶. Aber selbst wenn dies der Fall wäre, für das vorliegende Modell lassen sich solche Untersuchungen schon deshalb nicht als ausreichendes Indiz für nicht-lineare Agglomerationseffekte heranziehen, da

- sich die Ergebnisse der mit der These optimaler Stadtgröße befaßten Arbeiten nicht ohne weiteres auch auf ganze Regionen übertragen lassen,
- es hier nicht um einen Gesamttagglomerationseffekt geht, sondern gerade die Aufgliederung im Vordergrund steht,
- nicht allgemein nach positiven oder negativen Agglomerationseffekten gefragt ist, sondern nach dem Einfluß auf den regionalen Export.

Da vor allem die auf Input-Output-Strömen beruhenden Agglomerationseffekte in dem vorliegenden Modell berücksichtigt werden sollen, bei denen ein linearer Zusammenhang durchaus naheliegt, ist die lineare Hypothese solange nicht zu verwerfen, wie keine überzeugenderen Untersuchungen vorliegen. Für das im folgenden zu beschreibende Modell wurde als alternative Hypothese ein exponentieller Zusammenhang ge-

⁵ Diese Effekte sind in etwa gleichzusetzen mit den hier als sektor- und regioneninternen bezeichneten Effekten.

⁶ *Buttler* (1973, S. 90) und *Bergsman* u. a. (1972, S. 266 f) kommen z. B. zu dem Ergebnis, daß die nicht-lineare Hypothese der Agglomerationseffekte zu keinen wesentlich anderen Resultaten führt als die lineare.

testet. Das Testergebnis in bezug auf den multiplen und einfachen Korrelationskoeffizienten fiel schlechter als bei der linearen Hypothese aus.

Von der Methode her wird *Hellman* gefolgt, d. h. die gewöhnliche Kleinste-Quadrate-Schätzung kommt für die Bestimmung der Regressionskoeffizienten zur Anwendung. Untersuchungsregion soll wiederum NRW sein, um die Ergebnisse mit denen des *Hellman*-Modells vergleichen zu können. Aus diesem Grunde ist es auch notwendig, für t das Jahr 1971 zu verwenden und dieselben Sektoren wie bei der obigen Überprüfung des *Hellman*-Modells heranzuziehen. Die Variablen sind wie folgt bestimmt:

(1) *Regionaler Export:*

$${}_sE_i^* = {}_sN_{it} - \left[\frac{{}_s(\text{BIP})}{\sum_{r=1}^s {}_r(\text{BIP})} \right] \sum_{r=1}^s {}_rN_{it} \left(1 - \frac{\sum_{r=1}^s {}_rE_{i, t-1}}{\sum_{r=1}^s {}_rU_{i, t-1}} \right)$$

Symbole:

$$\sum_{r=1}^s {}_rE_{i, t-1} \quad \text{— Export des Sektors } i \text{ ins Ausland von allen inländischen Regionen}$$

$$\sum_{r=1}^s {}_rU_{i, t-1} \quad \text{— gesamter Umsatz der Produktion des Sektors } i \text{ aus allen Regionen}$$

Gegenüber der korrigierten Fassung aus dem *Hellman*-Modell E_i^k wird hier das Ausland berücksichtigt. ${}_sE_i^*$ umfaßt den regionalen Export innerhalb der Volkswirtschaft und den an das Ausland. Da die Daten der Beschäftigten, die für den Auslandsexport arbeiten, nicht bekannt sind, wird auf eine Schätzung über die Umsatzgrößen zurückgegriffen, deren Werte der Fachserie D, Reihe 1, I. des Statistischen Bundesamtes (verschiedene Jahrgänge) entnommen sind. Die Schätzung direkt über die regionalen Daten, d. h.

$$\frac{{}_sE_{i, t-1}}{{}_sU_{i, t-1}} {}_sN_{it} \text{ statt } \left[\frac{{}_s(\text{BIP})}{\sum_{r=1}^s {}_r(\text{BIP})} \right] \sum_{r=1}^s {}_rN_{it} \cdot \frac{\sum_{r=1}^s {}_rE_{i, t-1}}{\sum_{r=1}^s {}_rU_{i, t-1}}$$

ergibt keine bessere Anpassung. Außerdem sind für einzelne Sektoren die Angaben für NRW aus Geheimhaltungsgründen nicht veröffentlicht, so daß sich die Größen nur näherungsweise aufgrund ähnlich strukturierter anderer Bundesländer bestimmen lassen. Problematisch könnte die Schätzung der mit Auslandsproduktion Beschäftigten über die Um-

satzgröße deshalb sein, da aufgrund von Skalenerträgen u. U. mit steigendem Umsatz die Beschäftigtenzahl unterproportional steigt. Für das vorliegende Problem ist dies aber irrelevant, soweit Skalenerträge gleichermaßen In- und Auslandsproduktion zugutekommen. Umsatzproportion und nicht absolute Umsätze sind die Grundlage der Schätzung. Die Annahme eines Ein-Perioden-Lags geht davon aus, daß die Unternehmen der Region s ihre Exportproduktionsplanung für das Ausland nach dem Ergebnis des letzten Jahres ausrichten und die Planung für den innerregionalen Absatz sich am Verhältnis des letztjährigen Anteils des regionalen Einkommens am gesamten Einkommen der Volkswirtschaft orientiert.

Wie bereits erwähnt, ist die globale Bestimmung der innerregionalen Nachfrage nicht schlechter als die Aufgliederung in End- und Zwischenfrage. Für diesen Fall wäre außerdem eine Schätzung der Koeffizienten für X_{2i}^* und X_{4i}^* nicht sinnvoll, da die unten näher erklärten Größen von X_{2i}^* und X_{4i}^* dann u. U. in E_i^* enthalten wären⁷, so daß sich eine definitorische Abhängigkeit zwischen E_i^* und X_{2i}^* bzw. X_{4i}^* ergäbe.

(2) *Vorwärts gerichtete interindustrielle regioneninterne Agglomerationseffekte:*

$$X_{1i}^* = \frac{\sum_{j=1}^m a_{ji} \cdot \frac{{}_s N_{j, t-2}}{\sum_{r=1}^s r N_{j, t-2}}}{\sum_{j=1}^m a_{ji}}$$

Die Bestimmung der als „forward linkages“ zu bezeichnenden Agglomerationseffekte wird gegenüber der bei *Hellman* dadurch revidiert, daß die Größe von wichtigen, d. h. zu berücksichtigenden Zulieferzweigen für einen Sektor in Region s in Relation zur Gesamtgröße dieser Zweige in der Volkswirtschaft gesetzt wird und daß zur Vermeidung eines „bias“ aufgrund der Vernachlässigung von unterschiedlichen Einflußanteilen eine Gewichtung mit der Summe der erfaßten Inputkoeffizienten erfolgt.

Eine Beschränkung auf die zwei oder drei wichtigen Zulieferbereiche ist insofern nicht sinnvoll, da alle Zulieferer eine notwendige Bedingung für die Produktion im Sektor i sind. Nur bei kleinen Mengen fällt die Beschaffung von Inputfaktoren außerhalb der Region wenig ins Gewicht.

⁷ Dies ist der Fall, wenn die Zwischennachfrage im Sinne der auf S. 342 erwähnten Möglichkeiten bestimmt wird.

Die Annahme eines mehr als Ein-Perioden-Lags des regionalen Zuliefervolumens gegenüber dem Einfluß auf den Export erscheint insofern gerechtfertigt, als sich eine Umstellung auf neue Lieferanten nur langsam vollzieht.

(3) *Rückwärts gerichtete interindustrielle regioneninterne Agglomerationseffekte:*

Symbole: $X_{2i}^* = b_{iu} N_{u, t-2} + b_{iv} N_{v, t-2}$

- b_{ik} — Outputkoeffizient von i , d. h. Anteil des Outputs von i an k am gesamten Output von i
- $k = 1 \dots l$ — Abnehmer des i -ten Sektors, wobei $i \neq k$
- u — größter Abnehmerbereich des i -ten Sektors
- v — zweitgrößter Abnehmerbereich des i -ten Sektors

Die bei *Hellman* vernachlässigten, aber häufig als wichtiger als die „forward linkages“ angesehenen „backward linkages“ (*Hirschman* 1967, S. 96) werden hier berücksichtigt. Man könnte bei der Erfassung völlig analog zu der der „forward linkages“ vorgehen. Dies erscheint aber aus folgenden Gründen nicht ratsam:

— Eine in Region s relativ stark vertretene Zulieferindustrie für i in bezug auf die gesamte Volkswirtschaft ist ein Indiz für eine relativ schwache Konkurrenz für i außerhalb von s , so daß dadurch der regionale Export angeregt wird. Ein analoger Schluß für die Abnehmerindustrie ist nicht zulässig. Die Nachfrage aus s nach i dürfte im allgemeinen von Herstellern des Sektors i aus Region s vorrangig vor außerregionaler Nachfrage bedient werden. Dies ist weitgehend unabhängig davon, ob der regionale Absatz relativ groß oder klein in bezug auf die gesamte Volkswirtschaft ist⁸. Insofern ist zunächst nur das Nachfragenvolumen in Region s für den regionalen Export bedeutsam und nicht das relative Nachfragenvolumen.

— Im Gegensatz zu den vorwärts gerichteten Verknüpfungen, bei denen alle Zulieferer notwendig sind, ist bei den rückwärts gerichteten industriellen Verknüpfungen nicht jeder Abnehmerzweig für die Produktion von i erforderlich, sondern nur eine bestimmte Gesamtnachfrage, die das ökonomische Betriebsminimum sichert. Damit erhalten wichtige Abnehmer einen viel größeren Stellenwert als wichtige Zulieferer, jeweils gemessen an der Gesamtzahl in der Region. Bei Berücksichtigung auch kleiner regionaler Abnehmer würde der Einfluß auf den

⁸ Diese Aussage gilt nicht in bezug auf die Anzahl der Abnehmer, sondern in bezug auf das Volumen bei etwa gleichgroßen Abnehmern. Große Kunden werden durchaus gegenüber kleineren bevorzugt.

regionalen Export u. U. zu hoch eingeschätzt⁹. Es erfolgt daher eine Begrenzung auf die zwei größten Abnehmerbereiche, gemessen am Output-Koeffizienten von i ¹⁰.

(4) *Sektorinterne Agglomerationseffekte:*

$$X_{3i}^* + X_{4i}^* = (a_{ii} + b_{ii}) \frac{{}_s N_{i, t-2}}{\sum_{r=1}^s r N_{j, t-2}}$$

Die Agglomerationseffekte, die sich innerhalb einer Branche auswirken, lassen sich weitgehend durch die Variable X_2^k im korrigierten *Hellman*-Modell erfassen. Die Größe des Sektors, ausgedrückt durch die Beschäftigtenzahl, dient der Berücksichtigung des auf Gemeinsamkeiten des Sektors beruhenden Agglomerationsfaktors, während mit dem Inputkoeffizienten und der Gewichtung durch N_i der Agglomerationseffekt der innersektoralen Verknüpfung und die über die Agglomeration zustande gekommenen Spezialisierungsvorteile innerhalb des Sektors zum Ausdruck kommen sollen.

Es ist zunächst nur eine Relativierung durch Berücksichtigung des gesamten Sektorvolumens in der Volkswirtschaft notwendig, d. h. eine Gewichtung mit $1/\sum_{r=1}^s r N_{i, t-2}$. Eine Differenzierung zwischen vorwärts und rückwärts gelagerten Verknüpfungen innerhalb eines Sektors, d. h. zwischen X_{3i}^* und X_{4i}^* wäre dann nicht notwendig, wenn die Bezugsbasis des Input-Output-Koeffizienten der Gesamtinput- bzw. der Gesamtpoutput- und nicht nur der intermediäre Input bzw. die gesamte Zwischennachfrage wäre.

Die sektorinternen Effekte aufgrund von Spezialisierungstendenzen treten durch die Konstruktion der Input-Output-Tabelle des DIW, die hier verwendet wird, hervor. Das DIW geht vom institutionellen Prinzip der Sektorbildung auf der Grundlage von Unternehmenseinheiten aus¹¹. Kommt es aufgrund von Agglomerationen zu Spezialisierungen, die dazu führen, daß Teilbereiche eines Unternehmens ausgegliedert werden und selbständige Unternehmen daraus entstehen, die aber trotz allem noch dem Sektor i zuzurechnen sind, so bedeutet dies in der Input-Output-

⁹ Diese Vermutung ist aus Fußnote 8 abzuleiten. Nachfrage von großen Importeuren wird u. U. gegenüber kleinen heimischen Nachfragern vorrangig bedient.

¹⁰ Die Output-Koeffizienten sind ebenso wie die Input-Koeffizienten der Input-Output-Tabelle 1966 für die BRD entnommen — vgl. *Stäglin, Wessels* (1971). Die Koeffizienten beziehen sich auf die gesamte Zwischennachfrage.

¹¹ Vgl. *Stäglin* (1968, S. 80). Im Gegensatz dazu wählt das Ifo-Institut das funktionelle Prinzip, d. h. die Produktionsverflechtung im Gegensatz zur Marktverflechtung.

put-Tabelle eine stärker ausgewiesene innersektorale Verflechtung¹². Inwieweit diese Effekte allerdings Einfluß auf den regionalen Export haben, ist damit noch nicht geklärt. Dazu wäre ein Vergleich zwischen den einzelnen Größen auf der Hauptdiagonale der Inputkoeffizientenmatrix für die Volkswirtschaft, d. h. die Bundesrepublik, und für die Region, d. h. für NRW, notwendig. Der Quotient aus den jeweiligen Angaben für NRW und die BRD kann dann als Maß für den relativen sektoralen Spezialisierungsgrad von NRW angesehen werden. Da aber in der bisher erstellten Input-Output-Tabelle für NRW eine häufig andere Sektorenbildung vorgenommen worden ist, als dies vom DIW für die BRD-Input-Output-Tabelle geschehen ist, und die Basisjahre voneinander abweichen, lassen sich die notwendigen Quotienten nicht adäquat bestimmen. Die hier hilfswise vorgenommene Quotientenbildung durch die Beschäftigtenzahlen des Sektors in NRW und der BRD ist sicherlich nicht voll gerechtfertigt. Steigt der Anteil der Beschäftigten des Sektors i in Region s an der Gesamtbeschäftigtenzahl von i in der Volkswirtschaft, so kann dies auf zunehmende Spezialisierung zurückzuführen sein. Es spielen aber auch andere Faktoren, wie die Bevölkerungsentwicklung, eine Rolle.

(5) *Durchschnittliche firmeninterne Agglomerationseffekte:*

$$X_{5i}^* = \frac{{}_sU_{i,t-1}}{\sum_{r=1}^s {}_rU_{i,t-1}} : \frac{{}_sA_{i,t-1}}{\sum_{r=1}^s {}_rA_{i,t-1}}$$

Symbol: ${}_sA_i$ — Anzahl der Arbeitsstätten des Sektors i in Region s

Die Skalenerträge werden nicht isoliert für einzelne Firmen bestimmt, sondern als regional-sektoraler Durchschnitt im Vergleich zur Durchschnittsgröße der gesamten Volkswirtschaft. Als Ausdruck dafür dienen die sektoralen durchschnittlichen Umsatzzahlen einer Arbeitsstätte, deren Werte der Fachserie C — Arbeitsstättenzählung vom 27. Mai 1970 — Vorbericht 1 und 2 des Statistischen Bundesamtes entnommen sind. Es wird unterstellt, daß mit zunehmendem Umsatz einer Arbeitsstätte deren durchschnittliche Produktionskosten sinken. Diese Annahme erscheint fragwürdig, wenn man die Theorie der optimalen Betriebsgröße betrachtet. Hierzu ist zu bemerken, daß die Ansicht über die Existenz optimaler Betriebsgrößen durchaus nicht einhellig ist¹³. Aber

¹² Vgl. *Stäglin* (1968, S. 26 f.). Dort wird allerdings etwas anders vorgegangen, anhand eines Beispiels vergleicht *Stäglin* Marktverflechtungen auf Basis von Unternehmenseinheiten mit denen auf Betriebsbasis bzw. Betriebsteilbasis miteinander. Dies läßt sich auch so interpretieren, daß Marktverflechtungen zwischen dem Zustand von mehr oder weniger stark spezialisierten Unternehmen eines Sektors verglichen werden.

selbst wenn optimale Betriebsgrößen theoretisch vorhanden sind, werden sie im Durchschnitt in einer Region wie NRW kaum erreicht. Die Durchschnittsbetrachtung von Umsätzen als Ausdruck von durchschnittlichen Skalenerträgen bringt allerdings neue Probleme mit sich. Da zwischen diesen beiden Größen kein proportionaler Zusammenhang besteht, hängt es von der Streuung der sektoralen Betriebsgrößen innerhalb des betrachteten Gebietes ab, welchen durchschnittlichen Skalenertrag man erhält¹⁴. Es geht zwar letztlich nicht so sehr um eine genaue Erfassung der Skalenerträge als vielmehr um deren Einfluß auf den regionalen Export. Trotz allem ist zu erwarten, daß mit steigendem X_{5i}^* die relativen Skalenerträge und daraus folgend die regionalen Exporte überproportional zunehmen. Legt man zur Überprüfung dieser These die Beziehung von ${}_sE_i^*$ und $\exp(X_{5i}^*)$ zugrunde, so ergibt sich ein kaum größerer einfacher Korrelationskoeffizient ($r = 0.536$) als aus der Beziehung von ${}_sE_i^*$ und X_{5i}^* ($r = 0.515$), wenn die Daten von NRW die Grundlage der Berechnung bilden.

Ein time-lag zwischen Export und firmeninternen Agglomerations-effekten ist nicht unbedingt zu vermuten, denn hier handelt es sich weniger um Reaktionen, um Entscheidungen der Unternehmen im Anschluß an diese Agglomerationseffekte wie etwa bei den sektor- und regioneninternen Effekten, sondern aufgrund der Skalenerträge ergeben sich Produktionsüberschüsse, die zum Teil exportiert werden. Da aber für die Arbeitsstätten nur Daten von 1970 verfügbar sind, muß auf diese zurückgegriffen werden. Dies macht es notwendig, auch für U_i die Daten von 1970 heranzuziehen.

Nach Einführung der einzelnen Variablen erhält man somit als Gesamtmodell:

¹³ Gutenberg (1966, S. 422 ff.) vertritt z. B. die Ansicht, daß es langfristig kein Stückkostenminimum gibt, daß von existierenden Firmen kein Betriebs-optimum festzustellen ist.

¹⁴ Je geringer die Streuung ist, um so eher ist der durchschnittliche Umsatz Ausdruck für die durchschnittlichen Skalenerträge.

$${}_sE_i^* = \beta_0 + \beta_1 X_{i1}^* + \beta_2 X_{i2}^* + \beta_3 X_{i3}^* + \beta_4 X_{i4}^* + \beta_5 X_{i5}^*$$

$$\begin{aligned}
 {}_sN_{it} &= \left[\frac{{}_r(\text{BIP})}{{}_s \sum_{r=1}^s {}_r(\text{BIP})} \right]_{t-1} \sum_{r=1}^s {}_rN_{it} \left(1 - \frac{\sum_{r=1}^s {}_rEx_{i,t-1}}{\sum_{r=1}^s {}_rU_{i,t-1}} \right) = \\
 &= \beta_0 + \beta_1 \left[\frac{\sum_{j=1}^m a_{ji} \cdot \frac{{}_sN_{j,t-2}}{\sum_{r=1}^s {}_rN_{j,t-2}}}{\sum_{j=1}^m a_{ij}} \right] \\
 &+ \beta_2 (b_{iu} \cdot {}_sN_{u,t-2} + b_{iv} \cdot {}_sN_{v,t-2}) + \beta_3 a_{ii} \frac{{}_sN_{i,t-2}}{\sum_{r=1}^s {}_rN_{i,t-2}} \\
 &+ \beta_4 b_{ii} \frac{{}_sN_{i,t-2}}{\sum_{r=1}^s {}_rN_{i,t-2}} + \beta_5 \cdot \frac{{}_sU_{i,t-1}}{\sum_{r=1}^s {}_rU_{i,t-1}} \cdot \frac{\sum_{r=1}^s {}_rA_{i,t-1}}{{}_sA_{i,t-1}}
 \end{aligned}$$

Als Ergebnis dieses Ansatzes nach Schätzung mit Hilfe der gewöhnlichen Kleinste-Quadrate-Methode ergibt sich:

Variable	Regressionskoeffizient	Standardfehler der Schätzung	empirischer t-Wert
X_1^*	$\beta_1 = 151\,296,76$	91 624,27	1,65
X_2^*	$\beta_2 = -0,06479$	- 881,50	- 0,73
X_3^*	$\beta_3 = 163\,380,74$	181 698,30	0,90
X_4^*	$\beta_4 = 312\,227,49$	238 201,95	1,32
X_5^*	$\beta_5 = 36\,825,81$	18 175,14	2,03

$$\beta_0 = -94\,933,95; r = 0,8156; F = 7,15; SE = 33\,115,051; DW = 2,676$$

- r — multipler Korrelationskoeffizient
- F — empirischer Wert des F -Tests
- SE — Standardfehler der Schätzung
- DW — Durbin-Watson-Wert

Der Einfluß der fünf dem Modell zugrundeliegenden Agglomerations-effekte auf den regionalen Export ist bei weniger als 1 % Irrtumswahrscheinlichkeit signifikant. Insgesamt werden durch die exogenen Variablen mehr als 66 % der Streuung des regionalen Exports unter den herangezogenen 24 Sektoren für Nordrhein-Westfalen erklärt. Dies ist vor allem im Vergleich zu den knapp 15 % Erklärung der Streuung durch das *Hellman*-Modell recht positiv zu bewerten. Weniger gilt dies für die einzelnen Regressionskoeffizienten. Bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von $\alpha = 0,05$ ist nur β_5 signifikant. Für β_1 und β_4 gilt dies erst bei $\alpha = 0,1$ und für β_2 sowie β_3 bei noch höherer Irrtumswahrscheinlichkeit. Von der Tendenz her entsprechen allerdings die geschätzten Regressionskoeffizienten weitgehend den anfangs aufgestellten Hypothesen. Während die vorwärts gerichteten interindustriellen regioneninternen Agglomerationseffekte den regionalen Export positiv beeinflussen, wirken die entsprechenden rückwärts gerichteten Effekte exportdämpfend.

Der Einfluß der sektorinternen Agglomerationseffekte auf den regionalen Export konnte am wenigsten vorausgesagt werden, da die erfaßte Größe ein Konglomerat verschiedener Einflüsse darstellt. Während von β_3 noch erwartet wurde, daß es positiv ist, war eine a priori-Aussage über β_4 nicht möglich. Für die Variable X_4 lag die Vermutung nahe, daß negative und positive Auswirkungen auf den Export zusammenreffen.

Der Koeffizient β_5 entspricht wiederum den Erwartungen. Die Größe von X_5 , aufgefaßt als Operationalisierung der durchschnittlichen firmeninternen Agglomerationseffekte, wirkt exportfördernd. Schließlich kann noch das negative Vorzeichen des Absolutgliedes dahingehend interpretiert werden, daß es beim Fehlen von regionalen Agglomerationsvorteilen zu einem negativen Export, d. h. zum Import im Bereich dieses Sektors kommt.

Zusammenfassung

Ausgangspunkt dieser Untersuchung bilden Hypothesen über Auswirkungen von firmeninternen, sektorinternen und regioneninternen Agglomerationseffekten auf den regionalen Export. Zur empirischen Überprüfung bedarf es der Operationalisierung der beschriebenen Effekte. Grundlage bildete dabei ein erster von *Hellman* gewählter Ansatz einer multiplen Regressions-schätzung, der bei Anwendung auf Daten von New Jersey durch *Hellman* recht brauchbar erscheint. Nicht annähernd so gute Schätzergebnisse werden bei einer Überprüfung auf Daten von Nordrhein-Westfalen erzielt. Dies führt zur Hinzufügung bisher modellmäßig unberücksichtigter Agglomerationseffekte sowie zur Modifikation einzelner Operationalisierungen. Der Erklärungswert der neuen Variablen liegt bei einer erneuten Regressions-schätzung mit Daten aus Nordrhein-Westfalen insgesamt erheblich über dem der ersten Schätzung.

Summary

The starting point of this article are hypotheses about the influence of agglomeration effects on regional export activities, which are examined empirically. The regression model of *Hellman* leads to good empirical results when based on data for New Jersey, but doesn't fit the data of North Rhine-Westphalia. Therefore it is modified by adding new types of agglomeration effects and by changing the operational definition of certain variables. Then the test leads to better results.

Literatur

- Bergsman, J., P. Greenston and R. Healy* (1972), *The Agglomeration Process in Urban Growth*, *Urban Studies* 9 (1972), S. 263 - 288.
- Böventer, E. v.* (1962), *Theorie des räumlichen Gleichgewichts*, Tübingen 1962.
- Buttler, F.* (1973), *Entwicklungspole und räumliches Wirtschaftswachstum*, Tübingen 1973.
- Gutenberg, E.* (1966), *Grundlagen der Betriebswirtschaftslehre*, 1. Bd., Die Produktion, 12. Aufl., Berlin 1966.
- Hellman, D. A.* (1974), *Agglomeration Economies: A Model of Regional Export Activity, Growth and Change* 5 (1974), S. 12 - 17.
- Hirschman, A. O.* (1967), *Die Strategie der wirtschaftlichen Entwicklung*, Stuttgart 1967.
- Hoover, E. M.* (1937), *Location Theory and the Shoe and Leather Industry*, Cambridge/Mass. 1937.
- Hübler, O.* (1976): *Klassifizierung von Agglomerationseffekten*, Diskussionspapier Nr. 8, Serie C der Fakultät Wirtschaftswissenschaften der TU Hannover 1976.
- Isard, W.* (1956), *Location and Space-Economy*, Cambridge/Mass. 1956.
- Lauschmann, E.* (1970), *Grundlagen einer Theorie der Regionalpolitik*, Hannover 1970.
- Leontief, W.* (1966), *Input-Output Economics*, New York 1966.
- Lösch, A.* (1962), *Die räumliche Ordnung der Wirtschaft*, Stuttgart 1962.
- Marcus, M.* (1965), *Agglomeration Economies: A Suggested Approach*, *Land Economies* 41 (1965), S. 279 - 284.
- McMenamin, D. G. and J. E. Haring* (1974), *An Appraisal of Nonsurvey Techniques for Estimating Regional Input-Output Models*, *Journal of Regional Science* 14 (1974), S. 191 - 205.
- Minister für Wirtschaft, Mittelstand und Verkehr des Landes Nordrhein-Westfalen* (1967), *Untersuchungen zur Energiesituation*, o.O. 1967.
- Neutze, G. M.* (1965), *Economic Policy and the Size of Cities*, Canberra 1965.
- Schaffer, W. A. and K. Chu* (1969), *Nonsurvey Techniques for Constructing Regional Interindustry Models*, *The Regional Science Association, Papers* 23 (1969), S. 83 - 101.
- Stäglin, R.* (1968), *Aufstellung von Input-Output-Tabellen. Konzeptionelle und empirisch-statistische Probleme*, Berlin 1968.
- Stäglin, R. und H. Wessels* (1971), *Input-Output-Tabelle für die Bundesrepublik Deutschland 1966*, *Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung* (1971), S. 215 - 220.

- Statistisches Bundesamt* (1970), Fachserie A: Bevölkerung und Kultur, Reihe 6 Erwerbstätigkeit, I. Entwicklung der Erwerbstätigkeit, Stuttgart und Mainz 1970.
- Fachserie C: Unternehmen und Arbeitsstätten, Arbeitsstättenzählung vom 27. Mai 1970, Vorbericht 1: Nichtlandwirtschaftliche Arbeitsstätten (örtliche Einheiten) und Beschäftigte in Bund und Ländern.
 - Fachserie C: Unternehmen und Arbeitsstätten, Arbeitsstättenzählung vom 27. Mai 1970, Vorbericht 2: Nichtlandwirtschaftliche Arbeitsstätten (örtliche Einheiten) und Beschäftigte in nichtadministrativen Gebietseinheiten, Ländern und Kreisen.
 - Fachserie D: Industrie und Handwerk, Reihe 1 Betriebe und Unternehmen der Industrie, I. Betriebe — Beschäftigung und Umsatz, Brennstoff- und Energieversorgung, versch. Jahrgänge.
 - Statistisches Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland 1973, Wiesbaden 1973.
- U. S. Bureau of the Census* (1972), *Statistical Abstract of the United States 1972* (93rd edition), Washington, D. C. 1972.
- Weber, A.* (1922), *Über den Standort der Industrien, Erster Teil, Reine Theorie des Standorts*, Tübingen 1922.