



Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät

**Verfahren zur Messung räumlicher
Konzentration und regionaler Spezialisierung in der
Regionalökonomik**

**Oliver Farhauer
Alexandra Kröll**

Diskussionsbeitrag Nr. V-58-09

Volkswirtschaftliche Reihe ISSN 1435-3520

**PASSAUER
DISKUSSIONSPAPIERE**

Herausgeber:
Die Gruppe der volkswirtschaftlichen Professoren
der Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät
der Universität Passau
94030 Passau

**Verfahren zur Messung räumlicher Konzentration und regionaler
Spezialisierung in der Regionalökonomik**

Oliver Farhauer
Alexandra Kröll

Diskussionsbeitrag Nr. V-58-09
Volkswirtschaftliche Reihe ISSN 1435-3520

Adresse des Autors:

Akad. Rat Dr. Oliver Farhauer
Lehrereinheit für Volkswirtschaftslehre
Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät der
Universität Passau
94030 Passau
Telefon: 0851/509 2413
Telefax: 0851/509 372401
E-Mail: oliver.farhauer@uni-passau.de

Für den Inhalt der Passauer Diskussionspapiere ist der jeweilige Autor verantwortlich.
Es wird gebeten, sich mit Anregungen und Kritik direkt an den Autor zu wenden.

Verfahren zur Messung räumlicher Konzentration und regionaler Spezialisierung in der Regionalökonomik*

Oliver Farhauer
Alexandra Kröll

Abstract:

Gegenstand zahlreicher regionalökonomischer Untersuchungen ist die Spezialisierung von Regionen auf eine oder wenige Branchen und die gemeinsame Standortwahl von Unternehmen, also regionale Konzentration. Bevor jedoch die Gründe für die Verteilung ökonomischer Aktivität im Raum erforscht werden können, muss festgestellt werden, ob vor Ort eine Konzentration/Spezialisierung vorliegt. Ziel dieses Aufsatzes ist, ausgewählte regionalökonomische Kennziffern zur Berechnung von Konzentration/Spezialisierung leicht nachvollziehbar anhand von Beispielen darzustellen.

1.	Einleitung	3
2.	Maße der räumlichen Konzentration und regionalen Spezialisierung	4
2.1	Lokalisationsquotient / Hoover-Balassa-Index	5
2.2	Gini-Index und Lorenzkurve	6
2.2.1	Gini-Index für geographische/räumliche Konzentration einer Branche	6
2.2.2	Gini-Index für regionale Spezialisierung	8
2.2.3	Interpretation des Gini-Index mithilfe der Lorenzkurve	9
2.3	Krugman-Index.....	12
2.3.1	Krugman-Spezialisierungsindex	13
2.3.2	Krugman-Konzentrationsindex	14
2.4	Hirschman-Herfindahl-Index.....	15
2.5	Ellison-Glaeser-Index	17
2.5.1	Ellison-Glaeser-Agglomerationsindex	19
2.5.2	Ellison-Glaeser-Koagglomerationsindex	25
2.5.3	Vor- und Nachteile des Ellison-Glaeser-Index	31
3.	Fazit.....	32
	Literatur	34

JEL-Klassifikation: R11, R12, R58

* Für wertvolle Hinweise und Anmerkungen danken wir Martin Wrobel und Daniel Werner vom Regionalen Forschungsnetz des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) und Philipp Ehrl von der Universität Passau.

1. Einleitung

Die räumliche Ballung von wirtschaftlicher Aktivität wird in der Regionalökonomik häufig auf so genannte Agglomerationseffekte zurückgeführt. Diese ökonomischen Kräfte bewirken, dass es für Unternehmen von Vorteil ist, sich in der Nähe anderer Unternehmen und/oder Konsumenten anzusiedeln (vgl. u.a. O`Sullivan, 2009, S. 43 ff.; McCann, 2007, S. 55 ff.; Maier/Tödting, 2006, S. 101 ff.).¹

Die Darstellung dieser Ballungseffekte ist keineswegs neu, beschreibt doch schon Alfred Marshall 1890 mit seinem Konzept der „industrial districts“, dass die räumliche Ballung von Unternehmen Vorteile für alle Produzenten im Hinblick auf die gemeinsame Nutzung von Arbeitskräften, Infrastruktur, Dienstleistungen und Informationen mit sich bringt (vgl. Marshall, 1920). In der Regionalökonomik wird grundsätzlich zwischen Lokalisations- und Urbanisationseffekten unterschieden. Lokalisationseffekte sind Vorteile, die aus der räumlichen Ballung von Unternehmen gleicher oder artverwandter Branchen resultieren. Diese ökonomischen Effekte sind extern für die Unternehmen, aber intern für die Branche. Demnach ist eine gewisse lokale Monostruktur vorteilhaft, um Spezialisierungsvorteile in der Produktion zu erzielen, beispielsweise über den Zugriff auf einen branchenspezifischen Arbeitskräftepool. Weitere Lokalisationsvorteile können u.a. eine branchenspezifische Zulieferindustrie und Infrastruktureinrichtungen sein. Als Urbanisationskräfte werden Vorteile bezeichnet, die sich aus der Ballung von Unternehmen verschiedenster Branchen ergeben, wie z.B. Synergieeffekte bei der gemeinsamen Nutzung von Produzentendienstleistungen (Werbeagenturen, Betriebsberatern, Marktforschung etc.) und Infrastruktureinrichtungen. Häufig wird im Zusammenhang mit Urbanisationsvorteilen davon ausgegangen, dass gerade eine diversifizierte Branchenstruktur Vorteile für den Innovationserfolg von Unternehmen und damit auf das regionale Wachstum hat (vgl. Feldman/Audretsch, 1999; Quigley, 1998). Weiters nennt die Literatur auch die Größe des Absatzmarktes als Vorteil der Ballung. Diese positiven Agglomerationseffekte setzen zentripetale Kräfte frei, die zur Konzentration ökonomischer Aktivität führen.²

¹ Streng genommen resultieren Agglomerationseffekte aus einer Kombination von externen und internen Agglomerationseffekten. Interne ökonomische Vorteile resultieren überwiegend aus der Produktion großer Stückzahlen und externe Agglomerationseffekte sind Vorteile, die aus der Nähe zu anderen ökonomischen Akteuren entstehen. Vgl. ausführlicher z.B. Capello, 2007, S. 15 ff.

² Den Agglomerationsvorteilen stehen wiederum Agglomerationsnachteile, also Deglomerationseffekte, gegenüber. Die (zu große) Ballung von wirtschaftlicher Aktivität und Bevölkerung geht üblicherweise mit Luftverschmutzung, Verkehrsstaus, höheren Bodenpreisen und höheren Faktorkosten einher. Diese Effekte lösen zentrifugale Kräfte aus, welche die Aktivität in periphere Räume streut. Vgl. z.B. Evers, 1957 und Krugman, 1998.

Mittlerweile existiert eine große Anzahl an empirischen Untersuchungen, welche die Bedeutung von Lokalisations- und Urbanisationskräften analysieren. Das Studium der Literatur zeigt, dass sowohl Arbeiten, welche die Bedeutung der Lokalisationseffekte betonen, als auch Studien, wonach Urbanisationskräfte von größerer Bedeutung sind, existieren. So kommen beispielsweise Henderson, Kuncoro und Turner (1995) zu dem Ergebnis, dass das branchenspezifische Beschäftigungswachstum in Regionen höher ist, in denen bereits eine starke Konzentration der Branche vorliegt. Auch Rosenthal und Strange (2004) finden einen Lokalisationseffekt für einige Branchen. Andere Studien zeigen, dass eine eher diversifizierte Branchenstruktur das Beschäftigungswachstum fördert. So stellen beispielsweise Glaeser et al. (1992) fest, dass insbesondere innovative Branchen von Urbanisationseffekten profitieren. Hanson (2001) stellt fest, dass das langfristige Wachstum einer Branche in Städten mit Branchenvielfalt größer ist. Dies lässt darauf schließen, dass Branchenvielfalt wirtschaftliches Wachstum fördert.

Ziel dieses Aufsatzes ist es, das Fundament für derartige empirische Untersuchungen zu schaffen. Bevor in den meisten Studien die Effekte einer Branchenkonzentration auf die Produktivität der Arbeitskräfte, die Anzahl der Betriebsgründungen bzw. das Beschäftigungswachstum einer Branche in einer Region ökonometrisch geschätzt werden, muss zunächst festgestellt werden, ob eine Region auf eine Branche spezialisiert ist, bzw. ob eine Branche in einer Region konzentriert ist. Aus diesem Grund werden hier verschiedene in der empirischen Forschung verwendete Maßzahlen räumlicher Konzentration und regionaler Spezialisierung anhand von einfachen Beispielen vorgestellt und deren Ergebnisse interpretiert, was man in vielen Lehrbüchern vergeblich sucht.

2. Maße der räumlichen Konzentration und regionalen Spezialisierung

Die räumliche Struktur von wirtschaftlicher Aktivität kann mit Hilfe der deskriptiven Statistik dargestellt werden, indem man ihre Parameter räumlich definiert. Hier wird eine Auswahl von häufig verwendeten Konzentrationsmaßen vorgestellt. Diese Indizes geben an, ob und wie stark Merkmalswerte (z.B. Anzahl der Unternehmen, Beschäftigung in einer Branche) auf die Merkmalsträger (z.B. Landkreise und kreisfreie Städte, Regierungsbezirke, Bundesländer etc.) konzentriert sind. *Räumliche Konzentration* bezeichnet demzufolge die Ballung von Unternehmen oder Beschäftigten einer Branche in einer oder wenigen Regionen. Von *regionaler Spezialisierung* wird gesprochen, wenn sich eine Region auf eine oder wenige Branchen spezialisiert. Alle dargestellten Indizes haben gemeinsam, dass die Ursachen der räumlichen Konzentration bzw. Spezialisierung nicht identifiziert werden. Wie bereits oben erläutert, die-

nen sie vielmehr dazu, festzustellen, ob eine räumliche Konzentration oder Spezialisierung vorliegt oder nicht.

2.1 Lokalisationsquotient / Hoover-Balassa-Index

Der Lokalisationsquotient wird auch als Standortquotient bezeichnet. Er ist ein relatives Maß, das heißt, er misst die räumliche Konzentration einer Branche in einer Region relativ zu einer übergeordneten Raumeinheit.³ Der Anteil der Beschäftigung in Branche i in Region j an der Gesamtbeschäftigung in Branche i wird zum Anteil der Beschäftigung in Branche j an der Gesamtbeschäftigung ins Verhältnis gesetzt:

$$LQ_{ij} = \frac{E_{ij} / E_i}{E_j / E} \quad (1)$$

E ... Gesamtbeschäftigung (= Beschäftigung in allen Regionen in allen Branchen)

E_j ... Gesamtbeschäftigung in Region j

E_i ... Gesamtbeschäftigung in Branche i

E_{ij} ... Beschäftigung in Branche i in Region j

Ergibt sich für den Lokalisationsquotienten ein Wert < 1, so ist die untersuchte Branche in der betreffenden Region unterdurchschnittlich vertreten. Nimmt das Maß Werte > 1 an, ist die Branche in dieser Region überdurchschnittlich konzentriert. Bei einem Lokalisationsquotienten von 1 entspricht die Konzentration der Branche in der Region der durchschnittlichen Konzentration in der Gesamtheit aller Regionen.

Der Lokalisationsquotient stellt die Grundlage für komplexere Indizes der Regionalökonomik dar (z.B. Gini-Index für räumliche Konzentration und Theil-Dissimilaritäts-Index⁴). Durch Umformung des Lokalisationsquotienten ergibt sich der Hoover-Balassa-Index. Dieser ist z.B. Grundlage des Gini-Index für regionale Spezialisierung. Diese beiden Indizes entsprechen einander und unterscheiden sich lediglich in ihrer Formalisierung. In der Handelstheorie wird meist vom *Balassa-Index* gesprochen, während in Wirtschaftsgeographie und Regionalökonomik die Bezeichnung *Lokalisationsquotient* verwendet wird.

$$HB_{ij} = \frac{E_{ij} / E_j}{E_i / E} \quad (2)$$

³ Der Lokalisations-/ Standortquotient ist nicht mit dem Koeffizienten der Lokalisierung identisch. Eine Darstellung der Koeffizienten der Lokalisierung und Spezialisierung erfolgt in Schätzl (2000).

⁴ Auf den Theil Dissimilaritäts-Index wird in dieser Arbeit nicht näher eingegangen, für eine ausführliche Darstellung vgl. Cutrini 2006.

Im Folgenden wird der Lokalisationsquotient für die Beschäftigung in einer Branche X in Region A berechnet. Die Daten in der Tabelle geben die jeweilige Anzahl der Beschäftigten an.

Tabelle 1: Berechnungsbeispiel des Lokalisationsquotienten

Region A		übergeordnete Vergleichsregion	
E_{ij}	E_j	E_i	E
1.714	79.006	879.213	15.593.224

Quelle: eigene Berechnung.

Somit ergibt sich in diesem Beispiel der Wert 0,3848 für den Lokalisationsquotienten. Dieser Wert liegt deutlich unter 1. Daraus folgt, dass die Branche X in Region A im Vergleich zur übergeordneten Vergleichsregion unterdurchschnittlich vertreten ist. Diese Branche ist in Region A daher von geringer Bedeutung.

2.2 Gini-Index und Lorenzkurve

2.2.1 Gini-Index für geographische/räumliche Konzentration einer Branche

Um festzustellen, welche Industrien räumlich stark konzentriert sind, werden räumliche Gini-Koeffizienten verwendet. So wie beispielsweise Krugman (1991a, S. 55) den Gini-Koeffizienten verwendet, ist er ein Maß für die relative Konzentration.⁵ Dies bedeutet, er setzt die Verteilung der Aktivitäten einer Industrie in einzelnen Regionen zu der durchschnittlichen Verteilung der Aktivitäten dieser Industrie in der Gesamtheit der Regionen ins Verhältnis (Bsp.: Wie stark ist eine bestimmte Branche im Ruhrgebiet im Vergleich zu allen Regionen Deutschlands räumlich geballt?). Eine Branche ist dann räumlich konzentriert, wenn ein Großteil der Aktivität dieser Branche in einer oder wenigen Regionen stattfindet. Die Größe der Betriebe wird dabei nicht berücksichtigt.

$$G_i^c = \frac{2}{n^2 \bar{C}} \sum_{j=1}^n \lambda_j (C_j - \bar{C}) \quad (3)$$

n ... Anzahl der Regionen

i ... Branche

j ... Regionen (j = 1, 2, ..., n)

⁵ Es gibt allerdings auch Formen des Gini-Index, die Maße für die absolute Konzentration sind. Für eine Anwendung von Gini-Koeffizienten als Maß für absolute Konzentration siehe z.B. Aiginger/Rossi-Hansberg (2006).

$$C_j = \frac{s_{ij}^c}{s_j}$$

(Konzentration jeder Region j in der Branche i, entspricht dem Lokalisationsquotienten/ Hoover-Balassa-Index)

$$\bar{C} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n C_j$$

(Mittelwert aller C_j der Regionen)

λ_j ... gibt den Rang von Region j in aufsteigender Reihenfolge von C_j an

s ... Gewicht der Beschäftigung

$$s_{ij}^c = \frac{E_{ij}}{E_i} = \frac{E_{ij}}{\sum_j E_{ij}}$$

(gibt das Gewicht der Beschäftigung in der Branche i in Region j an der Gesamtbeschäftigung in der Branche i an)

$$s_j = \frac{E_j}{E} = \frac{\sum_i E_{ij}}{\sum_i \sum_j E_{ij}}$$

(gibt das Gewicht der Beschäftigung in Region j an der Gesamtbeschäftigung über alle Regionen hinweg an)

E ... Gesamtbeschäftigung (= Beschäftigung in allen Regionen in allen Branchen)

E_j ... Gesamtbeschäftigung in Region j

E_i ... Gesamtbeschäftigung in Branche i

E_{ij} ... Beschäftigung in Branche i in Region j

Berechnet wird die mit der aufsteigenden Rangreihenfolge der Konzentration der Regionen j gewichtete Summe der Differenzen zwischen der Konzentration in allen Regionen j und dem arithmetischen Mittel der Konzentration in den Regionen. Der Term vor dem Summenzeichen normiert den Gini-Koeffizienten auf Werte zwischen 0 und $(n-1)/n$. Bei einer großen Anzahl von Regionen n geht der Term $(n-1)/n$ gegen 1.

Ein Wert von 0 bedeutet, dass Regionen im Vergleich zum nationalen Durchschnitt nicht spezialisiert sind, sondern dass die untersuchte Branche in allen Regionen mit dem gleichen Beschäftigungsanteil vertreten ist. Ist dies der Fall, spricht man von *Gleichverteilung* bzw. einer *egalitären Verteilung* der Merkmalsbeträge auf die Merkmalsträger. Dies schließt aber nicht aus, dass möglicherweise das gesamte betrachtete Land auf eine Branche spezialisiert ist.

Geht der Index gegen 1, besteht eine maximale Spezialisierung der Regionen. Dies ist beispielsweise der Fall, wenn Kraftfahrzeuge in Deutschland *nur* in einem Kreis (z.B. Ingolstadt) hergestellt werden. Wenn der Gini-Koeffizient Werte zwischen den beiden Extrema annimmt, sollte er, wie weiter unten dargestellt, immer zusammen mit der Lorenzkurve interpretiert werden. Im nachstehenden Beispiel wird die fiktive Konzentration einer Branche in einem Land mit fünf Regionen berechnet.

Tabelle 2: Berechnungsbeispiel des Gini-Koeffizienten für räumliche Konzentration

Region j	E _j	E _{ij}	s _{ij} ^c	s _j	C _j	λ*(C _j -C _{quer})
1	20.000	500	0,05	0,2	0,25	-0,72
2	15.000	500	0,05	0,15	0,33	-1,27
3	20.000	1.000	0,1	0,2	0,50	-1,40
4	40.000	7.000	0,7	0,4	1,75	3,13
5	5.000	1.000	0,1	0,05	2,00	5,17
Summe	100.000	10.000	1	1	4,83	4,92

Quelle: eigene Berechnung.

$$E_i = 10.000 \quad E = 100.000$$

Die Regionen j müssen nach ihrer Konzentrationsrate C_j aufsteigend geordnet werden. Nach Einsetzen in Formel 3 ergibt sich für den Gini-Koeffizienten der Wert G_i^c = 0,4069, wonach in diesem Land eine mäßige Konzentration dieser Branche vorliegt.

2.2.2 Gini-Index für regionale Spezialisierung

Das von Krugman verwendete Gini-Konzentrationsmaß misst die geographische Konzentration einer Branche im Raum. Durch Substitution einiger Parameter kann jedoch ein Gini-Koeffizient für die regionale Spezialisierung einer Region errechnet werden (vgl. Ceapraz 2008).

Im Gegensatz zum Gini-Koeffizienten für räumliche Konzentration wird nun gefragt, wie stark eine Region spezialisiert bzw. diversifiziert ist (Bsp.: Ist das Ruhrgebiet stark auf bestimmte Branchen spezialisiert?). Der entscheidende Unterschied in der Vorgehensweise liegt darin, dass nicht, wie oben von einer bestimmten Branche, sondern von einer bestimmten Region ausgegangen wird. Von Spezialisierung wird gesprochen, wenn eine Region hauptsächlich Aktivität in einer oder wenigen Branchen aufweist.

$$G_j^s = \frac{2}{u^2 \bar{R}} \sum_{i=1}^u \lambda_i (R_i - \bar{R}) \quad (4)$$

u ... Anzahl der Branchen

i ... Branchen (i = 1, 2, ..., u)

j ... Region

$$R_i = \frac{s_{ij}^s}{s_i}$$

(Spezialisierung der Region j in jeder Branche i, entspricht dem Hoover-Balassa-Index/ Lokalisationsquotienten)

$$\bar{R} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n R_i$$

(durchschnittlicher Grad der Spezialisierung, Mittelwert aller R_i der Branchen)

λ_i ... gibt den Rang von Branche i in aufsteigender Reihenfolge von R_i an

s ... Gewicht der Beschäftigung

$$s_{ij}^s = \frac{E_{ij}}{E_j} = \frac{E_{ij}}{\sum_i E_{ij}}$$

(gibt das Gewicht der Beschäftigung in der Branche i in Region j an der Gesamtbeschäftigung in Region j an)

$$s_i = \frac{E_i}{E} = \frac{\sum_j E_{ij}}{\sum_i \sum_j E_{ij}}$$

(gibt das Gewicht der Beschäftigung in Branche i an der Gesamtbeschäftigung in allen Regionen an)

E ... Gesamtbeschäftigung (= Beschäftigung in allen Regionen in allen Branchen)

E_j ... Gesamtbeschäftigung in Region j

E_i ... Gesamtbeschäftigung in Branche i

E_{ij} ... Beschäftigung in Branche i in Region j

Berechnet wird die mit der aufsteigenden Rangreihenfolge der Spezialisierung der Region j in den Branchen i gewichtete Summe der Differenzen zwischen der Spezialisierung auf die einzelnen Branchen und der durchschnittlichen Spezialisierung. Die resultierenden Werte sind ebenso zu interpretieren, wie beim räumlichen Gini-Koeffizienten. Tabelle 3 zeigt ein Beispiel für die Spezialisierung einer Region, in der es fünf Branchen gibt:

Tabelle 3: Berechnungsbeispiel für den Gini-Koeffizienten der Spezialisierung einer Region

Branche i	E _i	E _{ij}	s _{ij} ^s	s _i	R _i	λ*(R _i -R _{quer})
1	30.000	700	0,013514	0,181818	0,07	-0,61
2	15.000	600	0,011583	0,090909	0,13	-1,12
3	10.000	500	0,009653	0,060606	0,16	-1,59
4	60.000	10.000	0,19305	0,363636	0,53	-0,63
5	50.000	40.000	0,772201	0,30303	2,55	9,30
Summe	165.000	51.800	1	1	3,44	5,35

Quelle: eigene Berechnung.

$$E_j = 51.800 \quad E = 165.000$$

Die Branchen i müssen nach ihrer Konzentrationsrate R_i aufsteigend geordnet werden. Es ergibt sich somit nach Einsetzen in Formel 4 ein Wert von G_j^s = 0,6222 für den Gini-Koeffizienten. Die Region ist mäßig bis stark auf eine Branche spezialisiert. Welche Branche dies ist, lässt sich nicht am Gini-Koeffizienten, sondern aus der Tabelle darüber an den Werten für R_i ablesen. In diesem Fall besteht eine Spezialisierung auf Branche 5, da diese eindeutig den höchsten Wert für R_i aufweist.

2.2.3 Interpretation des Gini-Index mithilfe der Lorenzkurve

Der Index ist leicht anwendbar und erfordert nur geringes Datenmaterial, denn für die Berechnung werden lediglich die Gesamtbeschäftigung und die Beschäftigung nach Branchen in den einzelnen Regionen benötigt. Allerdings kann der Gini-Koeffizient nicht differenzieren,

ob in einer Region wenige große Unternehmen oder viele kleine Unternehmen in einer Branche aktiv sind: In seine Berechnung geht die Anzahl der Betriebe nicht ein. Wenn in einem großen Betrieb 20 % der regionalen Arbeitskräfte arbeiten, können sich somit gleiche Werte für den Index ergeben, als wenn 20 % der Erwerbstätigen einer Region in zehn kleineren Betrieben beschäftigt sind. Der Grund dafür ist, dass in beiden Fällen der Anteil derjenigen, die in diesem Sektor beschäftigt sind, gleich groß ist. Aus diesem Grund sollte der Gini-Index in der Regel nur gemeinsam mit der Lorenzkurve interpretiert werden.

Die Lorenzkurve dient der grafischen Darstellung der räumlichen Konzentration/ Spezialisierung. Zur Konstruktion werden die kumulierten Werte von s_{ij}^c und s_j bzw. s_{ij}^s und s_i benötigt. Die Reihenfolge, die zur Berechnung der Gini-Koeffizienten erstellt wurde, bleibt erhalten. Das heißt, die beiden Werte werden zueinander ins Verhältnis gesetzt und diese Verhältnisse werden aufsteigend geordnet. Der erste Punkt der Kurve hat die Koordinaten (0;0) und der letzte die Koordinaten (1;1). Zusätzlich zur Lorenzkurve wird die so genannte *Gleichverteilungskurve* gezeichnet, welche die beiden Punkte (0;0) und (1;1) miteinander verbindet und so das Quadrat in zwei gleich große Dreiecke teilt. Ausgehend vom Beispiel zur geographischen Konzentration der Branche ergeben sich folgende Tabelle und Lorenzkurve:

Tabelle 4: Fortführung des Beispiels zur Konzentration einer Branche

Region	s_{ij}	s_j	C_j	s_{ij} kum.	s_j kum.
1	0,05	0,2	0,25	0,05	0,2
2	0,05	0,15	0,33	0,1	0,35
3	0,1	0,2	0,5	0,2	0,55
4	0,7	0,4	1,75	0,9	0,95
5	0,1	0,05	2	1	1

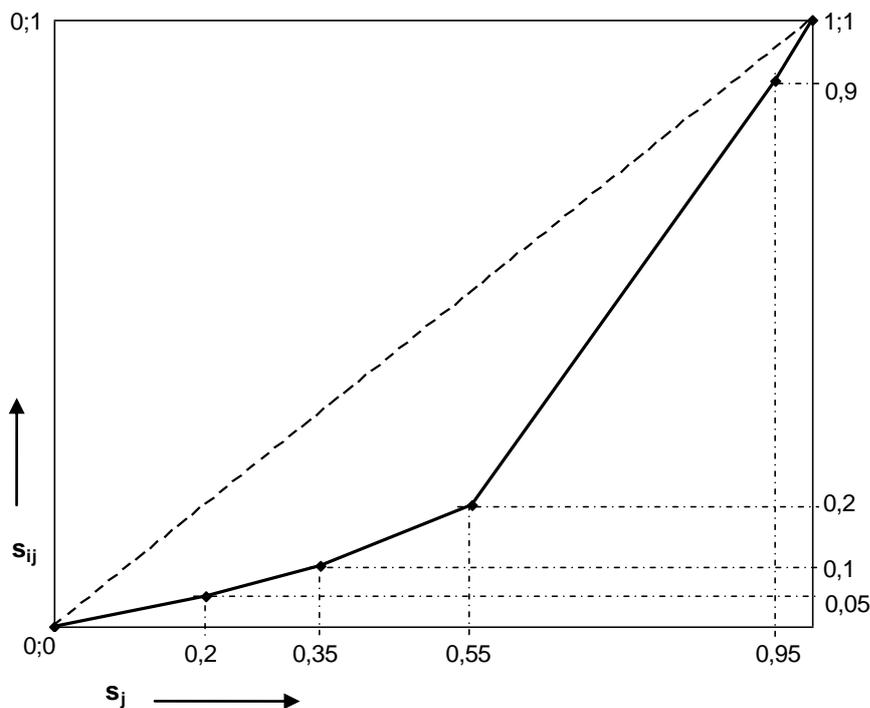
Quelle: eigene Berechnung.

Auf der Abszisse wird der kumulierte Anteil der Regionen j an der Gesamtbeschäftigung abgetragen (s_j), auf der Ordinate der kumulierte Anteil der Beschäftigung in der Branche (z.B. Chemie) in den Regionen j an der Gesamtbeschäftigung in der Branche (z.B. Chemiebranche) (s_{ij}). In Region 1 arbeiten 20 % aller Beschäftigten, aber nur 5 % aller in der Chemiebranche Beschäftigten. In den Regionen 1 und 2 zusammen arbeiten 35 % aller Beschäftigten und 10 % derjenigen, die in der Chemiebranche tätig sind, usw. Wäre die Aktivität der Chemiebranche gleichmäßig im Raum verteilt, müssten 35 % aller Beschäftigten in der Chemiebranche in den Regionen 1 und 2 arbeiten, da diese Regionen auch 35 % der Gesamtbeschäftigung ausmachen.

Die Lorenzkurve verbindet alle Punkte, die sich durch die Koordinaten von s_j und s_{ij} ergeben. Sie ist die durchgezogene Linie. Die gestrichelte Linie darüber stellt die Gleichverteilungs-

kurve dar. Wäre die wirtschaftliche Aktivität der Chemiebranche gleichmäßig auf alle Regionen verteilt, so würde die Lorenzkurve der Gleichverteilungskurve entsprechen und der Gini-Koeffizient würde den Wert 0 annehmen. Je größer die Fläche zwischen den beiden Kurven ist, umso höher ist die geographische Konzentration der Branche.

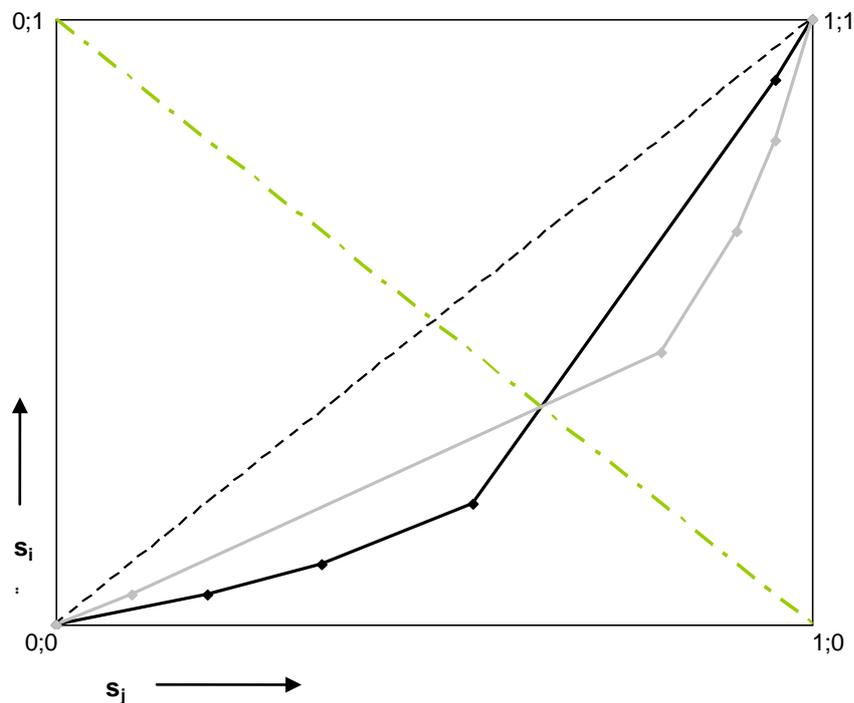
Abbildung 1: Lorenzkurve des Beispiels aus Tabelle 4



Quelle: eigene Darstellung.

Nach dieser Beschreibung der Konstruktion und Interpretation der Lorenzkurve wird nun dargestellt, warum es notwendig ist, Gini-Koeffizienten und zugehörige Lorenzkurven immer als Paar zu betrachten. Im Beispiel mit der geographischen Konzentration der Chemiebranche ergab sich ein Gini-Koeffizient von 0,4069. Für diesen Wert gibt es mehrere Lorenzkurven, von denen zwei hier dargestellt werden. Das Gini-Konzentrationsmaß misst die Fläche zwischen Lorenz- und Gleichverteilungskurve. Es existieren aber mehrere Lorenzkurven, die mit der Gleichverteilungskurve eine Fläche mit dem exakt gleichen Flächeninhalt einschließen. Anders gesagt, kann sich der gleiche Gini-Koeffizient für verschiedene Verteilungen wirtschaftlicher Aktivität im Raum ergeben. Genau deshalb ist es ratsam, Gini-Index und Lorenzkurve als Paar zu betrachten und zu interpretieren. Hier wurde zur ursprünglichen schwarzen Lorenzkurve durch Spiegelung an der gestrichelten Strecke von (0;1) bis (1;0) eine zweite Lorenzkurve, die mit der Gleichverteilungskurve ebenfalls eine Fläche mit dem Inhalt 0,4069 einschließt, konstruiert. Diese zweite Kurve ist hellgrau gefärbt.

Abbildung 2: Zweideutigkeit des Gini-Koeffizienten mithilfe der Lorenzkurve



Quelle: Eigene Darstellung.

Ausgehend von der schwarzen Lorenzkurve teilen die erste, zweite und dritte Region 55 % der Gesamtbeschäftigung unter sich auf, aber nur 20 % aller Beschäftigten in diesem Wirtschaftszweig arbeiten in einer dieser drei Regionen. Wird allerdings die hellgraue Lorenzkurve betrachtet, so teilen die gleichen drei Regionen 90 % der Gesamtbeschäftigung und 65 % der Beschäftigten in dieser Branche unter sich auf.

Trotz gleicher Größe der Konzentrationsflächen und Gini-Indizes ist die Aktivität der Branche sehr unterschiedlich verteilt. Aufgrund dessen sollten Gini-Koeffizienten immer in Zusammenhang mit der zugehörigen Lorenzkurve interpretiert werden.

2.3 Krugman-Index

Zwei weitere relative regionalökonomische Maße sind der Spezialisierungs- und Konzentrationsindex nach Krugman. Diese beiden Indizes sind Dissimilaritätsmaße, das heißt, sie betonen die Unterschiede zwischen zwei Untersuchungseinheiten.

Krugman verwendet nur den Spezialisierungsindex. Er schreibt, der Index sei ein grobes Maß, um regionale Unterschiede und Spezialisierung aufzuzeigen (vgl. Krugman, 1991a, S. 76). Dieser Index bietet jedoch den Vorteil, dass wenig Datenmaterial notwendig ist, er leicht berechnet werden kann und einen ersten Überblick über die Spezialisierung von Regionen oder die Konzentration von Branchen bietet.

Krugman (1991a) zieht den Spezialisierungsindex heran, um den Grad der Spezialisierung zweier Regionen j und l miteinander zu vergleichen.

$$K_{jl} = \sum_{i=1}^u |s_{ij}^s - s_{il}^s|$$

mit

$$s_{ij}^s = \frac{E_{ij}}{E_j} \quad \text{bzw.} \quad s_{il}^s = \frac{E_{il}}{E_l}$$

s ... Gewicht der Beschäftigung

E ... Gesamtbeschäftigung (= Beschäftigung in allen Regionen in allen Branchen)

E_j bzw. E_l ... Gesamtbeschäftigung in Region j bzw. l

E_i ... Gesamtbeschäftigung in Branche i

E_{ij} bzw. E_{il}... Beschäftigung in Branche i in Region j bzw. l

u ... Anzahl der Branchen

i ... Branchen (i = 1, 2, ..., u)

Die Werte für K liegen zwischen 0 und 2. Ist K null, so bedeutet das, die beiden Regionen j und l haben die gleiche Branchenstruktur. Analog zeigt der Wert 2 an, dass es keine Branche gibt, die in beiden Regionen vertreten ist. Der entsprechende Ergebnisraum und dieselbe Interpretation gelten auch für die nachfolgend behandelten Variationen des Krugman-Index.

2.3.1 Krugman-Spezialisierungsindex

Midelfart et al. (2004) ändern den Index leicht ab und verwenden statt Region l den Durchschnitt mehrerer Regionen. In ihrer Studie wählen Midelfart et al. (2004) als Region j ein europäisches Land und als Vergleichsregion den Durchschnitt aller übrigen Regionen Europas.⁶

Formal lässt sich der Index darstellen als:

$$K_j = \sum_{i=1}^u |s_{ij}^s - \bar{s}_{ij}^s| \tag{5}$$

mit

$$s_{ij}^s = \frac{E_{ij}}{E_j}$$

(Gewicht der Beschäftigung in Branche i in Region j an der Gesamtbeschäftigung in Region j)

$$\bar{s}_{ij}^s = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n s_{ij}^s$$

n ... Anzahl der übrigen Regionen

j ... Regionen (j = 1, 2, ..., n)

Angenommen, Region j ist Schweden und die Spezialisierung dieses Landes auf einige Branchen soll mit dem skandinavischen Durchschnitt der Spezialisierung verglichen werden.

⁶ Außerdem führen sie die Berechnungen nicht wie in Krugman (1991a) und in vorliegender Arbeit mit der Beschäftigung als Variable durch, sondern mit dem Output einer Branche.

Dementsprechend werden die absoluten Differenzen zwischen der Bedeutung der jeweiligen Branche in Schweden und im Rest Skandinaviens gebildet und über alle fünf Branchen aufsummiert.

Tabelle 5: Berechnungsbeispiel des Krugman-Spezialisierungsindex

Region	E _j	E _{ij}				
		Forstwirtschaft	Bergbau	Chemie	Glas-gewerbe	Fahrzeugbau
Norwegen	107.000	35.000	12.000	30.000	8.000	22.000
Dänemark	102.000	40.000	10.000	25.000	9.000	18.000
Finnland	75.000	30.000	11.000	18.000	3.000	13.000
Island	71.000	40.000	6.000	11.000	2.000	12.000
SUMME	355.000	145.000	39.000	84.000	22.000	65.000
Schweden	132.000	45.000	15.000	32.000	10.000	30.000

Hilfstabelle					
Region	s _{ij} ^s				
	Forstwirtschaft	Bergbau	Chemie	Glas-gewerbe	Fahrzeugbau
Norwegen	0,3271	0,1121	0,2804	0,0748	0,2056
Dänemark	0,3922	0,0980	0,2451	0,0882	0,1765
Finnland	0,4000	0,1467	0,2400	0,0400	0,1733
Island	0,5634	0,0845	0,1549	0,0282	0,1690
SUMME	1,6826	0,4414	0,9204	0,2312	0,7244
Schweden	0,3409	0,1136	0,2424	0,0758	0,2273
s _{ij} ^s quer	0,4207	0,1103	0,2301	0,0578	0,1811
Is _{ij} ^s - s _{ij} ^s querl	0,0798	0,0033	0,0123	0,0180	0,0462

Quelle: eigene Berechnung.

Der Krugman-Spezialisierungsindex ergibt sich durch Summation der letzten (grau gefärbten) Zeile der Hilfstabelle. Dabei nimmt K_j einen Wert von 0,1595 an, was bedeutet, dass die Spezialisierung Schwedens mit Blick auf die betrachteten Branchen sehr gering ist.

2.3.2 Krugman-Konzentrationsindex

Wird s_{ij}^s anstelle von s_{ij}^c verwendet, lässt sich der Krugman-Konzentrationsindex berechnen (vgl. Vogiatzoglou, 2006, S. 93). Im Gegensatz zum Krugman-Spezialisierungsindex stellt beim Konzentrationsindex nicht eine Region, sondern eine Branche den Ausgangspunkt dar. So kann untersucht werden, ob eine Branche in einer Region stärker bzw. schwächer als durchschnittlich konzentriert ist.

$$K_i = \sum_{j=1}^n |s_{ij}^c - \bar{s}_{ij}^c| \quad (6)$$

mit

$$s_{ij}^c = \frac{E_{ij}}{E_i} = \frac{E_{ij}}{\sum_j E_{ij}}$$

$$\bar{s}_{ij}^c = \frac{1}{u} \sum_{i=1}^u s_{ij}^c$$

Im Beispiel in Tabelle 6 wird analysiert, ob die Bergbaubranche stärker auf eine oder wenige Regionen konzentriert ist als der Durchschnitt der übrigen vier Branchen.

Tabelle 6: Berechnungsbeispiel des Krugman-Konzentrationsindex

Branche	E _i	E _{ij}				
		Region A	Region B	Region C	Region D	Region E
Chemie	90.000	20.000	11.000	31.000	8.000	20.000
Sozialwesen	100.000	40.000	10.000	25.000	9.000	16.000
Elektronik	62.000	10.000	11.000	14.000	14.000	13.000
Holz	63.000	7.000	7.500	11.000	1.500	36.000
SUMME	315.000	77.000	39.500	81.000	32.500	85.000
Bergbau	65.891	4.320	7.811	3.900	2.300	47.560
Hilftabelle						
Branche	s _{ij} ^c					
	Region A	Region B	Region C	Region D	Region E	
Chemie	0,2222	0,1222	0,3444	0,0889	0,2222	
Sozialwesen	0,4000	0,1000	0,2500	0,0900	0,1600	
Elektronik	0,1613	0,1774	0,2258	0,2258	0,2097	
Holz	0,1111	0,1190	0,1746	0,0238	0,5714	
SUMME	0,8946	0,5187	0,9949	0,4285	1,1633	
Bergbau	0,0656	0,1185	0,0592	0,0349	0,7218	
s _{ij} ^s quer	0,2237	0,1297	0,2487	0,1071	0,2908	
s _{ij} ^s - s _{ij} ^s quer	0,1581	0,0111	0,1895	0,0722	0,4310	

Quelle: eigene Berechnung.

Durch Aufsummieren der grau hinterlegten Zeile der Hilfstabelle ergibt sich der Krugman-Konzentrationsindex $K_i = 0,8619$. Dieser Wert lässt auf eine starke Konzentration der Bergbaubranche im Vergleich zu den anderen untersuchten Branchen schließen. Dies ist bereits aus den Daten in der Tabelle ersichtlich (beispielsweise bei Betrachtung der Zelle Bergbau-Region E in der Hilfstabelle – hier zeigt der hohe Wert für s_{ij}^c die Konzentration der Bergbaubranche in Region E an).

2.4 Hirschman-Herfindahl-Index

Beim Hirschman-Herfindahl-Index handelt es sich um ein absolutes Konzentrationsmaß. Relative Konzentrationsmaße messen die Verteilung der Merkmale auf die *Anteile* der Merkmalsträger. Im Gegensatz dazu messen absolute Konzentrationsmaße die Verteilung der Merkmale auf die *Anzahl* der Merkmalsträger. Existiert zum Beispiel ein Duopol und die beiden Anbieter produzieren jeweils die Hälfte der nachgefragten Menge, ist die relative Konzentration null. Es liegt aber eine sehr starke absolute Konzentration vor und absolute Konzentrationsmaße würden einen hohen Wert annehmen. Je größer die Anzahl der Merkmalsträ-

ger ist, umso größer ist auch der Unterschied zwischen den mit relativen und absoluten Konzentrationsmaßen gemessenen Konzentrationswerten (vgl. Zöfel, 2003, S.231).

Der Herfindahl-Index zielt auf die strukturelle Dimension der Konzentration einer Branche ab. Als absolutes Konzentrationsmaß ist er ein Indikator für die Wettbewerbsintensität zwischen Unternehmen. Er berechnet sich aus der Summe der quadrierten Anteile der Betriebe an der Produktion oder Beschäftigung in einer Branche in einer Region. Durch die Quadrierung wird großen Betrieben eine höhere Bedeutung zugeschrieben. Es können sowohl der Output⁷ als auch die Beschäftigung eines Betriebes verwendet werden; dies ist allein vom jeweiligen Untersuchungsgegenstand abhängig. Im Folgenden wird für die Berechnung des Herfindahl-Index die Beschäftigung herangezogen.

Anstatt die Verteilung der Beschäftigung auf die Betriebe, also die Betriebsgrößen, zu berechnen, können auch Herfindahl-Indizes für regionale Spezialisierung und räumliche Konzentration von Branchen berechnet werden (vgl. Ceapraz, 2008, S.18). Von diesen Ansätzen wird hier abstrahiert und es wird lediglich auf den Herfindahl-Index der Betriebsgrößen eingegangen.

$$H_i = \sum_{k=1}^m z_{ik}^2 \quad (7)$$

i ... Branche

k ... Betriebe

m ... Anzahl der Betriebe

z_{ik} ... Anteil von Betrieb k an der Gesamtbeschäftigung in Branche i

$$z_{ik} = \frac{E_{ik}}{E_i}$$

E_{ik} ... Beschäftigung in Betrieb k in Branche i

E_i ... Gesamtbeschäftigung in Branche i

Der Herfindahl-Index kann zwischen $1/n$ und 1 liegen, wobei die untere Grenze $1/n$ Gleichverteilung bedeutet und die obere Grenze 1 maximale Ungleichverteilung. Nach den US-Fusionsrichtlinien gilt ein Herfindahl-Index unter 0,1 als niedrig, zwischen 0,1 und 0,18 liegt eine mittlere Konzentration vor und ab einem Wert von 0,18 besteht eine starke Konzentration (vgl. Eckey/ Kosfeld/ Türck, 2005, S. 131). Je kleiner der Index, umso höher ist im Normalfall die Wettbewerbsintensität einer Branche und umso geringer ist die Marktmacht einzelner Betriebe. Bei der Interpretation ist zu berücksichtigen, dass der Wert des Herfindahl-

⁷

$$z_{ik} = \frac{q_{ik}}{Q_i}$$

mit: q_{ik} = Output von Betrieb k in Branche i und Q_i = gesamter Output von Branche i.

Index wesentlich von den Betrieben mit den größten Beschäftigungsanteilen beeinflusst wird. Angenommen in einem Bundesland gibt es zehn Betriebe, die in einem beliebigen Wirtschaftszweig tätig sind. Liegt eine Gleichverteilung der Beschäftigung auf die Betriebe vor, oder ist die Beschäftigung größtenteils auf einen oder mehrere Betriebe konzentriert? In Tabelle 7 wird die Berechnung des Hirschman-Herfindahl-Index dargestellt.

Tabelle 7: Berechnungsbeispiel des Hirschman-Herfindahl-Index

Betrieb k	1	2	3	4	5	6
E_{ik}	200	650	12.000	100	50	16.000
z_{ik}	0,003	0,00928571	0,17142857	0,00142857	0,00071429	0,22857143
z_{ik}^2	0,000009	8,6224E-05	0,02938776	2,0408E-06	5,102E-07	0,0522449
Betrieb k	7	8	9	10	Summe	
E_{ik}	13.000	1.500	1.500	25.000	70.000	E_i
z_{ik}	0,18571429	0,02142857	0,02142857	0,35714286	1	
z_{ik}^2	0,0344898	0,00045918	0,00045918	0,12755102	0,24468961	H

Quelle: Eigene Darstellung.

In diesem Fall gibt es 10 Betriebe, daher kann der Herfindahl-Index Werte zwischen $1/10$ und 1 annehmen. Es ergibt sich der Wert 0,2449. Das bedeutet, es liegt eine starke Konzentration der Beschäftigten in diesem Wirtschaftszweig auf einen oder wenige Betriebe vor. Im gewählten Beispiel ist aus der Datenlage ersichtlich, dass Betrieb 10 einen überproportional großen Anteil der Arbeitskräfte beschäftigt, während die Betriebe 1, 4 und 5 nur sehr wenige Beschäftigte haben. Somit liegt eine starke absolute Konzentration der Beschäftigung in diesem Wirtschaftszweig im betrachteten Bundesland vor, d.h. wenige Betriebe beschäftigen den Großteil der Arbeitskräfte des untersuchten Wirtschaftszweiges. Allerdings wird durch den Herfindahl-Index nicht deutlich, welche Rolle dieser Branche an der Gesamtbeschäftigung im Bundesland zukommt. Der Herfindahl-Index stellt einen wesentlichen Bestandteil des so genannten „Ellison-Glaeser-Index“ dar. Auf das vorangegangene Beispiel wird bei der Thematisierung des Ellison-Glaeser-Index nochmals zurückgegriffen.

2.5 Ellison-Glaeser-Index

Der von Glenn Ellison und Edward Glaeser (1997) entwickelte Index misst die geographische Konzentration einer Branche. Er enthält sowohl absolute (H) als auch relative (z.B. G) Elemente. Der Index berechnet die räumliche Konzentration der Beschäftigung in einer Branche im Vergleich zu einer theoretischen zufälligen Verteilung der Beschäftigung in dieser Branche.

Das Ergebnis der Standortentscheidungen aller Unternehmen einer Branche wird mit dieser theoretischen willkürlichen Verteilung von Betrieben und Beschäftigung, die auch als

dartboard approach bezeichnet wird, verglichen. Bildlich gesprochen werfen Unternehmer mit Pfeilen auf Dartscheiben. Dort, wo ein Pfeil auf der Scheibe auftrifft, siedelt sich der Betrieb an. In diesem Fall ist die Standortentscheidung in dem Sinne vollkommen willkürlich, als dass Agglomerationskräfte für die Standortentscheidung von Unternehmen keine Rolle spielen. Erzeugen hingegen Agglomerationskräfte einen Anreiz zur Ballung der ökonomischen Aktivität, so siedeln sich Betriebe in der Nähe anderer Unternehmen an. Diese Agglomerationseffekte spielen im Modell von Ellison und Glaeser eine zentrale Rolle und es wird die Situation, in der die Unternehmen willkürlich (*dartboard approach*) ihren Standort wählen, der Situation gegenübergestellt, in der Agglomerationskräfte einen wesentlichen Einfluss auf die Erklärung der Ballung wirtschaftlicher Aktivität haben. Demnach wird die Standortentscheidung von Unternehmen wesentlich auf zwei Agglomerationskräfte zurückgeführt. Einerseits werden aus statischer Sicht natürliche Standortvorteile berücksichtigt. Natürliche Standortvorteile sind Faktoren, die einen unmittelbaren Einfluss auf die Rentabilität des Unternehmens haben, so stellt z.B. ein Standort an einem Gewässer für eine Schiffswerft einen bedeutenden natürlichen Standortvorteil dar (vgl. Ellison/Glaeser, 1997, S. 891). Weiters berücksichtigen Ellison und Glaeser aus dynamischer Sicht lokale Spillover. Unter lokalen Spillover werden sowohl physische Spillover verstanden, wonach die Anwesenheit eines Betriebs beispielsweise die Transportkosten für ein zweites Unternehmen senkt (vgl. Krugman 1991b), als auch positive Wissensspillover zwischen Wirtschaftssubjekten, welche die Produktivität steigern (vgl. Glaeser et al., 1992). Durch Addition dieser beiden Effekte und Subtraktion ihres Produkts ergibt sich ein Maß für die Bedeutung von natürlichen Vorteilen und Spillover für eine Branche.

$$\gamma = \gamma^s + \gamma^{na} - \gamma^s * \gamma^{na}$$

mit $\gamma, \gamma^s, \gamma^{na} \in [0;1]$

Gamma (γ) gibt die Stärke von natürlichen Standortvorteilen und Spillover als Ursache für die gemeinsame Standortwahl von Betrieben einer Branche an. γ^s steht für die Stärke von Spillover als Ursache für die gemeinsame Standortwahl von Betrieben und γ^{na} für die Bedeutung von natürlichen Standortvorteilen für die Betriebe.

Gamma entspricht dem Wert des Ellison-Glaeser-Index und ist die interessierende Größe. Da weder die Stärke von Spillover als Ursache für die gemeinsame Standortwahl von Betrieben einer Branche noch die Bedeutung von natürlichen Standortvorteilen messbar sind, entwickelten Ellison und Glaeser einen Schätzer für Gamma. Mit Hilfe der Unternehmens-/ Beschäfti-

gungskonzentration soll die Bedeutung der Agglomerationskräfte im Sinne von Lokalisationsvorteilen annäherungsweise bestimmt werden.

Im Folgenden wird zwischen den Ellison-Glaeser-Indizes zur Messung von *Agglomeration* und *Koagglomeration* unterschieden. Der Index zur Messung von Agglomeration beschränkt sich auf die Konzentrationsmessung innerhalb einer Branche. Demnach gehen Ellison und Glaser davon aus, dass in diesem Fall Lokalisationseffekte dominieren, so dass für Betriebe einer Branche der Anreiz besteht, sich im Raum zu ballen. Der Koagglomerationsindex berücksichtigt hingegen auch Spillover zwischen Betrieben verschiedener Branchen und misst die branchenübergreifende Konzentration ökonomischer Aktivität, was letztlich den bereits oben angesprochenen Urbanisationskräften entspricht.

2.5.1 Ellison-Glaeser-Agglomerationsindex

Für die Berechnung des Agglomerationsindex wird von einer bestimmten Branche i ausgegangen. Ansatzpunkt der Überlegungen von Ellison und Glaeser ist G , das Rohmaß geographischer Konzentration einer Branche.

$$G = \sum_{j=1}^n (s_{ij}^c - s_j)^2$$

Der Erwartungswert für G , also $E(G)$, entspricht der erwarteten Stärke der Konzentration von Branche i . Treffen Unternehmen ihre Standortentscheidungen mittels des *dartboard approach*, ist $E(G)$, also die erwartete Konzentration, gleich null.

$$E(G) = \left(1 - \sum_{j=1}^n s_j^2\right) * [\gamma + (1 - \gamma) * H]$$

Die interessierende Größe ist also γ . Da komparative Vorteile und Spillover, wie oben dargestellt, nicht direkt gemessen und berechnet werden können, wird der Term für den Erwartungswert der räumlichen Konzentration nach γ umgeformt. So ergibt sich ein Schätzer für diese Größe, der Ellison-Glaeser-Index:

$$\gamma_i = \frac{G - \left(1 - \sum_{j=1}^n s_j^2\right) * H}{\left(1 - \sum_{j=1}^n s_j^2\right) * (1 - H)} = \frac{\sum_{j=1}^n (s_{ij}^c - s_j)^2 - \left(1 - \sum_{j=1}^n s_j^2\right) * \sum_{k=1}^m z_{ik}^2}{\left(1 - \sum_{j=1}^n s_j^2\right) * \left(1 - \sum_{k=1}^m z_{ik}^2\right)} \quad (8)$$

mit:

$$1 - \sum_{j=1}^n s_j^2$$

Maß für die ökonomische Aktivität aller Regionen (branchenunabhängig)

$$H = \sum_{k=1}^m z_{ik}^2$$

Herfindahl-Index der Branche i

j ... Region

n ... Anzahl der Regionen
 i ... Branche
 k ... Betrieb
 m ... Anzahl der Betriebe
 s ... Gewicht der Beschäftigung

$$s_{ij}^c = \frac{E_{ij}}{E_i}$$

(gibt das Gewicht der Beschäftigung in der Branche i in Region j an der Gesamtbeschäftigung in der Branche i an)

$$s_j = \frac{E_j}{E}$$

(gibt das Gewicht der Beschäftigung in Region j an der Gesamtbeschäftigung über alle Regionen hinweg an)

E ... Gesamtbeschäftigung (= Beschäftigung in allen Regionen in allen Branchen)

E_j ... Gesamtbeschäftigung in Region j

E_i ... Gesamtbeschäftigung in Branche i

E_{ij} ... Beschäftigung in Branche i in Region j

z ... gibt die Betriebsgröße an

$$z_{ik} = \frac{E_{ik}}{E_i}$$

z_{ik} ... Anteil von Betrieb k an der Gesamtbeschäftigung in Branche i

E_{ik} ... Beschäftigung in Betrieb k in Branche i

Im Zähler des Bruchs wird von G, dem Rohmaß geographischer Konzentration einer Branche, die Konzentration, die nach dem *dartboard approach* resultieren würde, subtrahiert. So ergibt sich die Differenz zwischen beobachteter und zufälliger Konzentration der ökonomischen Aktivität. Der Nenner des Bruchs repräsentiert die Konzentration der Produktion auf Regionen und Betriebe. Er korrigiert daher das Konzentrationsmaß um die Verteilung der Beschäftigung auf die Regionen und die Betriebe. So werden Vergleiche zwischen mit einem unterschiedlichen Grad an räumlicher Konzentration und ungleichen Betriebsgrößenstrukturen ermöglicht.

Nimmt der Ellison-Glaeser-Index den Wert null an, liegt eine geographische Konzentration in dem Maße vor, wie man sie erwartet, wenn alle Unternehmen die Standorte ihrer Betriebe mittels des *dartboard approach* auswählen. Der Zähler des Bruchs, also die Differenz zwischen tatsächlicher und zufälliger Verteilung der Beschäftigung, ist in diesem Fall null. Somit ist auch γ gleich null und die unternehmerische Standortwahl wird nicht von natürlichen Vorteilen und/oder Spillover beeinflusst. Nimmt γ Werte kleiner als null an, ist G ebenfalls kleiner als die willkürliche Verteilung und der Zähler bekommt ein negatives Vorzeichen. Folglich liegt eine geringere Konzentration vor als bei einer zufälligen Standortwahl der Unternehmen. Jeder Wert über null bedeutet, dass eine stärkere Konzentration vorliegt, als bei will-

kürlicher Verteilung zu erwarten wäre. Im Rahmen einer empirischen Studie sprechen Ellison und Glaeser bei einem γ unter 0,02 von einer sehr schwachen und bei Werten über 0,05 von einer sehr starken Konzentration (vgl. Ellison/ Glaeser, 1997, S. 902 ff).

Unabhängig davon, welchen Wert das Konzentrationsmaß γ annimmt, kann keine Aussage darüber getroffen werden, ob die Ballung der ökonomischen Aktivität einer Branche auf natürliche Standortvorteile oder positive Spillover zurückzuführen ist. Da sich γ aus einer Kombination von γ^s und γ^{na} ergibt (siehe oben), ist es möglich, dass ausschließlich positive Spillover oder ausschließlich natürliche Standortvorteile für die Konzentration verantwortlich sind. Wenn γ^{na} beispielsweise null ist, dann gilt $\gamma = \gamma^s$. In diesem Fall bestehen keine natürlichen Vorteile für Unternehmen, sondern ausschließlich positive Spillover, die die Standortwahl beeinflussen.

Von Interesse ist, ob bzw. auf welchem Niveau der ermittelte Wert für γ statistisch signifikant ist. Dazu berechnen Ellison und Glaeser die Varianz der beobachteten Konzentration G , standardisieren diese und erhalten somit das Signifikanzniveau. Zur Berechnung der Varianz wird unter der Nullhypothese, dass $\gamma^{na} = \gamma^s = 0$ gilt, folgende Formel ermittelt:

$$\text{var}(G) = 2 \left\{ H^2 \left[\sum_{j=1}^n s_j^2 - 2 \sum_{j=1}^n s_j^3 + \left(\sum_{j=1}^n s_j^2 \right)^2 \right] - \sum_{k=1}^m z_{ik}^4 \left[\sum_{j=1}^n s_j^2 - 4 \sum_{j=1}^n s_j^3 + 3 \left(\sum_{j=1}^n s_j^2 \right)^2 \right] \right\}$$

Im nächsten Schritt erfolgt die Standardisierung, um eine Normalverteilung zu erreichen. Die Prüfgröße z berechnet sich aus der Differenz zwischen beobachteter und erwarteter Konzentration der Beschäftigung, geteilt durch die Standardabweichung $SE(G)$, der beobachteten Konzentration:

$$z = \frac{G - \left(1 - \sum_{j=1}^n s_j^2 \right) * H}{SE(G)} \quad \text{mit } SE(G) = \sqrt{\text{var}(G)}$$

Für den für z resultierenden Wert muss aus einer Standardnormalverteilungstabelle der zugehörige Wert der Verteilungsfunktion abgelesen werden. Dieser Wert wird mit $\Phi(z)$ bezeichnet. Durch Berechnung von $1 - 2 * (1 - \Phi(z))$ ergibt sich die Signifikanz für γ (vgl. Mucchielli/ Puech, 2004, S.45 f).

Tabelle 8: Beispiel 1 des Agglomerationsindex nach Ellison/Glaeser

Region j	Betrieb k	E_{ik}	z_{ik}^2	E_j	E_{ij}	s_j	s_j^2	s_{ij}^c	$(s_{ij}^c - s_j)^2$
1				500.000	13.000	0,5	0,25	0,1857	0,0988
	1	200	0,000008						
	2	650	0,000086						
	3	12.000	0,029388						
	4	100	0,000002						
	5	50	0,000001						
2				400.000	32.000	0,4	0,16	0,4571	0,0033
	6	16.000	0,052245						
	7	13.000	0,034490						
	8	1.500	0,000459						
	9	1.500	0,000459						
3				100.000	25.000	0,1	0,01	0,3571	0,0661
	10	25.000	0,127551						
Summe		70.000	0,244689	1.000.000	70.000	1	0,42	1	0,1682
		E_i	H	E					G

Quelle: eigene Berechnung.

Durch Einsetzen der Werte aus der Tabelle in Formel 8 ergibt sich ein Wert von $\gamma = 0,0599$. Für die Berechnung der Varianz und Signifikanz werden folgende Werte benötigt, die aus der Tabelle abgelesen werden können:

$$H^2 = 0,2447^2 = 0,0599$$

$$\sum_{j=1}^n s_j^2 = 0,42$$

$$\sum_{j=1}^n s_j^3 = 0,5^3 + 0,4^3 + 0,1^3 = 0,19$$

$$\left(\sum_{j=1}^n s_j^2\right)^2 = 0,42^2 = 0,1764$$

$$\sum_{k=1}^m z_{ik}^4 = \left(\frac{200}{70.000}\right)^4 + \left(\frac{650}{70.000}\right)^4 + \left(\frac{12.000}{70.000}\right)^4 + \dots + \left(\frac{25.000}{70.000}\right)^4 = 0,0211$$

$$\text{var}(G) = 2 \left\{ H^2 \left[\sum_{j=1}^n s_j^2 - 2 \sum_{j=1}^n s_j^3 + \left(\sum_{j=1}^n s_j^2 \right)^2 \right] - \sum_{k=1}^m z_{ik}^4 \left[\sum_{j=1}^n s_j^2 - 4 \sum_{j=1}^n s_j^3 + 3 \left(\sum_{j=1}^n s_j^2 \right)^2 \right] \right\}$$

$$\text{var}(G) = 2 \{ 0,0599 * [0,42 - 2 * 0,19 + 0,1764] - 0,0211 * [0,42 - 4 * 0,19 + 3 * 0,1764] \} = 0,0179$$

$$SE(G) = \sqrt{\text{var}(G)} = \sqrt{0,0179} = 0,134$$

$$z = \frac{G - \left(1 - \sum_{j=1}^n s_j^2\right) * H}{SE(G)}$$

$$z = \frac{0,1682 - (1 - 0,42) * 0,2447}{0,134} \approx 0,2$$

Laut der Standardnormalverteilungstabelle ist der zu $z = 0,2$ zugehörige Wert der Verteilungsfunktion $\Phi_z = 0,5793$. Das Signifikanzniveau ergibt sich durch Berechnung von $1 - 2 * (1 -$

$\Phi(z) = 1 - 2 \cdot (1 - 0,5793) = 0,1586$. Das heißt, es handelt sich zu 15,86 % um keine zufällige Konzentration im ermittelten Ausmaß. Bei diesem sehr einfachen Beispiel mit nur drei Regionen und zehn Betrieben einer Branche ergibt sich fast zwangsläufig ein hoher Wert für den Ellison-Glaeser-Index. Wie der Index reagiert und wie er zu interpretieren ist, wird deutlich, wenn man die Veränderungen im Beispiel 2 – siehe Tabelle 9 – im Vergleich zur Situation in Beispiel 1 – siehe Tabelle 8 – betrachtet. In Beispiel 2 wird wieder von lediglich drei Regionen und einer Branche ausgegangen, allerdings verteilt sich die Beschäftigung der Branche in $\text{Region}_{j=1}$ nun gleichmäßiger (mit geringeren Beschäftigungsanteilen) auf deutlich mehr Betriebe, so dass man in diesem Fall eher auf natürliche Standortvorteile und positive Spillover schließen kann. Während bei der vergleichsweise geringen Anzahl von Betrieben in Beispiel 1 noch eher von einer zufälligen Standortentscheidung der Unternehmen in $\text{Region}_{j=1}$ ausgegangen werden kann, ist die Wahrscheinlichkeit für eine derartige Zufälligkeit in Beispiel 2 wesentlich geringer. Es ist davon auszugehen, dass sich die Unternehmen aufgrund von natürlichen Vorteilen bzw. positiven Spillover in $\text{Region}_{j=1}$ angesiedelt haben. Die größere Anzahl von kleineren Betrieben in $\text{Region}_{j=1}$ deutet daraufhin, dass sich die Unternehmen in der Region angesiedelt haben, weil sie sich Vorteile durch die Niederlassung in einer Region, in der schon eine Konzentration von Unternehmen der Branche besteht, versprechen. Wenn Unternehmen hauptsächlich von internen Skalenerträgen, also Skalenerträgen innerhalb des eigenen Betriebs, profitieren, gibt es weniger und dafür größere Betriebe. Dominieren hingegen in einer Branche externe Skalenerträge, die nicht durch die Größe des eigenen Betriebs, sondern durch die Größe der Branche in der Region entstehen, existieren mehrere und kleinere Betriebe. Da es sich um eine Konzentration von Unternehmen *einer* Branche handelt, wird dabei von der Bedeutung von Lokalisationsvorteilen in dieser Branche gesprochen. Dies findet Ausdruck in dem wesentlich höheren Wert des Ellison-Glaeser-Index in Höhe von 0,0912, bei dem es sich mit einer 28,12 %igen Sicherheit um keine zufällige Ballung der Branche handelt.

Tabelle 9: Beispiel 2 des Agglomerationsindex nach Ellison/Glaeser

Region j	Betrieb k	E_{ik}	z_{ik}^2	E_j	E_{ij}	s_j	s_j^2	s_{ij}^c	$(s_{ij}^c - s_j)^2$
1				500.000	13.000	0,5	0,25	0,1857	0,0988
	1	1.300	0,000345						
	2	1.300	0,000345						
	3	1.300	0,000345						
	4	1.300	0,000345						
	5	1.300	0,000345						
	6	1.300	0,000345						
	7	1.300	0,000345						
	8	1.300	0,000345						
	9	1.300	0,000345						
	10	1.300	0,000345						
2				400.000	32.000	0,4	0,16	0,4571	0,0033
	11	16.000	0,052245						
	12	13.000	0,034490						
	13	1.500	0,000459						
	14	1.500	0,000459						
3				100.000	25.000	0,1	0,01	0,3571	0,0661
	15	25.000	0,127551						
Summe		70.000	0,218653	1.000.000	70.000	1	0,42	1	0,1682
		E_i	H	E					G

Quelle: eigene Berechnung.

$$\gamma = 0,0912$$

$$\text{var}(G) = 0,0131$$

$$\text{SE}(G) = 0,1142$$

$$z = 0,36$$

$$\Phi(z) = 0,6406$$

Signifikanz: 28,12 %

Schließlich stellt man beim Vergleich des zweiten Beispiels mit dem dritten fest, dass der Ellison-Glaeser-Index bei einer weiteren Variation wieder in die erwartete Richtung reagiert. Verdoppelt man in Region 1 und 2 die Anzahl der Betriebe bei Beibehaltung der Gesamtbeschäftigung, steigt der Wert des Ellison-Glaeser-Index abermals an. Die Interpretation erfolgt wieder über die Anzahl der Akteure in einer Branche und in der jeweiligen Region. Je mehr Akteure einer Branche in der Region agieren, desto unwahrscheinlicher ist eine zufällige Ballung vor Ort nach dem *dartboard approach*. Der Ellison-Glaeser-Index nimmt in diesem Beispiel den extrem hohen Wert von 0,1587 an, womit beim Signifikanzniveau nahezu 76,2 % nicht davon ausgegangen werden kann, dass dies eine zufällige Ballung ist. Im Gegenteil haben die Betriebe den Standort gewählt, da er entweder einen natürlichen Vorteil inne hat bzw. die Ballung von Unternehmen derselben Branche einen Vorteil für den Betrieb darstellt, womit Lokalisationskräfte beschrieben werden.

Tabelle 10: Beispiel 3 des Agglomerationsindex nach Ellison/Glaeser

Region j	Betrieb k	E_{ik}	z_{ik}^2	E_j	E_{ij}	s_j	s_j^2	s_{ij}^c	$(s_{ij}^c - s_j)^2$
1				500.000	13.000	0,5	0,25	0,1857	0,0988
	1	650	0,000086						
		2	650	0,000086					
		3	650	0,000086					
		4	650	0,000086					
		5	650	0,000086					
		6	650	0,000086					
		7	650	0,000086					
		8	650	0,000086					
		9	650	0,000086					
		10	650	0,000086					
		11	650	0,000086					
		12	650	0,000086					
		13	650	0,000086					
		14	650	0,000086					
		15	650	0,000086					
		16	650	0,000086					
		17	650	0,000086					
		18	650	0,000086					
		19	650	0,000086					
	20	650	0,000086						
2				400.000	32.000	0,4	0,16	0,4571	0,0033
		21	3.500	0,002500					
		22	3.500	0,002500					
		23	4.000	0,003265					
		24	5.000	0,005102					
		25	3.500	0,002500					
		26	3.500	0,002500					
		27	4.000	0,003265					
	28	5.000	0,005102						
3				100.000	25.000	0,1	0,01	0,3571	0,0661
		29	25.000	0,127551					
Summe		70.000	0,156010	1.000.000	70.000	1	0,42	1	0,1682
		E_i	H	E					G

Quelle: eigene Darstellung.

$$\gamma = 0,1587$$

$$\text{var}(G) = 0,0043$$

$$\text{SE}(G) = 0,0659$$

$$z = 1,18$$

$$\Phi(z) = 0,881$$

$$\text{Signifikanz} = 76,2 \%$$

2.5.2 Ellison-Glaeser-Koagglomerationsindex

„[W]e find evidence suggesting that spillover benefits are restricted neither to the county level nor to the most narrowly defined industries. Industries also appear to coagglomerate both with important upstream suppliers and with important downstream customers.“ (Ellison/Glaeser, 1997, S. 892)

Bis jetzt wurde nur eine Branche betrachtet und Spillover wurden als Lokalisationskräfte bezeichnet, weshalb sie auf Betriebe ein und derselben Branche beschränkt waren. Tatsächlich existieren bei gleicher Standortwahl aber auch branchenübergreifende externe Effekte in Form physischer Externalitäten (z.B. gemeinsame Nutzung von Infrastruktureinrichtungen, großer Arbeitskräftepool, großer Absatzmarkt etc.) und branchenübergreifende Wissensspillover (z.B. Prozessinnovationen im Bereich der Verwaltung oder des Managements, die auch von anderen Branchen genutzt werden, oder branchenübergreifende technologische Neuerungen). Zusätzlich kann davon ausgegangen werden, dass natürliche Standortvorteile, wie z.B. eine günstige geographische Lage des Standorts, anziehend auf *mehrere* Branchen wirken. Diese interindustriellen Urbanisationseffekte werden in dem von Ellison und Glaeser entwickelten Koagglomerationsindex γ^c berücksichtigt; dabei ist γ^c das Maß für die branchenübergreifende Konzentration von Betrieben in der betrachteten Region. Ausgangspunkt für die Berechnung des Koagglomerationsindex ist ebenfalls das Konzentrationsmaß G , allerdings werden hierbei alle untersuchten Branchen in die Berechnung einbezogen. Beim Koagglomerationsindex ist G das Rohmaß geographischer Konzentration der untersuchten Branchen ($i = 1, \dots, I$).

$$G = \sum_{j=1}^n (x_j - s_j)^2$$

mit

$$x_j = \sum_{i=1}^I \frac{E_{ij}}{E_i}$$

x_j gibt den Anteil der Beschäftigung in den untersuchten I Branchen (insgesamt gibt es u Branchen, aber es wird nur die Koagglomeration von I Branchen untersucht, es gilt: $I \leq u$) von Region j an der Gesamtbeschäftigung in diesen u Branchen an.⁸ Der Erwartungswert für die Konzentration, also für G , berechnet sich wie folgt:

$$E(G) = \left(1 - \sum_{j=1}^n s_j\right) \left[H + \gamma_0 \left(1 - \sum_{i=1}^u s_i^2\right) + \sum_{i=1}^u \gamma_i s_i^2 (1 - H) \right]$$

Dabei ist H der Herfindahl-Index der aggregierten I untersuchten Branchen. Ebenso wie beim Agglomerationsindex nach Ellison und Glaeser ist $E(G)$ null, wenn Unternehmen ihre Standortentscheidungen in Abwesenheit von natürlichen Vorteilen und Spillover treffen und die Standortwahl dem „dartboard approach“ folgt.

⁸ Wird E_{ij}/E über die u untersuchten Branchen summiert, ergibt sich E_j/E , was laut obiger Definition s_j entspricht. Hier ist jedoch zu beachten, dass dieses s_j lediglich die untersuchten Branchen berücksichtigt und nicht, wie das ursprüngliche s_j alle Branchen mit einbezieht. Wird x_j in die Formel für G eingesetzt, ergibt sich in der Klammer nur in Ausnahmefällen der Wert null.

γ_i gibt die Konzentration von Betrieben der Branche i (aufgrund von natürlichen Vorteilen und Spillover) an, was Ellison und Glaeser mithilfe des oben angeführten Agglomerationsindex messen und auf Lokalisationseffekte zurückführen. γ_0 gibt die Tendenz zur Ansiedlung von Betrieben einer Branche in der Nähe von Betrieben einer anderen Branche an, was Ellison und Glaeser als Koagglomeration bezeichnen und mit Urbanisationskräften begründen. Die interessierende Größe ist in diesem Fall γ_0 , da die Koagglomeration von Betrieben verschiedener Branchen untersucht wird. Ellison und Glaeser entwickeln einen Schätzer für γ_0 , der mit γ^c notiert wird:

$$\gamma^c = \frac{\left[G / \left(1 - \sum_{j=1}^n s_j^2 \right) \right] - H - \sum_{i=1}^u \gamma_i s_i^2 (1 - H_i)}{1 - \sum_{i=1}^u s_i^2} \quad (9)$$

γ_i ist ein Schätzer für die Konzentration von Betrieben innerhalb einer Branche, d.h. der Agglomerationsindex für Betriebe *einer* Branche.

s ... Gewicht der Beschäftigung

$$s_{ij}^c = \frac{E_{ij}}{E_i}$$

(gibt das Gewicht der Beschäftigung in der Branche i in Region j an der Gesamtbeschäftigung in der Branche i an)

$$s_j = \frac{E_j}{E}$$

(gibt das Gewicht der Beschäftigung in Region j an der Gesamtbeschäftigung über alle Regionen hinweg an)

$$s_i = \frac{E_i}{E}$$

(gibt das Gewicht der Beschäftigung in Branche i an der Gesamtbeschäftigung in allen Regionen an)

E ... Gesamtbeschäftigung (= Beschäftigung in allen Regionen in allen Branchen)

E_j ... Gesamtbeschäftigung in Region j

E_i ... Gesamtbeschäftigung in Branche i

E_{ij} ... Beschäftigung in Branche i in Region j

$$H_i = \sum_{k=1}^m z_{ik}^2$$

H_i ... Herfindahl-Index der Betriebsgrößen in Branche i

z_{ik} ... Anteil von Betrieb k an der Gesamtbeschäftigung in Branche i

$$z_{ik} = \frac{E_{ik}}{E_i}$$

E_{ik} ... Beschäftigung in Betrieb k in Branche i

E_i ... Gesamtbeschäftigung in Branche i

$$H = \sum_{i=1}^u s_i^2 H_i$$

H ... Herfindahl-Index der Betriebsgrößen aller Betriebe aller untersuchten Branchen

Wenn $\gamma^c = 0$ gilt, kann davon ausgegangen werden, dass für die Standortwahl von Betrieben lediglich Lokalisationsvorteile und intraindustrielle Spillover entscheidend waren. Bei $\gamma^c = 0$ existieren demnach keine interindustriellen Spillover und keine gemeinsamen Vorteile.

Die Werte des Koagglomerationsindex sind analog zum Agglomerationsindex zu interpretieren. Um die Interpretation des Konzentrationsmaßes γ^c zu erleichtern, schlagen Ellison und Glaeser jedoch die Berechnung eines weiteren Index, λ , vor.

$$\lambda = \frac{\gamma^c}{\sum_{i=1}^I s_i \gamma_i}$$

Ist λ gleich null, liegen nur branchenspezifische natürliche Vorteile und intraindustrielle Spillover vor. Nimmt λ hingegen den Wert 1 an, so profitieren alle Betriebe in allen Branchen von den natürlichen Standortvorteilen und vorhandenen Spillover im gleichen Ausmaß. Werte zwischen 0 und 1 sind analog zu interpretieren. Zu beachten ist, dass λ sowohl negative Werte als auch Werte über 1 annehmen kann (siehe nachfolgendes Beispiel, in dem λ deutlich über 1 liegt). Ausgehend von vier Branchen in drei Regionen soll im unten stehenden Beispiel untersucht werden, inwiefern eine Koagglomeration der Branchen besteht.

Tabelle 11: Berechnungsbeispiel des Koagglomerationsindex nach Ellison-Glaeser

Region j	Betrieb k	E_{ik}	z_{ik}^2	E_j	E_{ij}	s_j	s_j^2	s_{ij}^c
Bekleidungsindustrie								
1	1	1 020	0.010404	360 000	8 575	0.6	0.36	0.8575
	2	1 250	0.015625					
	3	1 255	0.01575025					
	4	1 750	0.030625					
	5	1 720	0.029584					
	6	1 580	0.024964					
2	7	315	0.00099225	108 000	645	0.18	0.0324	0.0645
	8	330	0.001089					
3	9	210	0.000441	132 000	780	0.22	0.0484	0.078
	10	370	0.001369					
	11	200	0.0004					
Summe		10 000	0.1312435	600 000	10 000	1	0.4408	1
		E_i	H_i	E				
Textilindustrie								
1	1	1 320	0.017424	360 000	7 765	0.6	0.36	0.8139413
	2	1 250	0.015625					
	3	1 255	0.01575025					
	4	1 300	0.0169					
	5	1 320	0.017424					
	6	1 320	0.017424					
2	7	615	0.00378225	108 000	1 245	0.18	0.0324	0.1305031
	8	630	0.003969					
3	9	530	0.002809	132 000	530	0.22	0.0484	0.0555556
Summe		9 540	0.1111075	600 000	9 540	1	0.4408	1
		E_i	H_i	E				
Forstwirtschaft								
1	1	1 020	0.010404	360 000	6 425	0.6	0.36	0.5736607
	2	1 100	0.0121					
	3	1 055	0.01113025					
	4	1 100	0.0121					
	5	1 070	0.011449					
	6	1 080	0.011664					
2	7	1 015	0.01030225	108 000	4 295	0.18	0.0324	0.3834821
	8	1 150	0.013225					
	9	1 100	0.0121					
	10	1 030	0.010609					
3	11	210	0.000441	132 000	480	0.22	0.0484	0.0428571
	12	170	0.000289					
	13	100	0.0001					
Summe		11 200	0.1159135	600 000	11 200	1	0.4408	1
		E_i	H_i	E				
Textilfärberei								
1	1	1 020	0.010404	360 000	8 575	0.6	0.36	0.9093319
	2	1 250	0.015625					
	3	1 255	0.01575025					
	4	1 750	0.030625					
	5	1 720	0.029584					
	6	1 580	0.024964					
2	7	315	0.00099225	108 000	645	0.18	0.0324	0.0683987
	8	330	0.001089					
3	9	210	0.000441	132 000	210	0.22	0.0484	0.0222694
Summe		9 430	0.1294745	600 000	9 430	1	0.4408	1
		E_i	H_i	E				

Quelle: eigene Berechnung.

Zur Berechnung des Koagglomerationsindex werden noch weitere Variablen benötigt, die in folgender Tabelle berechnet und in Grau hervorgehoben werden. Für die Berechnung des Agglomerationsindex γ_i wird auf Unterkapitel 2.5.1 verwiesen.

Tabelle 12: Erweiterungsberechnung des Koagglomerationsindex nach Ellison-Glaeser

	s_i	s_i^2	H_i	Y_i	$s_i^2 * H_i$	$Y_i * s_i^2 * (1 - H_i)$	$s_i * Y_i$
Bekleidungsgewerbe	0,016667	0,000278	0,131244	0,054382	0,000036	0,000013	0,000906
Textilgewerbe	0,015900	0,000253	0,111108	0,026418	0,000028	0,000006	0,000420
Forstwirtschaft	0,018667	0,000348	0,115914	0,017516	0,000040	0,000005	0,000327
Textilfärberei	0,015717	0,000247	0,129475	0,153732	0,000032	0,000033	0,002416
SUMME	-	0,001126	-	-	0,000137	0,000058	0,004070
					H		

Quelle: eigene Berechnung.

Zusätzlich müssen G und die Summe der s_j^2 berechnet werden. Die Werte der jeweiligen Region für s_j^2 können aus einer der obigen Tabellen abgelesen werden.

$$\sum_{j=1}^n s_j^2 = 0,36 + 0,0324 + 0,0484 = 0,4408$$

Um G zu berechnen, wird auf die eben vorgestellte Formel zurückgegriffen:

$$G = \sum_{j=1}^n (x_j - s_j)^2$$

mit

$$x_j = \sum_{i=1}^l \frac{E_{ij}}{E_i}$$

Für Region 1 wird x_1 beispielsweise folgendermaßen ermittelt:

$$x_1 = \frac{8.575}{10.000} + \frac{7.765}{9.540} + \frac{6.425}{11.200} + \frac{8.575}{9.430} = 3,1544$$

Analog dazu ergibt sich für x_2 ein Wert von 0,6469 und für x_3 erhält man 0,1987. Der Anteil von Region 1 an der Gesamtbeschäftigung beträgt 360.000/600.000, also 0,6, der Anteil von Region 2 ist 0,18 und derjenige der dritten Region 0,22. Daraus folgt:

$$G = [(3,1544 - 0,6)^2 + (0,6469 - 0,18)^2 + (0,1987 - 0,22)^2] = 6,7434$$

Nun werden alle berechneten Variablen in Formel 6 für den Koagglomerationsindex eingesetzt:

$$\hat{\gamma}^c = \frac{[6,7434 / (1 - 0,4408)] - 0,000137 - 0,000058}{1 - 0,001126} = 12,07$$

Der für γ^c resultierende Wert ist extrem hoch. Es liegt daher eine sehr starke branchenübergreifende Ballung von Unternehmen in den betrachteten Regionen vor, was auf die Existenz von Urbanisationskräften schließen lässt. Im vorliegenden Beispiel ist der hohe Wert des

Koagglomerationsindex darauf zurückzuführen, dass die Berechnung lediglich mit drei Regionen durchgeführt wurde. Aufgrund dieser geringen Anzahl an Regionen sind die Werte für s_j sehr groß, was dazu führt, dass auch das Konzentrationsmaß G einen sehr hohen Wert annimmt (siehe Berechnung von G). Dies resultiert wiederum in einem hohen Wert für γ^c (siehe Formel 9 für γ^c).

Zur Erleichterung der Interpretation des Koagglomerationsindex berechnen Ellison und Glaeser die Größe λ . Aufgrund des eindeutigen Ergebnisses in diesem Beispiel könnte auf die Berechnung von λ verzichtet werden. Sie wird hier nur der Vollständigkeit halber dargestellt.

$$\lambda = \frac{12,07}{0,004070} = 2.965,6$$

Gewöhnlich liegen die Werte für λ zwischen 0 und 1, extrem hohe Werte stellen die Ausnahme dar. In ihrer empirischen Untersuchung der Koagglomeration von jeweils zwei Branchen in den Vereinigten Staaten von Amerika ergibt sich jedoch ein ebenfalls sehr hohes Lambda für die Koagglomeration der Branchen Malz und Malzgetränke (vgl. Ellison/Glaeser, 1997, S. 919). Der Wert von 2.965,6 liefert die gleiche Aussage, wie auch der Wert für γ^c : In den betrachteten Regionen liegt eine sehr starke Koagglomeration vor. Natürliche Standortvorteile und interindustrielle Wissensspillover führen dazu, dass sich Unternehmen verschiedenster Branchen an einem Ort konzentrieren.

2.5.3. Vor- und Nachteile des Ellison-Glaeser-Index

Die Verwendung des Konzentrationsmaßes nach Ellison und Glaeser bringt einige Vorteile mit sich. So lassen sich die Werte des Index zum Beispiel zwischen Branchen vergleichen, die unterschiedliche Betriebsgrößenstrukturen aufweisen, da der Herfindahl-Index diesen Fall berücksichtigt. Weiters ist es möglich, statistische Tests auf das Vorliegen geographischer Konzentration durchzuführen, denn γ hat unter der Nullhypothese der Abwesenheit von komparativen Vorteilen und Spillover einen Erwartungswert von null und die Varianz lässt sich berechnen. Es ist davon auszugehen, dass γ mit einer höheren regionalen Aggregationsebene ansteigt, da Spillover Regionsgrenzen überschreiten und somit auch Spillover zwischen Regionen berücksichtigt werden müssen. Bei Heranziehung kleinerer räumlicher Einheiten werden Spillover zwischen Betrieben, die an der Grenze zweier benachbarter Regionen liegen, ausgeblendet, was mit der Realität unvereinbar ist (vgl. Alecke/Untiedt, 2008). Wie die anderen hier behandelten regionalökonomischen Indizes kann auch der Ellison-Glaeser-Index nicht zwischen natürlichen Standortvorteilen und Spillover als Agglomerationsursachen unterscheiden.

Ein wesentlicher Unterschied zu anderen Konzentrationsmaßen, wie zum Beispiel dem Gini-Koeffizienten, ist, dass ein Wert des Ellison-Glaeser-Index von 0 *nicht* bedeutet, dass die Beschäftigung gleichmäßig auf alle Regionen verteilt ist. Stattdessen ist die Beschäftigung nur in einem Maße konzentriert, das zu erwarten wäre, wenn alle Betriebe einer Branche ihren Standort mittels des *dartboard approach* festlegten. Betriebe sind unterschiedlich groß und ihre Anzahl an Beschäftigten variiert. Würden sich in Region 1 ein großer Betrieb mit 100 Beschäftigten niederlassen und in Region 2 fünf kleinere Betriebe mit jeweils 20 Beschäftigten, so wäre die Gesamtbeschäftigung in dieser Branche in beiden Regionen gleich hoch. Der Gini-Index würde daher den Wert 0 annehmen. Dennoch besteht in Region 2 eine Konzentration von Betrieben. Der Ellison-Glaeser-Index, der den Anteil der Betriebe an der Gesamtbeschäftigung in Region j in Branche i berücksichtigt, würde folglich einen Wert größer 0 annehmen.

Maße räumlicher Konzentration vernachlässigen die Distanz zwischen den Raumeinheiten. Daher würde möglicherweise ein Cluster, das in zwei benachbarten Regionen liegt, von räumlichen Konzentrationsmaßen nicht erfasst, da diese Indizes nur die Konzentration in den einzelnen Regionen messen (vgl. Traistaru/Iara, 2002, S. 10). Eine ausführliche Darstellung des Maßes für räumliche Distanz findet sich in Midelfart et al. (2004).

3. Fazit

Wie bereits in der Einleitung angemerkt, bilden die hier vorgestellten, in der regionalökonomischen Forschung verwendeten Maßzahlen häufig das Fundament, um anschließend mithilfe der festgestellten räumlichen Spezialisierungs- und Konzentrationsmuster ökonometrisch weiterzuarbeiten. Diese fortgeführten Analysen haben meist das Ziel zu untersuchen, ob eher Lokalisations- oder Urbanisationskräfte zu einer Ballung von wirtschaftlichen Akteuren in einer Region führen, bzw. welche Art der Ballung für die wirtschaftliche Entwicklung der Region vorteilhafter ist. Die empirische Literatur dazu ist bestenfalls als uneinheitlich zu bezeichnen. Es lassen sich mindestens genauso viele Studien zitieren, die die Bedeutung von Lokalisationskräften betonen, wie Studien zu finden sind, die untermauern, dass Urbanisationseffekte die wahren Gründe der Ballung sind und für die Entwicklung der Region Vorteile aufweisen. Die neue empirische Literatur zu dieser Thematik geht mit den Ergebnissen weniger grundsätzlich in dem Sinne um, dass immer nur eine der beiden Kräfte vorteilhaft für Betriebe sein muss. So hängt die Vorteilhaftigkeit von inter- oder intrasektoralen Ballungseffekten vielmehr davon ab, um welche spezifische Branche es sich handelt bzw. in welcher Phase des Lebenszyklus sich diese Branche momentan befindet (vgl. Neffke et al., 2008). Häufig

kommen Untersuchungen dabei zu dem Ergebnis, dass für innovative junge Branchen Urbanisationskräfte vorteilhaft sind, da es sich hierbei häufig um Querschnittstechnologien und additive Produktinnovationen handelt, bei denen innovative Unternehmen verschiedener Branchen besser über Wissensspillover voneinander profitieren können. Nimmt im Laufe des Lebenszyklus jedoch die Bedeutung von Prozessinnovationen zu und stehen für die Unternehmen Kostenvorteile bei der Produktion im Mittelpunkt, scheinen Lokalisationskräfte von Vorteil zu sein. Dabei können Unternehmen derselben Branche mit ähnlichen Produktionsverfahren besser voneinander profitieren und intrasektorale Spillover sind von größerer Bedeutung.

Die hier vorgestellten Maßzahlen werden aber auch häufig herangezogen, um Agglomerations- bzw. Deagglomerationstendenzen, die teilweise Ergebnisse von theoretischen Modellen der Neuen Ökonomischen Geographie sind, zu belegen. Mittlerweile kann die Entwicklung von räumlichen Maßzahlen zur Messung räumlicher Konzentrations- und Spezialisierungsmuster auf eine längere Tradition zurückblicken. Die hier vorgestellten und häufig verwendeten Maße können deshalb nur eine Auswahl sein. So werden beispielsweise Verfahren des so genannten „spatial separation measure“ gar nicht berücksichtigt. Trotz der häufigen Verwendung dieser Maßzahlen in der empirischen, aber mittlerweile auch theoretischen Forschung findet man diese in Lehrbüchern selten anhand von einfachen Beispielen beschrieben, so dass das Nachvollziehen der Berechnungen dieser Maßzahlen mithilfe der Originärquellen häufig sehr aufwendig ist. Diesen Mangel zu beseitigen war das Ziel des vorliegenden Aufsatzes.

Literatur

- Aiginger, K., Rossi-Hansberg, E.*, Specialization and concentration: a note on theory and evidence, in: *Empirica*, Vol. 33 (2006), S. 255-266.
- Alecke, B., Untiedt, G.*, Die räumliche Konzentration von Industrie und Dienstleistungen in Deutschland. Neue empirische Evidenz mittels des Ellison-Glaeser-Index, in: *Jahrbuch für Regionalwissenschaft*, Vol. 28, S. 61-92.
- Capello, R.*, *Regional Economics*, Routledge, London 2007.
- Cutrini, E.* The Balassa Index meets the Dissimilarity Theil Index: A Decomposition Methodology for Location Studies, in: *Quaderni di ricerca*, Vol. 274 (2006).
- Ceapraz, I.L.*, The concepts of specialisation and spatial concentration and the process of economic integration: theoretical relevance and statistical measures. The case of Romania's regions, in: *Romanian Journal of Regional Science*, Vol. 2(1) (2008), S. 68-93.
- Eckey, H.-F., Kosfeld, R., Türck, M.*, *Deskriptive Statistik. Grundlagen - Methoden - Beispiele*. Gabler Verlag, Wiesbaden 2005.
- Ellison, G., Glaeser, E. L.*, Geographic Concentration in U.S. Manufacturing Industries: A Dartboard Approach, in: *Journal of Political Economy*, Vol. 105 (1997), S. 889-927.
- Evers, H.*, Ein Diskussionsbeitrag zur Frage der social costs, in: *Raumforschung und Raumordnung*, 15. Jg. (1957), S. 157-164.
- Feldman, M. P., Audretsch, D.B.*, Innovation in cities: Science-based diversity, specialization and localized competition, in: *European Economic Review*, Vol. 43(2) (1999), S. 409-429.
- Glaeser, E., Kallal, H. D., Scheinkman, J. A., Schleifer, A.*, Growth in Cities, in: *Journal of Political Economy*, Vol. 100 (1992), S. 1126-1152.
- Hanson, G.*, Scale Economies and the Geographic Concentration of Industry, in: *Journal of Economic Geography*, Vol 1 (2001), S. 255-276.
- Henderson, J.V., Kuncoro, A., Turner, M.*, Industrial Development and Cities, in: *Journal of Political Economy*, Vol. 103 (1995), S. 1067-1081.
- Krugman, P.*, *Geography and Trade*, MIT Press, Cambridge, Mass. (1991a).
- Krugman, P.*, Increasing Returns and Economic Geography, in: *Journal of Political Economy*, Vol. 99 (1991b), S. 483-499.
- Krugman, P.*, What's new about the New Economic Geography?, in: *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 14 (1998), S. 7-17.
- Maier, G., Tödting, F.*, *Regional- und Stadtökonomik, Band 1 Standorttheorie und Raumstruktur*, 3. Aufl., Wien, New York 2006.
- Marshall, A.*, *Principles of Economics: An Introductory Volume*, 8. Aufl., Macmillan and Co, London 1920.
- McCann, P.*, *Urban and Regional Economics*, Oxford Univ. Press, Oxford u.a. 2007.
- Midelfart, K.-H., Overman, H.G., Redding, S.J., Venables, A.J.*, The location of European industry, in: *European integration and the functioning of product markets*, Jg. 2004, S. 113-168.

- Mucchielli, J.-L., Puech, F.*, Location of multinational firms: an application of the Ellison and Glaeser index to French foreign direct investment in Europe, in: Economic integration and multinational investment behaviour, Jg. 2004, S. 41-51.
- Neffke F.M.H., Svensson Henning M., Boschma R.A., Lundquist K.-J., Olander L.-O.*, Who Needs Agglomeration? Varying Agglomeration Externalities and the Industry Life Cycle, mimeo, 2008.
- O'Sullivan, A.*, Urban Economics, 7. Aufl., McGraw-Hill, Boston u.a. 2009.
- Quigley, J.*, Urban Diversity and Economic Growth, in: Journal of Economic Perspectives, Vol. 12(2) (1998), S. 127-138.
- Rosenthal, S., Strange, W.*, Evidence on the Nature and Sources of Agglomeration Economies, in: Henderson, V., Thisse, J-F. (Hg.), Handbook of Regional Economics, Bd. 4 Cities and Geography, Amsterdam 2004.
- Schätzl, L.*, Wirtschaftsgeographie 2. Empirie. 3. Aufl., Verlag Ferdinand Schöningh, Paderborn 2000.
- Traistaru, I., Iara, A.*, European Integration, Regional Specialization and Location of Industrial Activity in Accession Countries: Data and Measurement, Zentrum für Europäische Integrationsforschung, Bonn 2002.
- Vogiatzoglou, K.*, Agglomeration or Dispersion? Industrial Specialization and Geographic Concentration in NAFTA, in: Journal of International Economic Studies, Vol. 20 (2006), S. 89-102.
- Zöfel, P.*, Statistik für Wirtschaftswissenschaftler im Klartext. Pearson Studium, München u.a. 2003.

Volkswirtschaftliche Reihe der Passauer Diskussionspapiere

Bisher sind erschienen:

- V-1-98 Gerhard Rübel, Can adjustments to working hours help reduce unemployment?
- V-2-98 Martin Werding, Pay-as-you-go Public Pension Schemes and Endogenous Fertility: The Reconstruction of Intergenerational Exchange
- V-3-98 Carsten Eckel, International Trade, Direct Investment, and the Skill Differential in General Equilibrium
- V-4-98 Reinar Lüdeke, Das Staatsbudget und intergenerationelle Umverteilung, Das Staatsvermögen als Instrument intergenerativer Verteilungspolitik und der "generational accounting"-Ansatz: Alter Wein in neuen (höherwertigen) Schläuchen?
- V-5-98 Anja Klüver und Gerhard Rübel, Räumliche Industriekonzentration und die komparativen Vorteile von Ländern - eine empirische Studie der Europäischen Union
- V-6-98 Klaus Beckmann und Elisabeth Lackner, Vom Leviathan und von optimalen Steuern
- V-7-98 Martin Werding, The Pay-as-you-go Mechanism as Human Capital Funding: The "Mackenroth hypothesis" Revisited
- V-8-98 Reinar Lüdeke und Klaus Beckmann, Social Costs of Higher Education: Production and Financing. The Case of Germany (1994)
- V-9-98 Gerhard Rübel, "Faire" Löhne und die Flexibilität von Arbeitsmärkten in einem Zwei-Sektoren-Modell
- V-10-98 Klaus Beckmann, Notizen zum Steueranteil von Rentenversicherungsbeiträgen im Umlageverfahren
- V-11-98 Christian Jasperneite und Hans Joachim Allinger, Trendwende am westdeutschen Arbeitsmarkt? - Eine ökonometrische Analyse
- V-12-98 Christian Jasperneite und Hans Joachim Allinger, Langfristige Perspektiven für den westdeutschen Arbeitsmarkt: Was sagen die Gesetze von Okun und Verdoorn?
- V-13-98 Hans Joachim Allinger und Christian Jasperneite, Saisonbereinigung von Arbeitsmarktdaten bei aktiver Arbeitsmarktpolitik
- V-14-99 Reinar Lüdeke und Klaus Beckmann, Hochschulbildung, Humankapital und Beruf: Auswertung einer Längsschnittbefragung Passauer Absolventen 1988 - 1998
- V-15-99 Gerhard Rübel, Volkseinkommenssteigerung durch ausgabenfinanzierte Steuer-senkung - Eine Umkehrung des Haavelmo-Theorems für offene Volkswirtschaften
- V-16-99 Silke Klüver, Konzentrationsursachen in der europäischen Versicherungsbranche - eine empirische Untersuchung

- V-17-99 Reinar Lüdeke, Familienlastenausgleich, Elternleistungsausgleich und die Neufundierung der umlagefinanzierten Altersversorgung
- V-18-99 Anja Klüver und Gerhard Rübél, Industrielle Konzentration als Kriterium für die Geeignetheit eines einheitlichen Währungsraums – Eine empirische Untersuchung der Europäischen Union von 1972 bis 1996
- V-19-00 Carsten, Eckel, Fragmentation, Efficiency-seeking FDI, and Employment
- V-20-00 Christian Jasperneite, Understanding Hysteresis in Unemployment: The German Case
- V-21-00 Jörg Althammer, Reforming Family Taxation
- V-22-00 Carsten Eckel, Labor Market Adjustments to Globalization: Unemployment versus Relative Wages
- V-23-00 Klaus Beckmann, Tax Competition through Tax Evasion
- V-24-01 Klaus Beckmann, Steuerhinterziehung, begrenzte Rationalität und Referenzabhängigkeit: Theorie und experimentelle Evidenz
- V-25-01 Klaus Beckmann, Solidarity, Democracy, and Tax Evasion: an Experimental Study
- V-26-04 Michael Fritsch, Udo Brixy und Oliver Falck, The Effect of Industry, Region and Time on New Business Survival - A Multi-Dimensional Analysis
- V-27-04 Gerhard D. Kleinhenz, Bevölkerung und Wachstum - Die Bevölkerungsentwicklung in Deutschland als Herausforderung für Wirtschafts- und Sozialpolitik
- V-28-04 Johann Graf Lambsdorff, The Puzzle with Increasing Money Demand – Evidence from a Cross-Section of Countries
- V-29-04 Frauke David, Oliver Falck, Stephan Hebllich und Christoph Kneiding, Generationengerechtigkeit und Unternehmen
- V-30-04 Roland Engels†, Zur mikroökonomischen Fundierung der Geldnachfrage in allgemeinen Gleichgewichtsmodellen
- V-31-05 Johann Graf Lambsdorff, Between Two Evils – Investors Prefer Grand Corruption!
- V-32-05 Oliver Falck, Das Scheitern junger Betriebe – Ein Überlebensdauermodell auf Basis des IAB-Betriebspanels
- V-33-05 Raphaela Seubert - On the Nature of the Corrupt Firm: Where to Situate Liability?
- V-34-05 Johann Graf Lambsdorff – Consequences and Causes of Corruption – What do We Know from a Cross-Section of Countries?
- V-35-05 Stephan Hebllich - Arbeitszeitflexibilisierung Revisited

- V-36-05 Oliver Falck und Stephan Heblich - Das Konzept der eigenverantwortlichen Generation zur Bewältigung des demographischen Wandels
- V-37-05 Florian Birkenfeld, Daniel Gastl, Stephan Heblich, Ferry Lienert, Mascha Maergoyz, Oksana Mont und Andrius Plepys - Product ban versus risk management by setting emission and technology requirements – the effect of different regulatory schemes taking the use of trichloroethylene in Sweden and Germany as an example
- V-38-05 Johann Graf Lambsdorff - Determining Trends for Perceived Levels of Corruption
- V-39-05 Oliver Falck - Mayflies and Long-Distance Runners: The Effects of New Business Formation on Industry Growth
- V-40-05 Johann Graf Lambsdorff und Christian Engelen - Hares and Stags in Argentinean Debt Restructuring
- V-41-05 Johann Graf Lambsdorff und Mathias Nell – Let Them Take Gifts, and Cheat Those Who Seek Influence
- V-42-06 Hans Joachim Allinger – Bürgerversicherung und Kopfpauschale haben vieles gemeinsam – Anmerkungen zur Diskussion einer Reform der gesetzlichen Krankenversicherung
- V-43-06 Michael Schinke und Johann Graf Lambsdorff - Insider Trading among Central Bankers – a Treatise on Temptation and Policy Choice
- V-44-06 Johann Graf Lambsdorff und Hady Fink - Combating Corruption in Colombia: Perceptions and Achievements
- V-45-06 Oliver Falck und Stephan Heblich - Corporate Social Responsibility: Einbettung des Unternehmens in das Wirtschaftssystem
- V-46-06 Johann Graf Lambsdorff und Luka Bajec - There Is No Bank Lending Channel!
- V-47-06 Christian Engelen und Johann Graf Lambsdorff - Das Keynesianische Konsensmodell
- V-48-07 Stephan Heblich - Eigenverantwortliche Individuen und Pro-Aktive Unternehmen
- V-49-07 Christian Engelen und Johann Graf Lambsdorff - Das Keynesianische Konsensmodell einer offenen Volkswirtschaft
- V-50-07 Christian Engelen und Johann Graf Lambsdorff - Fairness in Sovereign Debt Restructuring
- V-51-07 Johann Graf Lambsdorff und Björn Frank - Corrupt Reciprocity - an Experiment
- V-52-07 Mathias Nell - Strategic Aspects of Voluntary Disclosure Programs for Corruption Offences - Towards a Design of Good Practice -
- V-53-07 Mathias Nell - Contracts Induced by Means of Bribery - Should they be Void or Valid?

- V-54-08 Michael Pflüger – Die Neue Ökonomische Geographie: Ein Überblick
- V-55-08 Florian Birkenfeld und Shima’a Hanafy: Wie zentral sind die Abschlussprüfungen an deutschen Schulen wirklich?
- V-56-08 Florian Birkenfeld: Kleine Klassen und gute Luft - Warum sind die Grundschulen auf dem Land besser?
- V-57-08 Johann Graf Lambsdorff: The Organization of Anticorruption - Getting Incentives Right!