

Lokale Determinanten von Kriminalität und Mobilität von Kriminellen: Eine Empirische Studie unter Verwendung von Gemeindedaten*

Thiess Buettner[†] Hannes Spengler[‡]

September, 2001¹

Abstract:

Einfache Regressionen des Anteils von verschiedenen Arten von Kriminalität auf lokale Besonderheiten bestätigen einen positiven Zusammenhang mit dem erwarteten Zuwachs von Delikten und einen negativen Einfluß auf die Möglichkeiten, legal Einkommen zu erzielen, und zeigen sogar einen positiven Einfluß von lokaler Ungleichheit an. Aber neben der Korrelation zwischen den Residuen, zeigen räumliche Effekte auf die erklärenden Variablen, daß Standardregressionen, welche die räumliche Struktur vernachlässigen, unter Ungenauigkeit leiden. Weitere Einblicke in die Beschaffenheit von räumlichen Effekten ergeben sich aus einer getrennten Untersuchung der Mobilität von Kriminellen, die ihren Schwerpunkt auf gebietsfremde Straftäter legt. Die Ergebnisse entsprechen der Sichtweise, daß kriminelle “Spillovers” mit regionaler Ungleichheit und der Sortierung der Bevölkerung anwachsen.

Schlüsselworte: Kriminalität, Querschnitts-Studien, Räumliche-Ökonometrie, kriminelle “Spillovers”, Nachbarschaftseffekte, Ungleichheit

JEL-Classification: K42, R19, J61, J19

*Wir möchten uns bei Michael Blattner und Daniela Ludtke vom Landeskriminalamt Baden Württemberg für die Unterstützung bei der Beschaffung von Kriminalitätsdaten bedanken. Ebenso sind wir Horst Entorf, Francois Laisney und den Teilnehmern an einem ZEW-Seminar für ihre unterstützenden Kommentare sowie Kerstin Neumann für ihre Hilfe bei der Untersuchung zu Dank verpflichtet.

[†]Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung und Universität Mannheim

[‡]Technische Universität Darmstadt

¹e-mail: buettner@zew.de; spengler@vwl.tu-darmstadt.de entsprechende Address: L7,1; D-68161 Mannheim; Germany; phone: +49 621 1235-183; fax: +49 621 1235-223; <http://www.zew.de>.

1 Einleitung

In der empirischen Forschung über Kriminalität hat sich die Verwendung von räumlichen disaggregierten Daten als ziemlich erfolgreich herausgestellt, um die Determinanten und Gründe für Kriminalität nachzuweisen. Neuere Beispiele beinhalten Studien über Abschreckungseffekte, (z.B., Levitt, 1997), über Ungleichheit (z.B., Kelly, 2000) und die Konzentration von Kriminalität in Städten (z.B., Glaeser & Sacerdote, 1999). Offensichtlich helfen die großen Abweichungen von soziodemographischen Bedingungen der lokalen Beobachtungen, die Beziehung zwischen Kriminalität und ihren Determinanten aufzuspüren. Indem die regionale Detailliertheit der Analyse angehoben wird, ist es jedoch schwieriger, die einzelnen Gemeinden als voneinander unabhängig zu betrachten. Da mit kleinen geographischen Beobachtungseinheiten gearbeitet wird, wird die Trennung der Bevölkerung in Hinblick auf Wohlstand und anderer Merkmale wichtiger. Einwohner mit einer erfolgreichen wirtschaftlichen und sozialen "Performance" können sich in vorstädtische und vielleicht sogar abgesperrte Gemeinden absondern (vergleiche, Helsley & Strange, 1999), um so die höheren Kriminalitätsrisiken der Innenstadt zu meiden. Damit überlassen sie die innerstädtischen Bereiche den weniger erfolgreichen Einwohnern. Diese Tendenz von räumlicher Trennung steigert die Mobilität von Kriminellen innerhalb der Gemeinden, wenn es ein größeres Angebot an möglichen Tätern unter den Benachteiligten gibt und sie durch die in den Wohngebieten der Vermögenden erzielten Gewinne aus begangenen Straftaten angelockt werden (z. B., Katzman, 1981). Sortierung und räumliche Abgrenzung werden deshalb die empirische Beziehung zwischen Kriminalität und Merkmalen der Bevölkerung bei räumlich disaggregierten Daten beeinflussen. Eigentlich gleichen sich Angebot und Nachfrage auf dem Kriminalitätsmarkt innerhalb der lokalen Beobachtungen nicht aus. Wenn eine Sortierung und Abgrenzung innerhalb von Regionen wie z. B. großstädtische Bereiche erfolgt, kann man sich bei einer empirischen Untersuchung auf räumliche Techniken verlassen, die es erlauben, Bedingungen in angrenzenden oder benachbarten lokalen Gemeinden zu berücksichtigen.

In diesem Beitrag untersuchen wir das Vorhandensein einer systematischen räumlichen Wechselwirkung von Kriminalität, indem wir stark disaggregierte Daten verwenden. Wir haben für unsere empirische Untersuchung einen Datensatz verwendet, der unterschiedliche Arten von Kriminalität in mehr als 1000 benachbarten lokalen Gemeinden in einem Deutschen Bundesland enthält. Ähnlich wie bei einer früheren Studie von Fabrikant (1979) erlauben es die Daten, zwischen Delikten von Ortsansässigen und nicht Ortsansässigen zu unterscheiden. Die empirische Untersuchung erfolgt in drei Schritten. Zunächst wird eine Standardregression des Anteils von Diebstahl und Gewaltverbrechen auf lokale Merkmale durchgeführt. In einem zweiten Schritt berücksichtigen wir dann direkt räumliche Effekte und passen ein räumliches Modell den Daten an. Falls tatsächlich räumliche Effekte vorliegen sollten, untersuchen wir die Beschaffenheit von diesen Effekten genauer, indem wir uns mit Delikten von

Gebietsfremden befassen.

Wegen des hohen Grades der räumlichen Disaggregation und des bestimmten informativen Gehalts der Daten, fügen unsere Ergebnisse neue Belege für die Gründe von Kriminalität zu der bereits bestehenden empirischen Literatur hinzu. Es wird nachgewiesen, daß häusliche Verbrechen von nicht ortsansässigen Tätern eher systematisch als bei Gelegenheit begangen werden: Kriminelle “Spillovers” steigen nicht nur mit pendelnder, sondern auch mit räumlicher Ungleichheit bei den Vermögenswerten. Im Gegensatz zu Kelly (2000), der sich als erster auf die Konsequenzen, die Ungleichheit auf Kriminalität hat, konzentrierte, haben wir einen wesentlichen verbrechensverstärkenden Einfluß von Ungleichheit auf Diebstahl-, aber nicht so sehr auf Gewaltdelikte, herausgefunden. Außerdem zeigen wir, daß die Verbindung zwischen Ungleichheit und Diebstahl auf kriminelle Mobilität zurückzuführen ist. Wachsende Ungleichheit innerhalb einzelner Gemeinden führt dazu, daß die Anzahl von Delikten, die Gebietsfremde begangen haben, steigt. Neben diesen neuen Einblicken legen unsere Ergebnisse nahe, daß intakte Familienverhältnisse und ein höherer Bildungsgrad die Gefahr, daß straffälligen Taten begangen werden, wesentlich verringern können. Darüber hinaus bestätigen unsere Ergebnisse die grundlegenden Resultate der kriminometrischen Literatur, wonach legale Einkommensmöglichkeiten, der erwartete Gewinn aus einer Straftat, die ethnische Heterogenität sowie die Wahrscheinlichkeit für die Täter, entdeckt zu werden, wichtige Determinanten sind.

2 Einige theoretische Vorbemerkungen

In der empirischen Literatur über Kriminalität wird behauptet, daß es falsch wäre, sich auf eine einzige Theorie zu verlassen, um die Determinanten von kriminellen Handlungen zu erklären (vergleiche Entorf & Spengler, 2001, Kelly, 2000). Vielmehr wird nahegelegt, mehrere Theorien der Kriminalität zu verwenden, um die verschiedenen Gründe für Kriminalität herauszubekommen.

Ökonomische Theorien der Kriminalität (Becker, 1968, Ehrlich, 1973, 1996) verstehen illegale Aktivitäten als das Ergebnis des Vergleichs von Erlös und Kosten einer kriminellen Handlung. Der Erlös ist die erwartete Auszahlung (Beute). Die Kosten beinhalten direkte Kosten, die beim Erwerb der Beute auftreten (z. B. Ausgaben für Werkzeuge, Waffen etc.), den entgangenen Lohn aus legalen Tätigkeiten und die Nutzeneinbuße, die sich aus der erwarteten Strafe ergibt (die Wahrscheinlichkeit einer Bestrafung multipliziert mit der wahrscheinlichen Strafzahlung, falls es zu einer Verurteilung kommt). Dementsprechend sollte eine empirische Prognose von Kriminalitätsraten die Verurteilungs- und/oder Aufklärungsrate, ein Maß für die Härte der Bestrafung und passende Indikatoren von legalen und illegalen Verdienstmöglichkeiten beinhalten.

Welche Möglichkeiten sich ergeben, illegal Einkommen zu erzielen, hängt von der Anzahl und dem Wert von den Zielen ab, die für die Täter in Betracht kommen. Demnach sind Maße, die die Präsenz von zugänglichen Zielen (Kaufhäusern, Bars, Restaurants etc.) und Vermögenswerten (reale Immobilienpreise, Mieten etc.) darstellen, geeignete Proxy-Variablen für die nicht legalen Verdienstmöglichkeiten.

Es ist leicht nachzuvollziehen, daß legale Einkommensmöglichkeiten davon abhängig sind, was aus legalen Quellen erworben werden kann. Es ist jedoch nicht offensichtlich, ob Maße wie das mittlere Einkommen oder der Lohn in der Bevölkerung bessere Proxy-Variablen für die legalen als für die illegalen Einkommensmöglichkeiten darstellen. Auf der einen Seite bedeutet ein Anstieg des mittleren Einkommens oder des Lohns, daß sich legale Arbeit im Vergleich zu illegalen Aktivitäten mehr lohnt und es somit bessere legale Verdienstmöglichkeiten in der Gesellschaft gibt. Auf der anderen Seite können sich aber auch die illegalen Verdienstmöglichkeiten verbessert haben, da Personen mit einem höheren (legalen) Einkommen lohnendere Ziele für Diebstahl und Raub darstellen. Während ältere Interpretationen einen kriminalitätsreduzierenden Effekt der Einkommensvariable nahelegen, deuten spätere Argumente auf einen verstärkenden Effekt hin. Der Nettoeffekt ist also ungewiß. In einer empirischen Spezifikation, welche explizit Vermögensvariablen wie reale Immobilienpreise, Mieten etc. beinhaltet, scheint es jedoch vernünftig zu sein, die mittlere Einkommensvariable eher als eine Proxy-Variable für legale als für illegale Einkommensmöglichkeiten zu verwenden. Daraus ergibt sich, daß für die Einkommensvariable ein negatives Vorzeichen erwartet wird.¹ Ähnliche Überlegungen ergeben sich bei der Arbeitslosigkeit: Da eine Person, die unfreiwillig arbeitslos ist per Definition von der regulären Arbeit ausgeschlossen ist, kann Arbeitslosigkeit als ein inverses Maß für legale Verdienstmöglichkeiten angesehen werden, was eine positive Beziehung zwischen Arbeitslosigkeit und Kriminalität nahelegt. Aber solange Arbeitslosigkeit auch einen herabsenkenden Effekt auf illegale Einkommensmöglichkeiten haben kann, ist es wichtig, diesen zu über-

¹In seiner Untersuchung findet Ehrlich (1973) ein positives Vorzeichen für die verwendete Einkommensvariable (mittleres Familieneinkommen). Dies ergibt sich als Konsequenz aus dem Weglassen von Vermögensvariablen.

prüfen.

Es sind nicht nur die Indikatoren, die die Höhe des Einkommens messen, eng mit den Verdienstmöglichkeiten verbunden, sondern auch solche, die die Verteilung des Einkommens beschreiben. In Anbetracht der großen Ungleichheit können es Individuen, die im unteren Teil der Einkommensverteilung zu finden sind, attraktiv finden, Verbrechen zu begehen. Dies ist darauf zurückzuführen, daß solche Menschen gezwungen sind, schlecht bezahlte Tätigkeiten ausführen. Außerdem erscheint das Stehlen von den Wohlhabenderen wegen der großen Einkommensunterschiede als besonders einträglich. Es ist an dieser Stelle noch einmal darauf hinzuweisen, daß diese Interpretation mehrdeutig ist und vermuten läßt, daß Einkommensungleichheit eine Mischung aus legalen und illegalen Verdienstmöglichkeiten darstellt. Diese Mehrdeutigkeit führt jedoch nicht dazu, daß es mehrere Prognosen gibt, die die Beziehung zwischen Ungleichheit und Kriminalität betreffen. Sie ist in beiden Fällen positiv. Sofern der Forscher in der Lage ist, die Situation für den unteren Abschnitt der Einkommensverteilung zu kontrollieren (z. B. durch das Einbeziehen entsprechender Armutsmasse), spiegelt die Ungleichheitsvariable eher illegale Verdienstmöglichkeiten wider.

Der vergleichsweise Vorteil der ökonomischen Theorie der Kriminalität gegenüber der kriminologischen (das heißt, der soziologischen und der psychologischen) Theorie liegt an der ansprechenden und klar fundierten Erklärung von Kriminalität, die auch den materiellen Gewinn berücksichtigt. Um jedoch ein umfassendes empirisches Modell der Kriminalität zu spezifizieren, erscheint es notwendig, diese Sichtweise mit Betrachtungen von alternativen kriminologischen Theorien über Kriminalität zu ergänzen.

Eine bekannte soziologische Theorie der Kriminalität, die sich besonders dazu eignet, Ungleichheit, Armut, Arbeitslosigkeit und Erziehung mit Vermögens- sowie Gewaltkriminalität zu verbinden, ist die "Strain Theory", die auf Merton (1938) zurückgeht und die von Agnew (1992) verallgemeinert wurde: Gemäß der allgemeinen "Strain Theory" sind Individuen motiviert, eine Straftat zu begehen, wenn gesteckte Ziele nicht erreicht werden können, wenn etwas, was sie sehr schätzen, wegfällt, und wenn sie mit negativen oder unangenehmen Umständen konfrontiert werden.

Die "Lifestyle/Routine Activity Theory" (Cohen & Felson, 1979) konzentriert sich auf die Umstände, in welchen kriminelle Taten begangen werden. Es wird nicht näher auf die Charaktereigenschaften von Straftätern eingegangen. Das Grundlegende Axiom der "Lifestyle/Routine Activity Theory" ist, daß eine erfolgreiche kriminelle Tat drei wesentliche Teile beinhalten muß: Einen Täter, der gewillt ist, ein Verbrechen zu begehen, ein geeignetes Ziel (Person oder Vermögen), das durch den Straftäter überfallen wird, und das Fernbleiben von dritten Parteien ("Guardians"), die das Verbrechen verhindern könnten (Cohen & Felson, 1979, p. 588). Es wird dementsprechend vermutet, daß Lifestyle-Aspekte, wie am Abend Ausgehen, und Routine-Aktivitäten, wie das Benutzen von öffentlichen Transportmitteln, um den Arbeitsplatz zu erreichen, einen Einfluß auf das Auftreten von kriminellen Handlungen haben.

Neben individuellen Merkmalen und den generellen Bedingungen für Kriminalität heben soziologische Theorien der Kriminalität die Rolle von sozialer Interaktion und Normenfundierung hervor. Sutherland (1942) unterstützte die Ansicht einer "Differential Association", um einen Prozeß der Normenfundierung anzudeuten, bei welchem individuelle Erfahrungen im Widerspruch zu Definitionen über angemessenes Verhalten stehen. Definitions favorable and unfavorable to delinquent or criminal behavior are learned through interaction (communication) in intimate personal groups (Matsueda, 1982, p. 489).

Es ist offensichtlich, daß Beziehungen zwischen Gleichaltrigen und Beziehungen innerhalb der Familie eine zentrale Rolle in dieser Theorie spielen. Anstatt zu fragen, warum Individuen sich mit Kriminalität befassen, wirft die "Social Control Theory" die Frage auf (Hirschi, 1969), warum die meisten Leute kriminelle Handlungen unterlassen. Folglich wird Kriminalität geduldet und konventionelles Verhalten erscheint problematisch (Hirschi, 1969, S. 10). Positiv gesehen behauptet die Theorie also, daß ein mit den legalen Verhaltensweisen übereinstimmendes Verhalten eines Individuums positiv von seiner Zuneigung zu wichtigen Personen (z. B. Eltern), seiner Verbindlichkeit gegenüber den Werten von üblichen Untersystemen und seinem Glaube an konventionelle Werte und Normen (z. B. "Deviant Beliefs" und "Delinquent Peers") abhängt. Während die bedeutende Rolle von sozialer Interaktion für das Treffen individueller Entscheidungen in der soziologisschen Forschung schon früh erkannt worden ist, haben Ökonomen erst in den Neunzigern begonnen, ihre Aufmerksamkeit auf dieses wichtige Fachgebiet zu richten (siehe Akerlof, 1997, Case & Katz, 1991, Evans, Oates, & Schwab, 1992, Glaeser, Sacerdote, & Scheinkman, 1996).

Während die meisten Theorien der Kriminalität sich auf das Individuum konzentrieren, verlagert die "Social Disorganization Theory" (Shaw & McKay, 1942) das Auftauchen von Kriminalität von dem Individuum auf die Gesellschaftsebene. In der Erweiterung der originalen "Social Disorganization Theory" postulieren Sampson and Groves (1989), daß fünf strukturelle Faktoren - niedriger ökonomischer Status (z. B. Armut und Arbeitslosigkeit), ethnische Heterogenität (z. B. der Anteil von Ausländern an der Bevölkerung), Bevölkerungsmobilität, zerrüttete Familienverhältnisse (z. B. Ehescheidungen) und Verstädterung - zu einer Zersetzung der "Local Community" und Sozialer Organisationen führt (z. B. weniger lokale Freundschaften, unbeaufsichtigte Teenagergruppen und niedrigere Beteiligung an gemeinschaftlichen Aktivitäten). Dies wiederum wird für das Abweichen der Kriminalitätsrate verantwortlich gemacht.

Von diesem eher groben Überblick ausgehend können wir schließen, daß eine empirische Untersuchung der Determinanten von Kriminalität Verdienstmöglichkeiten im legalen und illegalen Bereich, Risiken, die eine kriminelle Betätigung für die Straftäter mit sich bringt, allgemeine Bedingungen für kriminelles Verhalten wie z. B. das Pendelverhalten und strukturelle Faktoren, die zu einer Zerrüttung der sozialen Organisationen führen können, beinhalten sollte. Desweiteren müssen aber auch soziale

Tabelle 1: Gemeindegrößen in Baden-Württemberg

Größenklassen	Anzahl	Anteil	Bevölkerungsanteil
< 1000	90	8,10	0,47
1000 - 2500	216	19,44	4,00
2500 - 5000	306	27,54	10,75
5000 - 10000	259	23,31	17,15
10000 - 20000	149	13,41	19,31
20000 - 50000	68	6,12	20,16
50000 -100000	14	1,26	9,02
\geq 100000	9	0,81	19,14
Summe	1111	100,00	100,00

Bevölkerungszahlen 1995.

Interaktionseffekte berücksichtigt werden. Der folgende Abschnitt gibt einen Überblick darüber, wie wir die grundlegenden Determinanten für Kriminalität gemessen haben.

3 Daten

Die empirische Untersuchung basiert auf den Daten von 1111 lokalen Gemeinden eines der größten deutschen Bundesländer und stammt aus den Jahren 1989, 1992 und 1995. Die Verteilung der einheimischen Bevölkerung ist in Hinblick auf die Gemeindegröße in Tabelle 1 aufgelistet. Es gibt viele kleine Gemeinden - 55 Prozent der Gemeinden haben weniger als 5000 Einwohner. Es fällt auf, daß die Bevölkerungsverteilung sehr uneinheitlich ist. Der Anteil von diesen kleinen Gemeinden an der Gesamtbevölkerung beträgt nur 15 Prozent. Auf der anderen Seite leben in den 8 Prozent der größten Gemeinden fast 50 Prozent der Landesbevölkerung.

Die Analyse konzentriert sich auf einfachen Diebstahl und auf Diebstahl unter erschwerenden Umständen. Diese beiden vermögensbezogenen Straftaten können vom Standpunkt eines rationalen Entscheiders ausgehend als verständlich betrachtet werden. Für Zwecke des Vergleichs wird auch die Gewaltkriminalität untersucht. Da es in dem Datensatz viele kleine Gemeinden mit nur sehr wenigen Delikten gibt (besonders bei der Gewaltkriminalität), die die Determinanten von Kriminalität bestimmen, haben wir unsere Aufmerksamkeit auf Gemeinden beschränkt, die mindestens 10.000 Einwohner haben.² Somit verbleiben uns 240 Gemeinden (vergleiche Tabelle 1). De-

²Insbesondere in Hinblick auf den Anteil von nicht ortsansässigen Straftätern (siehe unten) würde

Tabelle 2: Statistiken der Kriminalitätsvariablen

Variable	Mittel	Stdabw	Min	Max
Einfacher Diebstahl				
Delikte pro 1000 Einwohner	12,75	2,451	0,9484	63,21
Aufklärungsrate	0,5237	0,0648	0,3522	0,6810
Diebstahl unter erschw. Umständen				
Delikte pro 1000 Einwohner	14,27	7,666	0,552	51,94
Aufklärungsrate	0,1659	0,0532	0,0721	0,3738
Gewaltverbrechen				
Delikte pro 1000 Einwohner	1,071	0,6172	0	4,226
Aufklärungsrate	0,7939	0,0521	0,5432	0,9147

Die Zahlen basieren auf einer Stichprobe von 720 Beobachtungen (3 Jahre * 240) von Gemeinden mit mindestens 10.000 Einwohnern.

skriptive Statistiken der abhängigen Variablen der Untersuchung sind in Tabelle 2 aufgelistet. Die Zahlen machen deutlich, daß Gewaltkriminalität wesentlich seltener vorkommt, als vermögensbezogene Verbrechen, aber der Anteil der aufgeklärten Fälle ist bei Gewaltdelikten besonders hoch. Dies deutet darauf hin, daß vier von fünf Delikten, die bei der Polizei gemeldet werden, dadurch aufgeklärt werden können, daß ein oder mehrere dringend Verdächtige bekannt sind. Bei einfachen Diebstahl kann immerhin noch jeder zweite gemeldete Fall aufgeklärt werden. Diese hohen Zahlen deuten auf eine bemerkenswerte Tendenz beim Meldenverhalten von Delikten an, und zwar in der Art und Weise, daß überwiegend solche Fälle gemeldet werden, bei denen die Täter den Opfern bekannt sind. Bei einfachen Diebstahl spielt besonders Ladendiebstahl eine wichtige Rolle, wo die meisten Fälle aufgeklärt werden können. Wenn im Falle von Gewaltkriminalität die Polizei ihre Bemühungen verstärkt, kann dies zu einer geringeren Anzahl von Straftaten führen. Gleichzeitig kann es aber auch die Aufklärungsrate reduzieren, wenn mehr Delikte angezeigt werden. Aus diesen Gründen wird nur die Aufklärungsrate für Diebstahl unter erschwerenden Umständen als ein Indikator der Abschreckung als erklärende Variable verwendet.

In Tabelle 3 sind deskriptive Statistiken der erklärenden Variablen angegeben, die in der empirischen Untersuchung weiter unten verwendet werden. Die Auswahl dieser Variablen wurde entsprechend den theoretischen Ausführungen in dem vorangegangenen Abschnitt vorgenommen.

Da Zahlen des realen Marktwertes von Immobilien nicht verfügbar gewesen sind,

das Einbeziehen der kleinsten Gemeinden zu einer großen Anzahl von extremen Werten (0 or 1) führen. Dies würde es erforderlich machen, auf nichtlineare Modellierungstechniken zurückgreifen zu müssen.

Tabelle 3: Statistiken der erklärenden Variablen

Variable	Mittel	Stdabw	Min	Max
MIETE	9,552	1,292	6,787	12,67
EINK	6,228	0,6307	4,929	12,04
GINI	0,4350	0,0344	0,3553	0,6993
SOZIALH	0,0327	0,0093	0,0210	0,0869
ARBEITSL	0,0433	0,0126	0,0187	0,0953
JUNGM	0,0666	0,0095	0,0424	0,1537
GESCHIED	0,0323	0,0086	0,0147	0,0574
HOCHQ	0,0633	0,0219	0,0229	0,1751
AUSL	0,0900	0,0340	0,0230	0,1810
LADEN	4,937	1,336	1,482	9,093
EINPENDL	0,1819	0,1060	0,0416	0,8372
AUSPENDL	0,2095	0,0952	0,0399	0,4127
LOGBEV	9,793	0,7034	8,993	13,22
DICHTE	0,2705	0,0964	0,1124	0,6078
GRENZE R-P	0,0375	0,1901	0	1
GRENZE HES	0,0250	0,1562	0	1
GRENZE BAV	0,0542	0,2265	0	1
GRENZE CH	0,0458	0,2093	0	1
GRENZE FR	0,0250	0,1562	0	1

EINK ist in 10.000 DM zu Preisen von 1995 aufgeführt. MIETE bezeichnet die monatliche Miete pro Quadratmeter in DM zu Preisen von 1995. Alle Zahlen basieren auf einer Stichprobe von 720 Beobachtungen (3 Jahre * 240 Gemeinden).

haben wir die durchschnittliche monatliche Miete als einen Indikator für den lokalen Immobilienwert verwendet.³ Dieser sollte einen positiven Effekt auf die Anzahl von Vermögensverbrechen haben, da ein höherer Gewinn aus den Straftaten zu erwarten ist. Durch das mittlere für die Steuerzahlungen verantwortliche Einkommen (das heißt, der Bezug von Sozialhilfe ist nicht enthalten) werden die legalen Verdienstmöglichkeiten der Ortsansässigen dargestellt. Ungleichheit innerhalb der Gemeinden⁴ wird durch die Mittelwerte des Ginikoeffizienten (GINI) abgebildet.⁵ SOZIALH mißt den Anteil der Sozialhilfeempfänger an der Bevölkerung. ARBEITSL gibt die Arbeitslosenquote der Bevölkerung im Alter von 15 bis 64 Jahren an. Da die Bereitschaft, straffällige Handlungen zu begehen, bei jungen Männern besonders hoch ist, gibt JUNGM den Anteil von Männern im Alter von 15 bis 24 Jahren an der Bevölkerung an. GESCHIED ist ein Indikator für zerrüttete Familienverhältnisse und gibt den Bevölkerungsanteil von Leuten mit einer geschiedenen Ehe an. HOCHQ ist der Prozentsatz von Einwohnern mit einem Fachhochschul- oder Hochschulabschluß. Diese haben vermutlich gute Verdienstmöglichkeiten und müssen weniger Rückschläge beim Erreichen ihrer gewünschten Ziele einstecken. Deshalb können sie eine niedrigere Kriminalitätsrate vorweisen. Der Indikator für ethnische Heterogenität (AUSL) mißt den Anteil der ausländischen Bürger an der Bevölkerung. Diese sind oftmals mit starken Hindernissen konfrontiert, eine angemessene Arbeit zu finden. Gleichzeitig sind sie typischerweise weniger gut ausgebildet und sind in dem unteren Teil der Einkommensverteilung gefangen. Zwei weitere Variablen, nämlich EINPENDL und AUSEPENDL, zeigen die Zentren wirtschaftlicher Aktivität und die Wohngebiete an, indem die Anzahl der Ein- und Auspendler der lokalen Gemeinden in Bezug auf die ortsansässige Bevölkerung gemessen wird. Auch die Anzahl der Ladengeschäfte (LADEN) ist den Regressoren hinzugefügt worden. Diese sollte einem starken Zusammenhang mit dem Auftreten von einfachen Diebstahl aufweisen, von dem ungefähr die Hälfte einfache Ladendiebstähle sind. LOGBEV - der natürliche Logarithmus der örtlichen Bevölkerung - und DICHT messen die Größe und die Dichte der Bevölkerung in den Gemeinden. Schließlich gibt es noch einige Dummyvariablen, die Gemeinden kennzeichnen, die direkt an der Grenze zu einem anderen Bundesland oder einem anderen Staat liegen. GRENZE R-P, GRENZE HES, GRENZE BAV beziehen sich jeweils auf die Bundesländer Rheinland-Pfalz, Hessen und Bayern. Mit GRENZE CH und GRENZE FR sind die schweizerische und die französische Grenze gemeint.

³Es ist zu beachten, daß der Anteil von Hauseigentümern in Deutschland im Vergleich zu anderen Ländern besonders niedrig ist und diese Zahlen somit für einen ziemlich großen Anteil des Häusermarktes kennzeichnend sind.

⁴EINKOMMEN und UNGLEICHHEIT werden aus den Einkommenssteuerstatistiken berechnet, siehe Anhang.

⁵Es ist zu beachten, daß wir verschiedene Maße von Ungleichheit verwendet haben, um die Robustheit der erhaltenen Ergebnisse überprüfen zu können. Alternative measures used include income shares of population below different percentiles. Obwohl die qualitativen Ergebnisse nicht sehr unterschiedlich gewesen sind, zeigt der Ginikoeffizient die beste Passung.

4 Grundlegende Ergebnisse

In der Tabelle 4 sind die Ergebnisse einer Regression von einfachem Diebstahl und Diebstahl unter erschwerenden Umständen sowie Gewaltkriminalität pro Kopf auf eine Reihe lokaler Merkmale aufgelistet. Die Schätzung wurde in einer zusammengefaßten Regression durchgeführt, bei der zeitspezifische Effekte die üblichen Determinanten von Kriminalität in den Gemeinden aufgenommen haben. Es ist zu beachten, daß die polizeiliche Verwaltung auf Länderebene zentralisiert ist. Deshalb werden die zeitspezifische Effekte nicht nur die Gesamtentwicklung der Kriminalitätsrate, sondern auch Veränderungen der Polizeiverwaltung einschließlich der Kriminalitätsstatistik berücksichtigen.

Wegen des geringen Umfangs der Stichprobe sind die Unterschiede zwischen den Beobachtungen eher klein und es erscheint schwierig, sie als unabhängig zu betrachten, obwohl die Untersuchung sich nur mit einer Teilmenge der Beobachtungen befaßt. Um mögliche räumliche Korrelationen der Fehlerterme zu berücksichtigen, sind in der Tabelle räumliche autokorrelationskonsistente Standardfehler in Anlehnung an die Herangehensweise von Conley (1999) angegeben, welche eine mögliche räumliche Abhängigkeit zwischen den einzelnen Beobachtungen berücksichtigen.⁶ Das Bestimmtheitsmaß nimmt Werte zwischen 70 % für die beiden Arten von vermögensbezogenen Verbrechen und 59 % für Gewaltkriminalität an.

Eine höhere Monatsmiete hat einen deutlich positiven Effekt auf die vermögensbezogenen Arten von Verbrechen, aber keinen Effekt auf die Gewaltkriminalität. Dies stimmt mit dem Vorgehen überein, die Monatsmiete als eine Proxyvariable für den erwarteten Gewinn aus einem vermögensbezogenen Delikt zu verwenden. Ein höheres Durchschnittseinkommen, welches die legalen Verdienstmöglichkeiten widerspiegelt, scheint mit einem beachtlichen Rückgang der vermögensbezogenen Delikte verbunden zu sein. Im Vergleich dazu scheinen die Ergebnisse von Gewaltkriminalität keinen wesentlichen Einfluß auf das Einkommen zu haben. Dies läßt vermuten, daß Gewaltkriminalität nicht als ein Ersatz für legale Verdienstmöglichkeiten angesehen werden kann.

Interessanterweise hat Einkommensungleichheit bei einem gegebenen Einkommens-

⁶Bei dieser Vorgehensweise werden gewichtete Durchschnitte von räumlichen Fehlerkovarianzen berechnet, wobei die Beobachtungen in einem gewöhnlichen Gitterfeld eingeordnet sind. Wir haben ein Gitterfeld mit einer Kastengröße von annähernd 0.9 Quadratkilometern genommen und haben die Gemeinden entsprechend der Lage ihrer Verwaltungszentrale zugeteilt. Um nach dem Verfahren von Conley eine robuste Schätzung für die Varianz-Kovarianz-Matrix zu erhalten, müssen gewichtete Summen der Fehler-Kovarianzen der benachbarten Gemeinden berechnet werden. Dabei haben wir "Nachbarschaft" als die Distanz der Koordinaten des Gitterfeldes definiert. In dem vorliegenden Beitrag haben wir den "Cutoff Point" auf 32 festgesetzt, was in etwa die selbe Zusammenstellung von Nachbargemeinden bedeutet wie bei der räumlichen Matrix, die wir weiter unten verwendet haben. Siehe Anhang.

Tabelle 4: Lokale Determinanten der Kriminalität: Basisschätzungen

	Einf. Diebstahl		Schw. Diebstahl		Gewaltkrim.	
MIETE	1,299 **	(0,4292)	1,919 **	(0,4476)	-0,0511	(0,0354)
EINK	-1,697 **	(0,7341)	-1,722 **	(0,5803)	0,0012	(0,0559)
GINI	28,69 **	(13,82)	20,90 **	(10,65)	-0,1821	(0,9762)
SOZIALH	36,69	(29,93)	20,83	(36,17)	7,205 **	(3,280)
ARBEITSL	82,70 **	(23,35)	167,9 **	(36,45)	10,41 **	(2,438)
JUNGM	26,81	(50,00)	-21,16	(46,45)	6,392	(4,224)
GESCHIED	53,39	(71,55)	139,8 **	(57,94)	11,00 **	(3,837)
HOCHQ	-40,59 **	(19,20)	-45,31 **	(19,26)	-1,117	(1,294)
AUSL	-7,283	(8,806)	-20,94 *	(11,12)	2,294 **	(0,5844)
AUFKL			-19,36 **	(4,323)		
LADEN	1,520 **	(0,2957)	0,8574 **	(0,2616)	0,0524 **	(0,0212)
EINPENDL	22,31 **	(8,269)	14,20 **	(2,671)	0,3515	(0,2476)
AUSPENDL	,6551	(6,105)	15,18 **	(6,703)	-0,1200	(0,5810)
LOGBEV	2,895 **	(0,5183)	2,164 **	(0,5305)	0,2430 **	(0,0505)
DICHTE	-6,241	(5,648)	-5,412	(4,687)	0,3129	(0,3748)
GRENZE R-P	1,645	(1,808)	4,133 **	(1,644)	0,2501 *	(0,1423)
GRENZE HES	-1,226 *	(0,7205)	-0,1054	(2,347)	0,3500 *	(0,1909)
GRENZE BAV	-0,6219	(0,6057)	-0,9621	(0,8218)	-0,0114	(0,0911)
GRENZE CH	1,902 *	(0,9597)	-0,9567	(1,086)	0,0838	(0,1092)
GRENZE FR	3,681 **	(1,796)	8,375 **	(2,120)	0,4470 **	(0,1098)
T92	3,649 **	(0,6882)	3,458 **	(0,7653)	0,1506 **	(0,0514)
T95	2,994 **	(0,8594)	1,847 **	(0,9629)	0,2382 **	(0,0798)
ABSCHNITT	-47,52 **	(5,883)	-37,40 **	(8,105)	-2,914 **	(0,6585)
Anz. Beob.	720		720		720	
Mittel abh. Var.	12,75		14,27		1,071	
R ²	0,7000		0,6895		0,5891	
R ² korrigiert	0,6910		0,6797		0,5767	

Die Standardfehler in den Klammern sind unter Beachtung der räumlichen Restkorrelation in Anlehnung an Conley (1999) aufgeführt. Je nach dem ob das Signifikanzniveau des robusten Standardfehlers 0,1 or 0,05 beträgt, sind die Koeffizienten mit einem oder mit zwei Sternen gekennzeichnet.

niveau einen positiven Einfluß auf die Kriminalität, da der Ginikoeffizient einen signifikant positiven Einfluß aufweist. Im Unterschied zu Kelly (2000) ist dieser Effekt signifikant bei vermögensbezogenen Straftaten, jedoch nicht bei Gewaltkriminalität. Es sollte aber beachtet werden, daß die laufende Untersuchung mit einem wesentlich feineren Grad von räumlicher Disaggregation vorgenommen wurde.⁷ Aber wenn größere Ungleichheit ein Indikator für einen höheren erwarteten Gewinn aus einer Straftat ist, dann sollten ihre Effekte sich bei kleinräumlichen Daten abschwächen, da hier die Sortierung der Bevölkerung besonders stark auftritt. Wegen der Sortierung würden wir deshalb erwarten, den positiven Einfluß von Ungleichheit eher von den Effekten der Armut, der Arbeitslosigkeit, und des durchschnittlichen Mietniveaus, abgebildet zu sehen.

Die anderen Merkmale der lokalen Bevölkerung bestätigen im Wesentlichen die theoretischen Annahmen, obwohl die Ergebnisse Unterschiede bei den verschiedenen Arten von Verbrechen aufweisen. Armut und Arbeitslosigkeit sind verantwortlich für einen Anstieg der Kriminalität, obwohl Armut keine Bedeutung für die beiden Arten von vermögensbezogenen Straftaten hat. Dabei muß aber beachtet werden, daß Armut nicht auf Gemeindeebene, sondern auf einer höheren Ebene registriert wird. Demnach könnte es sich um einen unzulässigen Indikator für Merkmale der lokalen Bevölkerung handeln. Das Ausmaß von zerrütteten Familienverhältnisse, welches durch die Anzahl der Geschiedenen gemessen wird, hat einen positiven Einfluß auf Diebstahl unter erschwerenden Umständen und Gewaltkriminalität. Der Anteil von Einwohnern ohne deutsche Staatsbürgerschaft hat keinen wesentlichen Einfluß auf die Diebstähle trotz der benachteiligten Situation, in der viele Immigranten leben. Bei allen Arten von Kriminalität läßt sich ein positiver Zusammenhang mit der Anzahl der Ladengeschäfte nachweisen. Wie zu erwarten gewesen ist, ist dieser Einfluß besonders bei einfachen Diebstahl groß, da dieser auch Ladendiebstahl beinhaltet. Neben der Tatasache, daß Gebiete mit einer hohen Geschäftsdichte umfangreiche Möglichkeiten aufweisen, illegal Einkommen zu erzielen, bringen gemäß der "Lifestyle/Routine Activity Theory" Ladengeschäfte potentielle Opfer und Straftäter in Gegenden zusammen, die günstig sind, um straffällige Taten zu begehen.

Trotz der Berücksichtigung von Unterschieden in der Zahl der Ein- und Auspendler hat die Größe der Stadt einen starken Einfluß auf die Kriminalität. Dies läßt sich anhand der logarithmierten Bevölkerung zeigen. Da wir schon eine Reihe von soziodemographischen Merkmalen berücksichtigt haben, könnte dies die niedrigere Wahrscheinlichkeit, in Städten entdeckt zu werden, erklären. Die Bevölkerungselastizität für Kriminalität liegt bei ungefähr 0,22 für einfachen Diebstahl, bei 0,15 für Diebstahl unter erschwerenden Umständen und bei 0,22 für Gewaltkriminalität, was nur ein leicht größerer Wert ist, als die von Glaeser and Sacerdote (1999) gefundene Gesamtelastizität. Bei Diebstahl unter erschwerenden Umständen zeigt sich der

⁷Im Vergleich zu den "County Level" Daten von Kelly (2000) ist die Anzahl von Einheiten pro Fläche ungefähr 90 mal so hoch, siehe Anhang.

erwartete negativen Einfluß der Aufklärungsrate. Es ist schließlich zu beachten, daß einige der Variablen auf eine höhere Kriminalitätsrate in den Grenzregionen hinweisen. Speziell die Grenze zu Frankreich sowie die Grenze zu Rheinland-Pfalz weisen einen verstärkenden Effekt auf.

5 Räumliche Effekte

Die Einfachregression von Tabelle 4 berücksichtigt räumliche Effekte lediglich für Zwecke des Rückschlusses. Aber zwischen den Beobachtungen könnte es einen direkteren Zusammenhang geben. Da die meisten Gemeinden eher klein sind, werden die wichtigsten Ballungsgebiete unterteilt. Dort ist eine hohe Mobilität zu erwarten. Als eine Konsequenz werden die beiden Seiten des Kriminalitätsmarktes nicht notwendigerweise innerhalb einzelner Beobachtungen zusammengeführt. Um die Determinanten von Kriminalität bestimmen zu können, müssen auch die Bedingungen in den benachbarten Gemeinden berücksichtigt werden.

Formal gesehen wird bei der Ausgangsregression einfach die lokale Kriminalitätsrate c_i auf einen Vektor von lokalen Merkmalen bezogen, wobei eine lineare Beziehung in der Form

$$c_i = \alpha_0 + x_i \alpha_1 + u_i \quad (1)$$

angenommen wird. Der Fehlerterm u_i kann einige Querschnittsabhängigkeiten aufweisen.

$$E(u_i, u_j) \neq 0.$$

Direkte räumliche Effekte (1) werden berücksichtigt, indem räumliche Verzögerungen den erklärenden Variablen hinzugefügt werden.

$$c_i = \alpha_0 + \alpha_1 x_i + \alpha_2 \sum_j w_{i,j} x_j + u_i, \quad w_{i,i} = 0, \quad (2)$$

wobei Gemeinde j mit $w_{i,j}$ gewichtet wird.

In Tabelle 5 sind die entsprechenden Ergebnisse aufgeführt. Mit Ausnahme der grundlegenden Merkmale wie die Bedeutung des Pendelns, die Anzahl der Ladengeschäfte und die Dichte sowie der Variablen, welche nicht auf lokaler Ebene gemessen werden können (Armut und Aufklärungsrate), beinhalten alle Variablen räumliche Verzögerungseffekte.

Obwohl das Bestimmtheitsmaß, das auf dem räumlichen korrelationskonsistenten Standardfehler für einfachen Diebstahl basiert, signifikant höher ist, können räumliche Effekte nur für das durchschnittliche Mietniveau gefunden werden. Der negative

Tabelle 5: Lokale Determinanten der Kriminalität: Räumliche Effekte

	Einf. Diebstahl		Schw. Diebstahl		Gewaltkrim.	
MIETE	2,061 **	(0,7118)	2,010 **	(0,5017)	-0,0811 **	(0,0375)
W MIETE	-1,755 *	(1,053)	0,3452	(0,7875)	0,0730	(0,0582)
EINK	-1,352 *	(0,6992)	-1,228 **	(0,5851)	-0,0094	(0,0587)
W EINK	-1,228	(1,086)	-1,195	(1,233)	-0,1376	(0,1227)
ARBEITSL	91,29 **	(31,31)	99,46 **	(38,72)	8,458 **	(2,606)
W ARBEITSL	-34,10	(65,61)	267,5 **	(81,90)	7,525	(5,797)
JUNGM	5,670	(46,95)	-22,72	(38,19)	8,434 **	(4,046)
W JUNGM	150,3	(116,5)	110,1	(106,4)	-26,69 **	(10,57)
GESCHIED	16,46	(72,53)	146,9 **	(53,95)	14,52 **	(3,767)
W GESCHIED	277,9	(179,1)	-115,8	(150,3)	-31,14 **	(14,87)
HOCHQ	-39,49 *	(22,35)	-72,86 **	(21,34)	-1,971	(1,653)
W HOCHQ	-24,27	(42,98)	90,18	(58,96)	5,638	(5,117)
AUSL	-6,703	(13,71)	-8,142	(12,03)	1,582 **	(0,7890)
W AUSL	31,14	(29,78)	-1,908	(23,31)	3,460 *	(1,944)
GINI	20,53	(12,66)	14,84	(10,64)	0,0441	(1,003)
SOZIALH	65,12 *	(34,51)	25,64	(38,84)	7,804 **	(3,520)
AUFKL			-12,64 **	(4,164)		
LADEN	1,601 **	(0,2812)	0,8100 **	(0,2625)	0,0530 **	(0,0208)
EINPENDL	22,48 **	(7,730)	13,41 **	(2,634)	0,3116	(0,2210)
EINPENDL	4,306	(7,479)	9,235	(6,393)	-0,7644	(0,5723)
DICHTE	-6,198	(5,296)	-7,857 *	(4,287)	0,2804	(0,3781)
LOGBEV	3,184 **	(0,5130)	2,623 **	(0,5142)	0,2038 **	(0,0520)
GRENZE R-P	1,409	(1,829)	3,131 **	(1,575)	0,2365 *	(0,1420)
GRENZE HES	-0,7513	(0,8319)	-2,528	(1,854)	0,2646	(0,1871)
GRENZE BAY	-1,341 **	(0,6656)	-0,8823	(0,8097)	0,0267	(0,0980)
GRENZE CH	1,550	(1,066)	-0,9556	(1,131)	0,0634	(0,1033)
BORDER FR	4,994 **	(1,706)	8,457 **	(2,136)	0,4082 **	(0,0974)
Mittel abh. Var.	12,75		14,27		1,071	
R ²	0,7106		0,7138		0,6008	
R ² korrigiert	0,6989		0,7018		0,5847	

Die Standardfehler in den Klammern sind unter Beachtung der räumlichen Restkorrelation in Anlehnung an Conley (1999) aufgeführt. Je nach dem ob das Signifikanzniveau des robusten Standardfehlers 0.1 or 0.05 beträgt, sind die Koeffizienten mit einem oder mit zwei Sternen gekennzeichnet.

Koeffizient für das Mietniveau von benachbarten Gemeinden deutet darauf hin, daß ein höheres Mietniveau *relativ zu dem der Nachbarschaft* für eine höhere Kriminalitätsrate ausschlaggebend sein kann. Mit Ausnahme des Ginikoeffizienten scheinen die anderen lokalen Merkmale gegenüber einer räumlichen Verzögerung robust zu sein.

Für Diebstahl unter erschwerenden Umständen ist ein signifikanter räumlicher Effekt für Arbeitslosigkeit dort gefunden worden, wo die Zahlen aus der Nachbarschaft einen signifikant positiven Wert aufweisen. Dies legt die Vermutung nahe, daß die Determinanten von Kriminalität die “Spillover Effects” auf Straftaten, die in angrenzenden Gemeinden begangen worden sind, übertreffen.

Ein ähnlicher Effekt ist auch bei der Gewaltkriminalität gefunden worden, wo der Anteil von Einwohnern mit ausländischer Staatsbürgerschaft einen signifikant positiven Effekt auf die lokale Nachbarschaft sowie auf die anliegenden Gemeinden aufweist. Für den Anteil der Geschiedenen und den Anteil an jungen Männern an der Bevölkerung ist ein positiver Koeffizient für die lokale Gemeinde, aber ein negativer für die angrenzenden Gemeinden gefunden worden. Dies kann als “Terms of Concentration” interpretiert werden, da nicht nur die Höhe der Variablen, sondern auch der Wert relativ zu dem der Nachbarschaft, einen Einfluß auf die Kriminalitätsrate hat.

6 Mobilität von Kriminellen

Während in den vorherigen Abschnitten die räumlichen Effekte in einer Regression der Kriminalitätsrate überprüft worden sind, ist die Frage nach der Art der Beziehung zwischen benachbarten Gemeinden zunächst offen gelassen worden. Wie wir jedoch schon in der Einleitung betont haben, ist die Sortierung der Individuen möglicherweise ein wichtiger Grund für räumliche Effekte. Viele Einwohner versuchen Kriminalität zu meiden, indem sie in andere Gegenden umziehen. Damit nimmt jedoch auch die Mobilität von Kriminellen zu.⁸ Sicherheit für die Existenz von Mobilität bei Kriminellen können Statistiken der aufgeklärten Fälle liefern, bei denen der Anteil der ortsansässigen Verdächtigen wie in Tabelle 6 angegeben ist.⁹ Da es Mobilität bei Kriminellen in erheblichem Maß gibt, wird durch die Tatsache dokumentiert, daß der Anteil der

⁸Wegen der Sortierung der Bevölkerung wird sich auch die lokale Nachbarschaft der Individuen stark verändern. Wie in neueren empirischen Untersuchungen von “Peer Group Effekten” auf benachteiligte Jugendliche betont wird (z. B. Case & Katz, 1991, Evans et al., 1992, O’Regan & Quigley, 1996), kann Kriminalität in der unmittelbaren Nachbarschaft einen verstärkenden Einfluß auf die Kriminalitätsrate haben, denn es erhöht die Bereitschaft von einzelnen Personen, straffällige Taten zu begehen. Dieser endogene Interaktionseffekt (Manski, 1993) ist wahrscheinlich besonders innerhalb einzelner Beobachtungen relevant. Bei unserer Betrachtung liegt der Schwerpunkt allerdings auf zwischengemeindliche Nachbarschaftseffekten.

⁹Die Statistiken beziehen sich auf eine Unterstichprobe von 226 Gemeinden, die mindestens 10.000 Einwohner haben, und wo in allen drei Beobachtungsjahren eine positive Anzahl von Delikten verzeichnet werden konnte.

Tabelle 6: Mobilität von Kriminellen

Variable	Mittel	Stdabw	Min	Max
Anteil der ortsfremden Täter				
Einfacher Diebstahl	0,4437	0,1326	0,0690	0,9000
Schwerer Diebstahl	0,6185	0,1815	0	1
Gewaltkriminalität	0,3854	0,1924	0	1

Die Zahlen basieren auf einer Stichprobe von 678 (3 Jahren * 226) Gemeinden.

nicht ortsansässigen Straftäter 62% bei Diebstahl unter erschwerenden Umständen und 39% bei Gewaltkriminalität beträgt. Die bloße Existenz von Mobilität bei Kriminellen ist jedoch nicht ausreichend, um den Schluß zu ziehen, daß die Bedingungen in den benachbarten Gemeinden kriminelle “Spillovers” auslösen und damit die Sortierung der Bevölkerung und die Mobilität von Kriminellen zusammenhängen. Um das Vorhandensein von systematischen “Spillovers” beweisen zu können, muß gezeigt werden, daß diese Zahlen tatsächlich in einer Beziehung zu den Bedingungen in der lokalen Gemeinde und ihrer Nachbarschaft steht.

Ahnlich wie Fabrikant (1979) treffen wir die Annahme, daß die Anzahl von Verbrechen, die in der Gemeinde i von Einwohnern der Gemeinde j begangen werden, formal gesehen durch die Funktion

$$C_{j,i} = \Gamma_i \Gamma_j \delta_{i,j}^{-1} f(\omega_i, \omega_j), \quad C_{j,i} \geq 0 \quad (3)$$

abgebildet wird, wobei Γ_i, Γ_j die “Massen” der zwei Gemeinden abbildet, $\delta_{i,j}^{-1}$ die inverse Distanz angibt und ω_i, ω_j die Indizes der “Anziehung” auf i bzw. j kennzeichnen. Diese Beziehung könnte mit “Place to Place” Daten direkt untersucht werden. Solange es aber die uns zur Verfügung stehenden Daten nur erlauben, zwischen ortsansässigen und nicht ortsansässigen Straftätern zu unterscheiden, müssen wir den Durchschnitt von verschiedenen Ersatzgemeinden ermitteln. Als einfache Näherung benutzen wir ein räumliches Gewichtungsschema, um die Durchschnitte der Nachbargemeinden zu ermitteln. Scaling the total weight of the neighborhood to unity and assuming that the local mass Γ_i is proportional to the total number of offenses at jurisdiction i (C_i) this yields an expression for the share of offenses committed by non-residents

$$s_i^{NR} \equiv \sum_{\substack{j \\ j \neq i}} C_{j,i} / C_i \approx f(\omega_i, \bar{\omega}_i), \quad \text{where: } \bar{\omega}_i = \sum_{\substack{j \\ j \neq i}} w_{i,j} \omega_j, \quad (4)$$

wobei $w_{i,j}$ is a spatial weight attached to jurisdiction j .

Um zu prüfen, ob es systematische kriminelle “Spillovers” gibt, wird bei unserer empirischen Untersuchung angenommen, daß die Funktion f eine lineare Funktion der

jeweiligen Bedingungen ist. , Wenn mit anderen Worten x_i ein lokales Merkmal wie z. B. die monatliche Miete ist, dann regressieren wir den Anteil der nicht ortsansässigen Straftäter auf den Anteil der wirklichen und den Anteil der räumlich verzögerten erklärenden Werte der Variablen, was formal geschrieben folgendermaßen aussieht:

$$s_i^{NR} = \alpha_0 + \alpha_1 x_i + \alpha_2 \sum_{\substack{j \\ j \neq i}} w_{i,j} x_i + u_i. \quad (5)$$

Wenn in diesem Beispiel α_1 einen positiven Wert annimmt und gleichzeitig α_2 negativ ist, dann weisen Gemeinden mit einem im Vergleich zu den Nachbargemeinden höheren Mietniveau einen größeren Anteil von nicht ortsansässigen Straftätern auf. Natürlich haben wir für die Schätzung weitere lokale Merkmale verwendet, sofern sie uns die entsprechenden Daten für die Gemeindeebene zur Verfügung gestanden haben. “County Level” Variablen haben wir nicht berücksichtigt. Wie weiter oben angedeutet, berücksichtigen Rückschlüsse eine mögliche Korrelation zwischen den Residuen.

In Tabelle 7 sind die Ergebnisse angegeben. Offensichtlich kann der Anteil von gebietsfremden Straftätern wesentlich besser für die zwei Arten von Diebstahl als für Gewaltkriminalität bestimmt werden. Bei der oben aufgeführten Regression haben wir den Anteil der Einpendler verwendet, um die Orte herauszufinden, wo die Bevölkerung tagsüber höher ist. Dabei hat sich der Anteil von Auspendlern als ebenso signifikant erwiesen. Dies legt die Vermutung nahe, daß “Residential Areas” nicht nur zu einer größeren Anzahl von Straftätern beitragen, sondern auch, daß die zur Tageszeit niedrigere Bevölkerung nicht notwendigerweise zu einer niedrigeren Kriminalitätsrate führt. Denn ein Großteil der Kriminellen hat seinen Wohnsitz offensichtlich außerhalb der betrachteten Gemeinde. Einkaufsgegenden sind nicht nur für Kunden attraktiv, sondern sie locken auch Straftäter an. Dies ist wahrscheinlich auf einfachen Ladendiebstahl zurückzuführen.

Der positive Einfluß der Monatsmiete in Bezug auf die Nachbarschaft, der besonders bei Diebstahl unter erschwerenden Umständen und Gewaltkriminalität signifikant ist, deutet darauf hin, daß Ungleichheit in Hinblick auf das Vermögen zu einer Zunahme der Mobilität von Kriminellen führt. Dies stimmt mit der Sichtweise überein, daß eine Sortierung auf lokaler Ebene systematisch die Beziehung zwischen Kriminalität und lokalen Merkmalen beeinflusst. Trotzdem läßt sich anhand der zwei Regressionen, die die Ungleichheit von Diebstahl betreffen, ein positiver Einfluß erkennen. Wie weiter oben dargestellt widerspricht dies der üblichen Interpretation von Ungleichheit, nach der sich durch Ungleichheit die Anzahl von Kriminellen erhöht und der Gewinn aus einer Straftat zunimmt. Das Ungleichheit Mobilität bei Kriminellen lediglich bei Diebstahl auslöst, scheint mit der alternativen Interpretation übereinzustimmen, nach welcher größere Gleichheit dazu beiträgt, Kriminalität zu senken: Jurisdictions where residential population is more homogenous in terms of income classes, might exert a higher degree of social control, and, therefore, experience a lower crime rate.

Tabelle 7: Lokale Determinanten der Kriminalität: Ortsfremde Straftäter

	Einf. Diebstahl		Schw. Diebstahl		Gewaltkrim.	
MIETE	0,0256	(0,0159)	0,0473 **	(0,0177)	0,0456 **	(0,0210)
W MIETE	-0,0371*	(0,0210)	-0,0499**	(0,0218)	-0,0518**	(0,0248)
EINK	-0,0404**	(0,0185)	-0,0561**	(0,0278)	-0,0086	(0,0307)
W EINK	0,0081	(0,0319)	0,0284	(0,0448)	-0,0595	(0,0634)
ARBEITSL	-0,0323	(0,5782)	-1,369 *	(0,8055)	-2,212 **	(0,9984)
W ARBEITSL	-0,0358	(1,534)	-0,4226	(1,941)	-0,2416	(2,482)
JUNGM	-1.105	(1,001)	1,398	(1,360)	0,9534	(1,488)
W JUNGM	9.618 **	(2,656)	-3,904	(3,348)	-2,646	(4,632)
GESCHIED	-1.130	(1,635)	-1,746	(1,624)	1,355	(1,905)
W GESCHIED	8.062 **	(2,823)	-,6104	(4,002)	4,115	(5,531)
HOCHQ	0,0631	(0,5238)	-,1094	(0,7060)	-0,4841	(0,6993)
W HOCHQ	-1.143	(1,064)	-,4537	(1,338)	-0,7560	(1,617)
AUSL	-0,6526**	(0,3324)	-,9920 **	(0,2828)	-0,3067	(0,4120)
W AUSL	0,5187	(0,5962)	0,7689	(0,6533)	0,9739	(0,8000)
GINI	0,9184 **	(0,2984)	1,026 **	(0,4231)	0,1878	(0,4853)
LADEN	0,0370 **	(0,0066)	0,0111	(0,0076)	0,0025	(0,0095)
EINPENDL	0,4502 **	(0,0849)	0,2795 **	(0,0743)	0,3232 **	(0,1114)
AUSPENDL	1.099 **	(0,1404)	1,026 **	(0,1899)	0,4448 **	(0,2241)
DICHTE	-,2240	(0,1398)	-0,2246**	(0,1109)	-0,2623*	(0,1453)
LOGBEV	0,0387 **	(0,0142)	-0,0208	(0,0189)	-0,0088	(0,0220)
GRENZE R-P	0,0423	(0,0539)	-0,0182	(0,0290)	0,0291	(0,0351)
GRENZE HES	-0,0628**	(0,0296)	0,0057	(0,0295)	-0,0426**	(0,0217)
GRENZE BAY	-0,0413**	(0,0177)	-0,0068	(0,0216)	-0,0177	(0,0334)
GRENZE CH	0,0401 *	(0,0233)	0,0014	(0,0346)	0,0022	(0,0375)
GRENZE FR	0,0731 **	(0,0355)	-0,0163	(0,0684)	0,0601	(0,0451)
T95	0,2305 **	(0,0610)	0,0153	(0,0829)	0,0489	(0,0844)
T92	0,1508 **	(0,0401)	0,0426	(0,0559)	0,0507	(0,0542)
ABSCHNITT	-1,274 **	(0,3082)	.6469	(0,4884)	0,7906	(0,6460)
Anz. Beob.	678		678		665	
Mittel abh. Var.	0,4437		0,6185		0,3854	
R ²	0,3098		0,2782		0,0897	
R ² korrigiert	0,2812		0,2482		0,0511	

Die Standardfehler in den Klammern sind unter Beachtung der räumlichen Restkorrelation in Anlehnung an Conley (1999) aufgeführt. Je nach dem ob das Signifikanzniveau des robusten Standardfehlers 0.1 or 0.05 beträgt, sind die Koeffizienten mit einem oder mit zwei Sternen gekennzeichnet.

Außer der Ungleichheit innerhalb und zwischen den Gemeinden, weisen auch einige andere lokale Merkmale wesentliche Effekte auf. Benachteiligte Gegenden mit einer hohen Arbeitslosenquote und einem hohen Ausländeranteil scheinen weniger Straftäter anzulocken. Darüber hinaus ist in Hinblick auf einfachen Diebstahl festzustellen, daß Gegenden, die einen hohen Anteil an jungen Männern und eine große Anzahl an Geschiedenen aufweisen, Straftäter hervorbringen, die in der Nachbarschaft Straftaten begehen.

Die Grenzdummies sind nur für die französische Grenze und für die innerdeutsche Grenze zu Hessen signifikant, was darauf hindeutet, daß durch diese Grenzen gebietsfremde Straftäter angelockt werden.

7 Zusammenfassung

Der Beitrag macht deutlich, daß mit einem feinen Grad der räumlichen Disaggregation systematische räumliche Effekte in einer empirischen Untersuchung von Kriminalität wichtig sind. Außerdem zeigt sich, daß die besondere Berücksichtigung der räumlichen Dimension die Möglichkeiten verbessert, die Determinanten von Kriminalität zu bestimmen.

Die Ergebnisse unserer Ausgangsregression bestätigen größtenteils die Prognosen der empirischen Literatur, wonach die Verdienstmöglichkeiten im legalen Bereich, der zu erwartende Gewinn aus einer Straftat und teilweise auch das Risiko eines Fehlschlags, wichtige Determinanten sind. But, formal testing revealed the presence of significant spatial effects suggesting that neglecting the spatial dependence might be misleading in an attempt to estimate the determinants of the individual choice.

Zu weiteren Ausführungen über die Art von räumliche Effekten nutzen wir eine besondere Eigenschaft unseres Datensatzes aus, die es uns erlaubt, zwischen ortsansässigen und nicht ortsansässigen Straftätern zu unterscheiden. Dies erweist sich insbesondere in Hinblick auf die Unterscheidung von Angebots- und Nachfragefaktoren bei vermögensbezogenen Verbrechen als sehr hilfreich. Die Ergebnisse stimmen mit der Sichtweise überein, daß kriminelle "Spillovers" mit einer räumlichen Trennung der Bevölkerung ansteigen. Denn große Unterschiede bei dem Vermögen führen dazu, daß es zu einer höheren Kriminalitätsrate kommt. Besides higher rent levels, lower unemployment, fewer immigrants, and more shops, all relative to the neighborhood, trigger significant inward mobility of crime. Also jurisdictions with high inequality are shown to attract petty theft, suggesting, that whereas at the level of society inequality might be an indicator of strong separation between advantaged and disadvantaged, at the local level within-inequality might indicate more heterogenous communities which facilitate criminal activities because of weaker social control.

Literatur

- Agnew, R. (1992). Foundation for a General Strain Theory of Crime and Delinquency. *Criminology*, 30, 47–87.
- Akerlof, G. A. (1997). Social Distance and Social Decisions. *Econometrica*, 65, 1005–1027.
- Becker, G. S. (1968). Crime and Punishment: An Economic Approach. *Journal of Political Economy*, 76, 169–217.
- Case, A. C., & Katz, L. F. (1991). *The Company You Keep : The Effects of Family and Neighborhood on Disadvantaged Youths* (Discussion Paper No. 3705). NBER.
- Cohen, L. E., & Felson, M. (1979). Social Change and Crime Rate Trends: A Routine Activity Approach. *American Sociological Review*, 44, 588–608.
- Conley, T. G. (1999). GMM Estimation With Cross Sectional Dependence. *Journal of Econometrics*, 92, 1–45.
- Cowell, F. A. (1995). *Measuring Inequality* (2 ed.). Amsterdam: Prentice Hall/Harvester Wheatsheaf.
- Ehrlich, I. (1973). Participation in Illegitimate Activities: A Theoretical and Empirical Investigation. *Journal of Political Economy*, 81, 521–565.
- Ehrlich, I. (1996). Crime, Punishment, and the Market for Offenses. *Journal of Economic Perspectives*, 10, 43–67.
- Entorf, H., & Spengler, H. (2001). *Crime in Europe*. Berlin Heidelberg New York: Springer.
- Evans, W. N., Oates, W. E., & Schwab, R. M. (1992). Measuring Peer Group Effects: A Study of Teenage Behavior. *Journal of Political Economy*, 100(5), 966–991.
- Fabrikant, R. (1979). The Distribution of Criminal Offenses in an Urban Environment: a Spatial Analysis of Criminal Spillovers and of Juvenile Offenders. *Journal of Economics and Sociology*, 38(1), 31–47.
- Glaeser, E. L., & Sacerdote, B. (1999). Why is There More Crime in Cities. *Journal of Political Economy*, 107(6), 225–257.
- Glaeser, E. L., Sacerdote, B., & Scheinkman, J. A. (1996). Crime and Social Interactions. *Quarterly Journal of Economics*, 111, 507–548.
- Heidenreich, H. J. (1988). Berufs- und Ausbildungspendler: Ergebnis des Mikrozensus. *Wirtschaft und Statistik*, 2, 86–100.

- Helsley, R. W., & Strange, W. C. (1999). Gated Communities and the Economic Geography of Crime. *Journal of Urban Economics*, 46, 80–105.
- Hirschi, T. (1969). *Causes of Delinquency*. Berkeley, CA: University of California Press.
- Katzman, M. (1981). The Supply of Criminals: A Geo Economic Examination. In S. Hakim & G. F. Rengert (Eds.), *Crime Spillover* (pp. 119–134). Beverly Hills and London: Sage.
- Kelly, M. (2000). Inequality and Crime. *Review of Economics and Statistics*, 82(4), 530–539.
- Levitt, S. D. (1997). Using Electoral Cycles in Police Hiring to Estimate the Effect of Police on Crime. *American Economic Review*, 87, 270–290.
- Manski, C. F. (1993). Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem. *Review of Economic Studies*, 60(3), 531–542.
- Matsueda, R. L. (1982). Testing Control Theory and Differential Association: A Casual Modeling Approach. *American Sociological Review*, 47, 489–504.
- Merton, R. K. (1938). Social Structure and Anomie. *American Sociological Review*, 3, 672–82.
- O'Regan, M. O., & Quigley, J. M. (1996). Spatial Effects Upon Employment Outcomes : The Case of New Jersey Teenagers. *New England Economic Review*, 1996, May/June, 41–58.
- Sampson, R. J., & Groves, W. B. (1989). Community Structure and Crime: Testing Social-Disorganization Theory. *American Journal of Sociology*, 94, 774–802.
- Shaw, C., & McKay, H. (1942). *Juvenile Delinquency and Urban Areas*. Chicago: University of Chicago Press.
- Sutherland, E. H. (1942). Development of the Theory. In K. Schuessler (Ed.), *Edwin Sutherland on Analyzing Crime* (pp. 30–41). Chicago: Chicago University Press.

Datenquellen und Definitionen

Die Gemeinden: Der Datensatz besteht aus 1111 Gemeinden des Bundeslandes Baden-Württemberg (BW). Die Gemeinden bilden die unterste Ebene der Gebietskörperschaften. BW umfaßt eine Fläche von insgesamt 35.752 Km² (13.800 Meilen²) mit einer durchschnittlichen Größe der Gemeindeflächen von nur 32,2

km² (12,4 miles²). Zum Vergleich: Die durchschnittliche Größe eines amerikanischen Landkreises beträgt etwa 1.127,5 Meilen² (eigene Berechnungen, die auf "County and City Data Book", 1988 basieren). Die durchschnittliche Bevölkerungsdichte beträgt 291 Einwohner pro km² oder 753,7 Einwohner pro Meile². Die durchschnittliche amerikanische Bevölkerungsdichte liegt in etwa bei 68,1 pro Meile² (siehe County and City Data Book, 1988).

Kriminalitätsdaten: Die Kriminalitätsdaten sind uns vom Landeskriminalamt Baden-Württemberg zur Verfügung gestellt worden. Die Diebstähle setzen sich aus einfachen Diebstählen und Diebstählen unter erschwerenden Umständen zusammen. Gewaltkriminalität beinhaltet Mord, Totschlag, Raub, sexuelle Belästigung, Raubüberfall, Körperverletzung mit tödlichen Ausgang, schwere Körperverletzung, Entführung, Geiselnahme sowie Angriffe auf den Luftverkehr und den Seetransport.

Wenn für die Studie Daten verwendet wurden, die der amtlichen Kriminalitätsstatistik entnommen worden sind, muß beachtet werden: Amtliche Kriminalitätsstatistiken zeigen nicht das wahre Ausmaß der Kriminalität an, sondern lediglich den Umfang der Kriminalität, der der Polizei bekannt ist. Wie man mithilfe von Opferbefragungen herausfinden kann, wird ein großer Teil der Verbrechen nicht erfaßt. Wie groß dieser Teil ist, hängt stark von der Art der Verbrechen, der Neigung der Bevölkerung, Verbrechen zu melden, und den Aufzeichnungsbemühungen der Polizei ab. Da die vorliegende Studie sich jedoch mit der Querschnittsveränderung von Kriminalitätsraten beschäftigt, werden die Ergebnisse nur beeinflusst, wenn die erklärenden Variablen mit der berichtenden Neigung korreliert sind.

Die Aufklärungsrate betreffend verwenden wir in unserer Untersuchung eher Kreis- als Gemeindedaten. Der Grund hierfür ist, daß auf Gemeindeebene die Aufklärungsrate eine unregelmäßige Streuung aufweist. Diese ist darauf zurückzuführen, daß für Gemeinden mit einer niedrigen Anzahl von Delikten schon eine kleine Veränderung in der Anzahl der aufgeklärten Fälle ausreicht, um eine wesentliche Veränderung der Aufklärungsrate zur Folge zu haben (Anzahl der aufgeklärten Fälle / Anzahl der aufgezeichneten Fälle). Da dieses Problem nicht beseitigt werden kann, ohne die kleinsten Gemeinden von der Untersuchung auszuschließen, haben wir uns entschieden, den einzelnen Gemeinden die Aufklärungsrate ihres Kreises zuzuweisen. Dabei ist jedoch zu beachten, daß lokale Unterschiede bei der Aufklärungsrate nicht unbedingt vorkommen müssen, da die Polizei von der Länderebene aus verwaltet wird.

Kovariate: Alle Kovariate sind auf der Basis von Daten verarbeitet worden, die dem Landesinformationssystem (LIS) des Statistischen Landesamtes Baden-Württemberg entnommen worden sind.

EINKOMMEN (mittleres Bruttoeinkommen) und UNGLEICHHEIT (Giniko-

effizient) sind mit Hilfe der Einkommenssteuerstatistiken berechnet worden, die das für die Einkommenssteuer verantwortliche Bruttoeinkommen anzeigen. Das Einkommen wird in 8 Einkommensklassen eingeteilt [1, 10000]; [10000, 20000]; [20000, 30000]; [30000, 40000]; [40000, 50000]; [50000, 75000]; [75000, 100000]; [100000 or more]), für die jeweils die Anzahl der Steuerzahler und das mittlere Einkommen angegeben sind. Während die Berechnung des Einkommens relativ unkompliziert ist, ist dies für die UNGLEICHHEIT schwieriger, da wenig über die Einkommensverteilung innerhalb der einzelnen Klassen bekannt ist. Aber bei bekannten Durchschnittseinkommen und bekannter Anzahl der Beobachtungen innerhalb der einzelnen Klassen ist es möglich, wie Cowell (1995) gezeigt hat, innerhalb der einzelnen Klassen eine obere und eine untere Grenze für die Varianz der Ungleichheitsmaße zu berechnen. Die untere Grenze anhand der Annahme berechnet, daß jeder innerhalb einer Klasse i exakt dasselbe Einkommen erhält, nämlich das Durchschnittseinkommen (μ_i) dieser Klasse. Die obere Grenze resultiert aus der Annahme, daß es eine maximal mögliche Ungleichheit innerhalb jeder Klasse gibt. Dies bedeutet, daß Mitglieder der Klasse i entweder das Einkommen an der unteren Grenze (a_i) oder das an der oberen Grenze (a_{i+1}) erhalten, aber keine dazwischenliegenden Einkommen. Der Anteil der Mitglieder einer Klasse, bei denen angenommen wird, daß sie im unteren Bereich der Klasse i zu finden sind, kann durch $\lambda_i = \frac{a_{i+1} - \mu_i}{a_{i+1} - a_i}$ ermittelt werden.¹⁰ Man kann nun die untere (G_L) und die obere (G_U) Schranke des Ginikoeffizienten als

$$G_L = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k \frac{n_i n_j}{n^2 \bar{y}} |\mu_i - \mu_j|,$$

$$G_U = G_L + \sum_{i=1}^k \frac{n_i^2}{n^2 \bar{y}} \lambda_i [\mu_i - a_i],$$

ermitteln, wobei j ein zusätzlicher Gruppenindex ist, k die Anzahl der Klassen angibt, n_i (n_j) die Anzahl der Steuerzahler innerhalb der Gruppe i (j) darstellt, n die absolute Anzahl von Steuerzahlern in allen Gruppen bedeutet, und \bar{y} das Durchschnittseinkommen aller Gruppen ist (dies ist dasselbe wie EINKOMMEN). Als Regel kann festgehalten werden, daß bei gruppierten Einkommensdaten die höchste Klasse immer ohne eine obere Grenze dargestellt wird (z. B. 100.000 oder mehr). Dies ist darauf zurückzuführen, daß es ab einer bestimmten Höhe nur noch sehr wenige Einzelpersonen gibt, die aber trotz ihrer geringen Anzahl, große Einkommensunterschiede innerhalb und zwischen

¹⁰Diese Formel stellt sicher, das das angenommene durchschnittliche Einkommen innerhalb einer Klasse mit der beobachteten Zahl μ_i übereinstimmt.

den Gemeinden verursachen können. Diese offene Klasse ist aber weiter nicht problematisch. Obwohl a_{k+1} für die Berechnung von G_U benötigt wird, weist die Spezifikation der oberen Grenze keinen starken Einfluß auf das Maß auf. Als gängiger Wert ist die Schranke auf 999.999 DM festgesetzt worden. Während G_L und G_U die Grenzwerte des Ginikoeffizienten festlegen, ist es offensichtlich, daß der gesuchte Wert irgendwo dazwischen liegen muß. Für den Ginikoeffizienten schlägt Cowell (1995) einen Kompromiß vor, indem $\frac{2}{3}$ von der untere Schranke genommen werden und diesem $\frac{1}{3}$ von der obere Schranke hinzugefügt wird, was “[...] bei den meisten Verteilungen sehr gut funktioniert” (Cowell, 1995, S. 116).

Für ARMUT (Anteil der Bevölkerung an den Sozialhilfeempfängern) sind Daten lediglich für die Kreisebene verfügbar. Darüberhinaus können wegen eines Wechsels in der Sozialhilfestatistik im Jahre 1994 Daten aus dem Jahre 1995 nicht mit denen aus den Jahren 1992 und 1989 verglichen werden. Deshalb haben wir uns entschlossen, die 89er Werte für ARMUT den anderen Jahren unserer Stichprobe hinzuzufügen. Schließlich muß noch angemerkt werden, daß es verschiedene Möglichkeiten gibt, den Anteil der Sozialhilfeempfänger zu ermitteln. Es ist nämlich möglich, daß Individuen, die zu verschiedenen Zeitpunkten innerhalb eines Jahres Sozialhilfe bezogen haben, mehrmals erfaßt werden.

Die Daten für ARBEITSLOSIGKEIT, EHESCHIEDUNGEN, BILDUNG, EINWANDERUNG, SINGLES, EIN- und AUSENDLER sind nur für das Jahr 1987 verfügbar - das Jahr der letzten Volkszählung in Deutschland. Damit wir unsere Schätzungen nicht ohne diese wichtigen Daten durchführen mußten, haben wir die 87er Werte für jedes von unseren drei Stichprobenjahren fortgeschrieben. MIETE ist die durchschnittliche Monatsmiete für eine mit Bad und Küche ausgestattete Wohnung, wobei öffentlich geförderte Wohnunterkünfte nicht berücksichtigt worden sind. Auch diese Daten wurden der letzten Deutschen Volkszählung entnommen und sind mithilfe des staatlichen Mietindex angepaßt worden. Die Anzahl der GESCHÄFTE konnte anhand der letzten Geschäftsbefragung aus dem Jahre 1993 ermittelt werden.

Spatial weighting matrix: Euclidian distances are computed from a digital map of the geographical position of the administrative center of each community. The employed matrix defines local neighbors as communities located within a distance of 30 kilometers (km). This results from using commuting of the working population as an indicator of the geographic proximity, as 90 % of the male commuters – as a proxy for full-time employed commuters – have a commuting distance up to 30 km (18,65 miles). This figure was obtained by means of linear interpolation based on relative frequencies of commuting distances published by Heidenreich (1988). Each neighboring community is weighted according to the inverse of its relative distance. The resulting matrix has a dimension of 1111, shows an average weight of .0236, contains 47028 nonzero links and an average of 42.3 links. The two most connected communities show 83 links, the least

connected community display 5 links.