

## **Kriminalität und Ökonomie: Übersicht und neue Evidenz\***

Von Horst Entorf\*\*

### **1. Einleitung**

Kriminalität ist ein zunehmend wichtiges Übel unserer heutigen Gesellschaft. In Deutschland ist die Zahl der bei der Polizei bekanntgewordenen Straftaten von ca. 3 je 100 Einwohner im Jahre 1963 auf ca. 8 je 100 Einwohner im Jahre 1993 gestiegen (siehe Abbildung 1). Dabei sind die tatsächlichen Zahlen auf Grund einer nicht zu vernachlässigenden Dunkelziffer z. B. bei Sexualdelikten, Diebstahl, Schwarzarbeit oder Steuerbetrug sicherlich größer. Die Zahlen verraten, daß Kriminalität unmittelbare ökonomische Konsequenzen hat, denn Verbrechensbekämpfung und -verhütung fordern die Zuteilung von knappen öffentlichen und privaten Ressourcen, ganz zu schweigen vom ökonomischen Schaden, den kriminelle Taten bei den Opfern anrichten. Dazu gehören auch indirekt verursachte Schäden, wie z. B. Beeinträchtigungen des Geschäftslebens in den besonders von Kriminalität betroffenen Innenstädten.

Andererseits sind die meisten Kriminellen durch ihre illegale Tätigkeit und durch die verminderte Wiederbeschäftigungsmöglichkeit nach einer Vorstrafe weniger produktiv, was zukünftige Wirtschaftsleistungen einer Volkswirtschaft durchaus beeinträchtigen kann. Diese Gefahr scheint für die USA gegeben zu sein, wo 1993 11% der männlichen Erwerbspersonen zwischen 18 und 34 Jahren unter Justizaufsicht standen, d. h. im Gefängnis oder auf Bewährung oder gegen Kautions in Freiheit waren (Freeman, 1994). In Deutschland sind derartige Zahlen (noch) verhältnismäßig gering: Nur 0.5% aller Erwerbspersonen (Männer und Frauen) sind unter Aufsicht der Justiz. Bei den stark (siehe Abbildung 2) kriminalitätsgefährdeten Heranwachsenden (18-21) ist die Zahl deutlich größer, nämlich 1.2%.<sup>1</sup> Das ist weit

---

\* Verantwortlicher Herausgeber / editor in charge: B. F.

\*\* Revidierte und erweiterte Version des Papiers „Kriminalität und Ökonomie: Eine Bestandsaufnahme“ (letzte Version: 11/1995). Ich danke Peter Schwarz, Michailis Kavalakis und Hannes Spengler für kompetente Assistenz.

<sup>1</sup> Quelle: Statistisches Bundesamt (1994), eigene Berechnungen.

entfernt von den Zahlen in den USA, entspräche aber immerhin schon einer westdeutschen Arbeitslosenquote des Jahres 1971. Außerdem ist zu bedenken, daß diese Quote für heranwachsende Männer wahrscheinlich fast doppelt so groß ist, denn der Großteil der Kriminalität ist bei Männern festzustellen (Abbildung 2). Eine beunruhigend hohe Quote ist auch der Anteil „Straftaten/Einwohner der gleichen Bevölkerungsgruppe“ bei den 18-21jährigen Männern, der dort fast 14% beträgt (Abbildung 2).

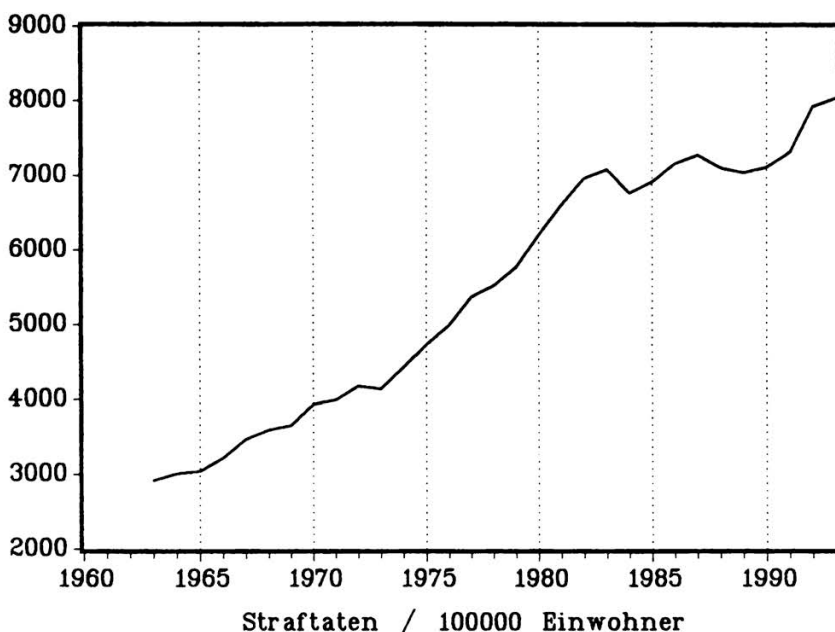


Abbildung 1: Kriminalitätsentwicklung in (West-)Deutschland

Quelle: Bundeskriminalamt (1994).

Warum interessiert den Ökonomen die zunehmende Kriminalität? Becker (1968) formuliert aus *gesamtwirtschaftlicher* Sicht den wesentlichen Punkt: Die Politik zur Bekämpfung illegaler Aktivität ist Teil der optimalen Allokation der Ressourcen. Es geht also um die Beantwortung der normativen Frage, wieviel Ressourcen und welche Bestrafung sollten eingesetzt werden, um das Verbrechenaufkommen einzuschränken. Führt man diesen Gedanken weiter, so impliziert dies die Frage „Wie viele Verbrechen sollten erlaubt sein, wie viele Kriminelle dürfen ungestraft davonkommen?“

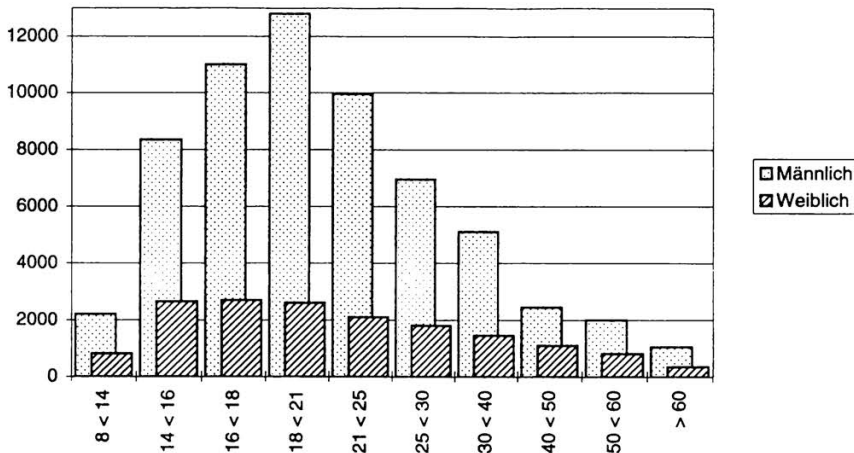


Abbildung 2: Alters- und Geschlechtsstruktur der Tatverdächtigen

Anmerkung: Straftaten/100 000 Einwohner der gleichen Bevölkerungsgruppe, Zeitraum: 1993, Bereich: Bundesgebiet insgesamt.

Quelle: Bundeskriminalamt (1994).

Aus *individueller* Sicht bringt Becker in radikaler Weise die Beweggründe für Kriminalität auf einen gemeinsamen ökonomischen Nenner: „Some persons become ‚criminals‘ ... not because their basic motivation differs from that of other persons, but because their benefits and costs differ“ (1968, S. 176). Diese allumfassende Sichtweise ökonomisch bedingter Handlungsweisen ist sicherlich diskutierbar, sie erlaubt aber zahlreiche interessante Einsichten über die Wechselwirkungen von Ökonomie und Kriminalität. Dieser Aufsatz gibt eine Übersicht über das Thema aus dem Blickwinkel der neunziger Jahre. Drei Aspekte stehen im Vordergrund der neueren Literatur und werden somit auch hier vorrangig behandelt:

- a) Die Frage der Abschreckung (d. h. der Einfluß von Strafhöhe und Strafwahrscheinlichkeit auf die Anzahl der Verbrechen),
- b) Wechselwirkungen mit dem Arbeitsmarkt, und
- c) Zusammenhänge zwischen Ungleichheit und Ökonomie.

Die verschiedenen Sichtweisen von Ökonomie und Kriminalität in der neueren Literatur haben vieles gemeinsam, was im zentralen Aufsatz von Becker (1968) seinen Ursprung hat. Aus diesem Grunde werden die wichtigsten Elemente dieses Aufsatzes auch hier vorangestellt.

Neue Ergebnisse beziehen sich zum großen Teil auf US-amerikanische Evidenz. Es gibt nach bestem Wissen des Autors so gut wie keine Studie

über „Kriminalität und Ökonomie“ in Deutschland.<sup>2</sup> In diesem Aufsatz soll darum der fundamentale Bestandteil von Beckers Theorie, die Abschreckungshypothese, mit Panel-Daten der 11 westdeutschen Bundesländer für die Jahre 1975 bis 1994 überprüft werden. Diese Untersuchung liefert Information für die Kosten-Nutzen-Analyse des Staates bzw. der Länder, in der es darum geht, eventuell in eine höhere Aufklärungsquote zu investieren, um die Verbrechenszahl zu reduzieren.

Daneben werden die ökonomischen Einflußfaktoren von Kriminalität für diese deutschen Daten untersucht, wobei die Rollen von Urbanisierungsgrad, Pro-Kopf-Einkommen, Ausländeranteile und des Arbeitsmarktes thematisiert werden. Um politökonomische Faktoren für die Kriminalitätsentwicklung in den Ländern zu testen, werden Parteivariablen für jeweilige Landesregierungen eingeführt.

Neben dem Bundesländer-Panel steht ein internationaler Querschnitt von Ländern zur Verfügung. Dieser dient zur Illustration möglicher Wirkungsketten zwischen Ungleichheit und Kriminalität.

Kriminalität und Ökonomie beinhaltet im weiteren Sinne auch Fragen der von Coase und Stigler ins Leben gerufenen Forschungsrichtung zum Thema Deregulierung und Durchsetzung von Gesetzesmaßnahmen. Die diesbezügliche Literatur zu „Law and Economics“ bleibt hier weitgehend unberücksichtigt. Übersichten zum Stand der Forschung sind in den Artikeln von Coase (1993), Landes und Posner (1993) und Stigler (1992) enthalten.

Das Papier gliedert sich wie folgt. Abschnitt 2 enthält eine Zusammenfassung von wichtigen empirischen Arbeiten, die in der Tradition von Beckers Theorie zu „Kriminalität und Abschreckung“ stehen. Abschnitt 3 beschreibt neue Erkenntnisse zum Thema „Kriminalität und Arbeitsmarkt“, und Abschnitt 4 versucht, die gängigen Hypothesen zum Thema „Kriminalität und Ungleichheit“ zu veranschaulichen. Abschnitt 5 präsentiert Evidenz zur Gültigkeit der Abschreckungshypothese in der Bundesrepublik Deutschland. Abschnitt 6 faßt die wichtigsten Ergebnisse zusammen.

## **2. Kriminalität und Abschreckung**

### **2.1. Grundzüge der neoklassischen Kriminalitätstheorie**

Beckers (1968) Ansatz besteht darin, eine soziale Verlustfunktion zu betrachten, die aus der Summe der durch Verbrechen verursachten Schäden, aus Verfolgungs- und Verurteilungskosten und aus den Kosten für die aufer-

---

<sup>2</sup> Eine Ausnahme ist Krueger und Pischke (1995).

legte Bestrafung besteht. Ziel der Gesellschaft ist es, jene Strafmaße und jene Allokation der Ressourcen zu finden, die den Verlust möglichst klein hält. Dies wird z. B. abhängen davon, ob Geld- oder Gefängnisstrafen verhängt werden, oder wie die Reaktion der Kriminellen auf Strafe und auf ein erhöhtes Risiko ist, aufgegriffen und verurteilt zu werden.

Das Modell hat bei einer Vielzahl von theoretischen Verfeinerungen und bei zahlreichen empirischen Untersuchungen als Grundlage gedient, so daß hier die wichtigsten Elemente aus Beckers Theorie skizziert werden.

Die Kosten setzen sich aus a) Schäden, b) Kosten der Verhaftung und Verurteilung, c) Kosten der Bestrafung (Becker, 1968, nennt übrigens eine Schätzung der „U.S. Crime Commission“ für das Jahr 1965, wonach die Kosten durch Kriminalität 4% des Volkseinkommens ausmachen). Weiteres Element ist die „Verbrechensangebotsfunktion“, die die Häufigkeit krimineller Aktivität in Reaktion auf Abschreckungsmaßnahmen beschreibt.

a) Netto-Schäden (z. B. Verlust der Einkommen der Opfer, Nutzengewinn durch Freude am Spiel):

$$(1) \quad D(O) = H(O) - G(O)$$

wobei

- $O$  = Anzahl krimineller Aktivitäten
- $D$  = Netto-Schaden
- $H$  = Schaden
- $G$  = Gewinne.

Es gelten folgende neoklassische Kosten- und Ertragsverläufe:

$$H' > 0, G' > 0, H'' > 0, G'' < 0 \quad (D'' = H'' - G'' > 0) .$$

b) Kosten der Verhaftung und Verurteilung (zumeist Gehälter für Polizei und Justiz):

$$(2) \quad C = C(O, p) ,$$

wobei

- $p$  = Wahrscheinlichkeit, daß ein Verbrechen bestraft wird.

Es gelte  $C'(p) > 0$ .

c) Bestrafungskosten (Entgangene Einkommen der Bestraften, Verzicht auf Konsum etc, Kosten der Gefängnisaufsicht, der Bewährungshelfer etc;

bei Geldstrafe: Einnahme des Staates = private Ausgabe, daher keine Nettokosten bis auf Transferkosten):

$f'$  = Soziale Kosten je Verbrechen

Die sozialen Kosten je Verbrechen sind höher als die direkt für die Verbrechen anfallenden Kosten, da mit jeder Bestrafung auch andere betroffen sind:

$$(3) \quad f' = bf,$$

wobei

$f$  = (direkte) Kosten der Bestrafung („Strafe“).

$b$  mit  $b \geq 0$  ist der Koeffizient, der die aus Verbrechen entstehenden *sozialen* Kosten beschreibt ( $b$  ist faktisch Null bei Geldstrafen,  $b$  ist deutlich über eins bei Jugendstrafen, die von intensiver sozialer Betreuung begleitet werden).

d) Wichtiges Element in Beckers Analyse ist die *Verbrechensangebotsfunktion*:

$$(4) \quad O = O(p, f, u),$$

wobei

$u$  = übrige Faktoren.

Da durch die erhöhte Strafwahrscheinlichkeit  $p$  und durch eine höhere Strafe  $f$  der Nutzen aus Verbrechen<sup>3</sup> sinkt, gilt  $O_p < 0$ ,  $O_f < 0$ .

Ziel des Staates ist es, durch Variation der Aktionsparameter  $p$  und  $f$  die soziale Verlustfunktion

$$(5) \quad L = D(O) + C(p, O) + bfpO$$

zu minimieren. Dabei sind  $bf$  die sozialen Kosten je verurteiltem Verbrecher, und  $pO$  ist das zu bestrafende Verbrecheraufkommen.

Im sozialen Optimum gilt dann

$$(6) \quad D' + C' = -bpf \left( 1 - \frac{1}{\epsilon_f} \right)$$

und

<sup>3</sup> Der erwartete Nutzen durch Verbrechen ist  $E(U) = pU(Y - f) + (1 - p)U(Y)$ , wobei  $Y$  Einkommen aus krimineller Aktivität ist.

$$(7) \quad D' + C' + C_p \frac{1}{O_p} = -bpf \left( 1 - \frac{1}{\epsilon_p} \right)$$

wobei

$$\epsilon_f = -\frac{f}{O} O_f, \quad \epsilon_p = -\frac{p}{O} O_p.$$

Die Gleichungen (6) und (7) lassen sich im üblichen neoklassischen Sinne interpretieren. Die durch Reduktion von  $f$  (Gleichg. (6)) bzw. durch Reduktion von  $p$  (Gleichg. (7)) entstehenden zusätzlichen Kosten sind im Optimum identisch mit den jeweiligen marginalen „Erlösen“, also den jeweiligen rechten Seiten von (6) und (7). Die Interpretation als „Erlös“ ist hier aus der Sicht der Verbrecher zu sehen, und zwar als vermiedene (negative) Bestrafung.

Da sich (6) und (7) nur um die negative Größe  $C_p/O_p$  unterscheiden, folgt für die rechte Seite, daß im Optimum  $\epsilon_p > \epsilon_f$  gelten muß. Das heißt, das Verbrecher eher auf eine Veränderung ihrer Strafwahrscheinlichkeit, also z. B. auf einen erhöhten Polizeieinsatz, reagieren als auf eine Erhöhung der Strafe.

Weiterhin gilt für die „Strafelastizität“  $\epsilon_f$ , daß diese im Optimum kleiner als eins sein muß (wegen positiver Grenzkosten). Die „Polizei-elastizität“  $\epsilon_p$  kann nur dann größer als eins werden, wenn  $C_p$  groß genug wird (da  $O_p < 0$ ).

Die Tatsache, daß im Optimum die „Grenzerlöse“ aus einer Reduktion der Bestrafung höher sind als die Grenzerlöse aus einer Reduktion des „Polizeiparameters“  $p$  sagt ferner, daß die sozialen Kosten in einem Bereich minimiert werden können, in dem Kriminelle risikofreudig sind (vgl. (6) und (7): Der Ausdruck auf der rechten Seite von (6) ist größer als der Ausdruck auf der rechten Seite von (7)).

Weitere Ergebnisse in Beckers Aufsatz beruhen auf der Analyse und Vertiefung obenstehender Optimalitätsbedingungen. So läßt sich zeigen, daß die Strafe und Verurteilungsbemühungen umso größer werden, je größer der angerichtete Schaden ist. Becker zeigt ferner anhand von Strafwahrscheinlichkeiten und Gefängnisstrafen in den USA, daß diese Aussage mit empirischer Evidenz übereinstimmt.

Weiterhin macht sich Becker Gedanken über die optimale Art der Strafe. Da die sozialen Kosten minimiert werden, wenn die durch Verbrechen entstehenden Kosten durch die Strafe exakt kompensiert würden, plädiert Becker dafür, möglichst Geldstrafen zu verhängen.

## 2.2. Weiterentwicklungen von Beckers Theorie

Beckers Modell hat bei einer Vielzahl zukünftiger Arbeiten Pate gestanden. Ehrlich (1970, 1973) erweitert und modifiziert Beckers Ansatz, so daß es ökonomischer Überprüfung zugänglich ist. Ehrlich betrachtet kriminelle Aktivität aus der Sicht eines Individuums, das seinen erwarteten Nutzen durch optimale Aufteilung der verfügbaren Zeit in (risikobehaftete) kriminelle und (sichere) legale Aktivität maximiert. Er thematisiert damit den Tradeoff zwischen legalen Löhnen und illegalen Einkünften. Ceteris paribus gilt, daß eine Erhöhung der legalen Löhne die Teilnahme an krimineller Aktivität reduziert. Es ist im übrigen interessant zu beobachten, daß über den Tradeoff zwischen legalen und illegalen Einkunftsmöglichkeiten Ehrlich die Rolle der Einkommensverteilung ins Spiel bringt, was bei aktuellen Kriminalitätsanalysen wieder stärker in den Vordergrund rückt (Lee, 1993, Freeman, 1994, Benoît und Osborne, 1995).

Ehrlichs theoretische Ergebnisse sind ansonsten sehr stark in der Tradition von Beckers Arbeit, d. h. auch bei ihm konzentriert sich die zentrale Aussage auf den Vergleich der beiden Elastizitäten der Verbrechenreduktion, nämlich auf die Effekte von Strafhöhe und Strafwahrscheinlichkeit. Er kommt zu dem Ergebnis, daß der Effekt einer Veränderung der Strafe größer (kleiner) ist als der der Effekt einer Veränderung der Wahrscheinlichkeit, falls Verbrecher risikoscheu (risikofreudig) sind.

Beckers Arbeit wird vor allem von Stigler (1970) kritisiert. So bezweifelt er, ob es sinnvoll ist, den kriminellen Nutzengewinn, also z. B. den Nutzengewinn eines einen Verkehrsunfall verursachenden Verkehrssünder, als positive Größe in eine Kosten-Nutzen-Betrachtung eingehen zu lassen. Weitere Kritik bezieht sich auf die Frage, ob es in jedem Fall monetäre Äquivalente zu Gefängnisstrafen geben kann (Block und Lind, 1975a, siehe hierzu auch Witte, 1980). Block und Lind zeigen weiterhin, daß Risikopräferenz nicht unbedingt notwendige Voraussetzung dafür ist, daß die Strafhöhe einen höheren Abschreckungseffekt hat als die Erhöhung der Erfolgsquote (1975b). Auf eine wichtige theoretische Einschränkung der Gültigkeit von Ehrlichs Resultate haben Block und Heineke (1975) hingewiesen, die gezeigt haben, daß wenn die für legale und illegale Aktivität aufgebrauchte Zeit explizit in die Nutzenfunktion eingeführt wird, bei üblicherweise unterstellten Präferenzrestriktionen keine Ergebnisse der komparativen Statik hergeleitet werden können.<sup>4</sup> Die Autoren treffen angesichts des Dilemmas bezüglich der mangelnden Allgemeingültigkeit der theoretischen Ergebnisse die Aussage, daß „... *policy recommendations do not follow from theory but*

<sup>4</sup> Notwendig wäre die zusätzliche Annahme, daß von der Zeitaufteilungsentscheidung herrührende psychische oder ethische Kosten unabhängig vom Vermögen sind.



rather require empirical determination of relative magnitudes“ (1975, S. 323).

Die empirische Überprüfung von Beckers Kriminalitätstheorie wurde von Issac Ehrlich (1970, 1973) eingeleitet. Die meisten empirischen Arbeiten basieren auf der von Ehrlich vorgeschlagenen ökonomischen Spezifikation seines Modells.

Der wichtigste Baustein in Ehrlichs und in den zukünftigen empirischen Arbeiten zu Kriminalität ist die Überprüfung der „Kriminalitätsangebotsfunktion“ (siehe Ehrlich, 1975, Wolpin, 1978, 1980, Hoenack und Weiler, 1980, Witte, 1980, Myers, 1983, Corman, Joyce und Lovitch, 1987, Kenkel, 1993, Grogger, 1994). Bei Ehrlich ergibt sich folgende aggregierte Spezifikation:

$$(8) \quad O = O(p, f, Y, X, E),$$

wobei

- $O$  = Anzahl der Verbrechen/Einwohner
- $p$  = Strafwahrscheinlichkeit im Falle einer kriminellen Handlung
- $f$  = Mittlere Gefängnisstrafe von mit Gefängnis bestraften Kriminellen
- $Y$  = Median-Einkommen
- $X$  = Indikator für Einkommensverteilung
- $E$  = Sonstige Einflüsse (Rassenverteilung, Altersverteilung, mittlere Schulbildung, Bevölkerungsdichte, Ausgaben für Polizei, Arbeitslosenquote).

$p$  und  $f$  werden in der Literatur auch die „Abschreckungsvariablen“ genannt. Durch ihre Variation kann der Staat das Verbrechenaufkommen beeinflussen.

Es ist offensichtlich, daß die ökonomische Schätzung als Standard-OLS-Regression nur unter strengen Annahmen zulässig ist, denn die Strafwahrscheinlichkeit  $p$  ist nur unter restriktiven Annahmen exogen.<sup>5</sup> Sie wird ihrerseits von dem Aufkommen an Kriminalität  $O$  beeinflusst. Hierfür sind vor allem zwei Gründe verantwortlich (siehe hierzu auch Wolpin, 1980):

- a) der Stau effekt,
- b) die gesellschaftliche Reaktion auf veränderte Kriminalitätsraten.

Der Stau effekt beruht auf der Tatsache, daß bei gegebenem Justizapparat, gegebener Anzahl von Polizisten usw. ein – aus welchem Grunde auch im-

<sup>5</sup> Wolpin (1978) schätzt die Verbrechenangebotsfunktion mit OLS, also unter der Annahme der Exogenität der Strafwahrscheinlichkeit  $p$ . Er begründet die Zulässigkeit dieser Schätzung unter der Voraussetzung, daß potentielle Straftäter „vollkommene Voraussicht“ bezüglich der Wirkung des „Strafdurchsetzungsmechanismus“ haben, d. h. ein höheres Kriminalitätsaufkommen wird  $p$  nicht verändern.

mer - höheres Verbrechensaufkommen notwendigerweise kurzfristig eine niedrigere Aufklärungsquote und Verurteilungsquote zur Folge hat. Die Beziehung zwischen der Strafwahrscheinlichkeit  $p$  und dem Verbrechensaufkommen  $O$  würde so überschätzt.

Dieser Effekt wird durch eine potentielle Unterschätzung abgemildert. Die tritt auf, sobald die Gesellschaft höhere Verbrechenszahlen nicht mehr akzeptiert. Dann führt die Zuteilung von mehr Ressourcen zu verbesserten Aufklärungs- und Verurteilenziffern, d. h.  $p$  wird wieder angehoben.

In den empirischen Arbeiten wird zum Teil versucht, dieser Simultanität Rechnung zu tragen. Das bedeutet, daß zumindest eine weitere Gleichung in das Schätzkalkül aufgenommen wird, in der die Strafwahrscheinlichkeit  $p$  als endogene Variable behandelt wird. Modelltheoretisch gesehen ist dies ad hoc, denn die Kriminalitätstheorien Beckers und Ehrlichs sagen nur etwas bezüglich des Kriminalitätsangebotsverhaltens aus. Die zusätzliche Schätzung von sogenannten „Law-enforcement“-Gleichungen, also „Gesetzesvollzugs“-Gleichungen, ist hingegen ein Zugeständnis an eine Datensituation, die komplizierter ist, als es modellmäßig vorgesehen ist. In Ehrlichs (1973) grundlegender Darstellung, beispielsweise, ist  $p$  exogen, nur bei der ökonomischen Spezifikation wird eine Motivation der Endogenisierung von  $p$  nachgereicht.

Auch bezüglich der Schätzung des „Gesetzesvollzugs“-Mechanismus finden sich in späteren Arbeiten Verfeinerungen der Spezifikation von Ehrlich. Sie sieht vor,  $p$  in Abhängigkeit der Ausgaben pro Kopf für Polizei, Gerichte usw.,  $A$ , des Kriminalitätsaufkommens,  $O$ , und weiterer Einflußvariablen,  $Z$  (die die Produktivität der Umsetzung von finanziellen Mitteln in verbesserte Aufklärung betreffen), zu formulieren:

$$(9) \quad P = P(A, O, Z),$$

wobei

$A$  = Justizausgaben/Einwohner

$Z$  = Produktivitätsbeeinflussende Variable (z. B. Urbanisierung, Bildungsniveau).

### 2.3. Evidenz zur Effektivität der Abschreckungsvariablen

Die Schätzung und Verfeinerung der „Angebots-“ und „Gesetzesvollzugsgleichung“ stehen im Vordergrund vieler empirischen Arbeiten zum Thema Kriminalität. Ehrlich selbst benutzt zur Überprüfung seines Modells Daten der US-Staaten. Genau wie in den meisten späteren Veröffentlichungen an-

derer Autoren (die sich wiederum zum Großteil auf die USA beziehen) findet er Bestätigung für den Abschreckungseffekt von  $p$  und  $f$ , d. h. längere Strafen und höhere Strafwahrscheinlichkeit verringern Kriminalität. Eide (1994, S. 246) kommt in einer internationalen Übersicht (USA, Kanada, England, Wales, Australien, Indien, Finnland und Schweden) zu dem Schluß, daß die Mehrzahl der Verbrechenelastizitäten hinsichtlich  $p$  und  $f$  zwischen 0 und  $-2$  liegen, wobei der Median ca.  $-0.5$  ist.

Umstritten bleibt aber, welcher Effekt stärker ist. Ehrlichs Ergebnisse zeigen, daß für schwere Verbrechen wie Mord und Vergewaltigung der Effekt einer erhöhten Strafwahrscheinlichkeit größer ist als der Effekt einer längeren Strafe. Das erscheint plausibel, denn bei solchen Verbrechen, die ohnehin schon mit sehr langen Haftstrafen bedacht werden, ist es unerheblich, ob jemand mit einmal oder zweimal lebenslänglich bestraft wird. Bei der Aggregation über alle Verbrechenkategorien ergibt sich allerdings eine stärkere Abschreckung durch Erhöhung des Strafmaßes.

In späteren Arbeiten ist kein Konsens bezüglich der relativen Wirkung der beiden Strafmaße festzustellen. Die Ergebnisse scheinen von Verbrechenkategorie zu Verbrechenkategorie und von Datensatz zu Datensatz zu variieren, allerdings ist bezüglich der Aggregation aller Verbrechen eine leichte Tendenz hin zu einer stärkeren Wirkung der Strafwahrscheinlichkeit festzustellen (Wolpin, 1978, Witte, 1980).

Auf einen wichtigen Punkt bei der Interpretation des Abschreckungseffektes durch Einsperrung hat Wolpin (1978) hingewiesen. Er untersucht, wieviel der beobachteten Kriminalitätsreduktion darauf zurückzuführen ist, daß potentielle Straftäter „ausgeschaltet“ sind, weil sie im Gefängnis sitzen. Das könnte zu einer Überschätzung der Wirkung der Abschreckungsvariablen führen. Zur Trennung des reinen Abschreckungseffektes vom „Ausschaltungseffekt“ verfügt Wolpin über eine bezüglich der Strafwahrscheinlichkeit  $p$  bemerkenswert detaillierten Datenbasis. Zeitreihen für England und Wales für die Zeit 1894–1967 erlauben die Verbrechenangebotsfunktion sehr detailliert zu spezifizieren:

$$(10) \quad O = O(P_{cl}, P_{G|A}, P_{F|G}, P_{R|G}, P_{I|G}, L, E),$$

wobei

- $P_{cl}$  = Aufklärungsquote (Verhaftungen/Verbrechen)
- $P_{G|A}$  = Anteil der Verhafteten, die verurteilt werden
- $P_{R|G}$  = Anteil der Verurteilten, die gegen Kautions freigelassen werden
- $P_{F|G}$  = Anteil der Verurteilten, die Geldstrafe zahlen
- $P_{I|G}$  = Anteil der Verurteilten, die ins Gefängnis gehen
- $L$  = Durchschnittlich verhängte Länge einer Gefängnisstrafe
- $E$  = Sonstige Einflußvariable

Ein naheliegender Weg ist, den Effekt von „nichtausschaltenden“ Strafen und von Gefängnisstrafen zu trennen, um eine Vorstellung von der größenmässigen Bedeutung der Einzeleffekte zu bekommen. Weder Geldstrafen noch Freilassung gegen Kautionsstrafe haben ausschaltende Wirkung, so daß eine Verbrechensreduktion oder –erhöhung auf Grund einer Variation dieser Variablen auf reine Abschreckung zurückzuführen ist. Wolpin verwendet das Verhältnis von „Wirkung der potentiellen Kautionsstrafe“ zu „Gesamteffekt der Einsperrung“ für die Messung des Anteils der reinen Abschreckung. Wolpins Schätzung ergibt, daß ca. 50% des Gesamteffektes der Abschreckung auf den reinen Ausschaltungseffekt zurückzuführen ist:

$$(11) \quad \frac{\partial O}{\partial P_{IG}} = \text{aus} + \text{ab}, \quad \frac{\partial O}{\partial P_{RIG}} = \text{ab}$$

$$\frac{\text{ab}}{\text{aus} + \text{ab}} \approx 0.5 .$$

Freeman (1994) weist daraufhin, daß die steigende Zahl von Gefängnisinsassen in den USA auf einen wachsenden Ausschaltungseffekt hinweisen müßte. Z. B. 1993 waren – wenn man das Verhältnis Gefängnisinsassen zu Erwerbspersonen betrachtet – 1.9% der männlichen Erwerbspersonen im Gefängnis. Da dennoch die Kriminalität in den USA nicht reduziert wurde, deutet das auf eine gestiegene Kriminalitätsneigung der restlichen – bisher nicht straffälligen – US-Bevölkerung hin.

Spätere Arbeiten zum Thema zeichnen sich durch Variation der Datensätze,<sup>6</sup> durch Modifikation und Verfeinerung des ökonomischen Instrumentariums<sup>7</sup> und durch Betonung unterschiedlicher „Umfeld“-Variablen aus, die eigentlich keine direkte theoretische Motivation haben, außer daß sie modellexogene Einflüsse kontrollieren sollen.<sup>8</sup> Das ist sicherlich ein

<sup>6</sup> Zeitreihen liegen z. B. den Arbeiten von Ehrlich (1975), Wolpin (1978, 1980), Hoernack und Weiler (1980) sowie Corman, Joyce und Lovitch (1987) zugrunde. Ehrlich (1973), Witte (1980) und Myers (1983) verwenden Querschnitte, wobei Witte und Myers echte Individualdaten betrachten. Die Samples sind jedoch nur begrenzt repräsentativ, weil es sich um Stichproben ehemaliger Strafgefangener handelt. Eine interessante Anwendung untersucht den Abschreckungseffekt der Strafen für Alkoholkonsumenten anhand einer Befragung der Aktivitäten von auffällig gewordenen Verkehrsteilnehmern (Kenkel, 1993).

<sup>7</sup> Ehrlich (1973) untersucht sein Modell mit Hilfe von OLS, Instrumentvariablen-Schätzern und SUR („seemingly unrelated regressions“). Neuere Arbeiten zeichnen sich naturgemäß durch die Anwendung modernerer Techniken aus. So untersucht z. B. Witte (1980) ihre begrenzt abhängige Variable (Anzahl der individuellen Straftaten während einer bestimmten Periode) mit TOBIT. Moderne Zeitreihentechniken werden von Corman, Joyce und Lovitch (1987) benutzt, um die komplexe dynamische Interaktion zwischen Kriminalitätsvariablen und ökonomischen Variablen in einem VAR-Prozeß („vector autoregressive representation“) zu analysieren.

<sup>8</sup> Eine aktuelle Arbeit in diesem Sinne ist Levitt (1995). Levitt untersucht den Abschreckungseffekt aus einer höheren Polizeipräsenz in den 59 größten US-Städten, wobei für eine Vielzahl sozioökonomischer und demographischer Variablen kontrol-

Schwachpunkt der bisherigen Arbeiten. Zum Beispiel sind in der (relativ detaillierten) ökonomischen Spezifikations Wolpins (1978) 15 Variable enthalten, davon haben aber nur 7 eine direkte Entsprechung in der theoretischen Abhandlung.

Die am häufigsten genannten Umfeldvariablen betreffen Einkommen, Arbeitslosenquote, Alterszusammensetzung, Urbanisierungsgrad, Ausgaben für Polizei, Bildungsgrad und Rassen- bzw. Ausländeranteile, jeweils in sehr vielen Variationen. Dabei ist allerdings anzumerken, daß Einkommen und Arbeitslosigkeit einen zumindest indirekten Bezug zu dem theoretischen Modell Ehrlichs (1973) haben, in dem die Differenz zwischen legalen und illegalen Einkommensmöglichkeiten eine Rolle bei der Entscheidung über kriminelle Aktivitäten spielt. Auch Kriminalität (oft in viele detaillierte Kriminalitätskategorien gegliedert) und Abschreckungsvariablen (siehe z. B. Wolpin, 1978) sind in vielen Ausprägungen vertreten.

Die Wahl der Vielzahl von Kriminalitäts-, Abschreckungs- und „Umfeld“-Variablen verrät zweierlei. Zum einen ist der Beweggrund für kriminelle Aktivitäten komplizierter als es die einfachen Modelle zu „Kriminalität und Bestrafung“, also die Arbeiten in der Tradition von Becker (1967), Ehrlich (1973) sowie Block und Heineke (1975), nahelegen. Es bleibt ein theoretisches Defizit zu begleichen, daß die Lücke zwischen Modell und Datengegebenheiten schließt. Zum anderen ist die Qualität der Daten oft mangelhaft und unvollständig, so daß Evidenz nur durch Kumulierung von Ergebnissen gewonnen werden kann. Am Ende dieses Prozesses steht hoffentlich eine gesicherte Sammlung stilisierter Fakten.

### 3. Kriminalität und Arbeitsmarkt

Nach einem zwischenzeitlich erlahmenden Interesse am Thema „Kriminalität und Ökonomie“ zeigen sich in jüngster Zeit verstärkte Aktivitäten (Freeman, 1991, 1994, Lee, 1993, Grogger, 1994, Witte und Tauchen, 1994, Levitt 1995, Krueger und Pischke, 1995). Die Entwicklung in den 80er und 90er Jahren konzentriert sich stärker auf mögliche Wechselwirkungen zwischen Arbeitslosigkeit, insbesondere Jugendarbeitslosigkeit, und Kriminalität. Tatsächlich entwickelt sich die Verwicklung amerikanischer Jugendlicher in kriminelle Handlungen dramatisch. 1993 war für die Gruppe der 18-34 jährigen Männer das Verhältnis „Zahl der Gefängnisinsassen/Anzahl

---

liert wird (Arbeitslosigkeit, Anteil von Schwarzen, Anteil der Bevölkerung zwischen 15 und 24, öffentliche Ausgaben pro Einwohner, Bildungsausgaben pro Einwohner usw.). Levitt kommt zu dem Schluß, daß jeder neueingestellte Polizist 8 bis 10 schwere Verbrechen pro Jahr verhindern würde.

der Erwerbspersonen“ 3.1 %. 11% waren unter juristischer Aufsicht (Gefängnis, auf Bewährung, frei gegen Kaution). Für männliche Erwerbspersonen der schwarzen Bevölkerungsgruppe in der Altersgruppe 18-34 sind 12.7% im Gefängnis und 36.7% unter Aufsicht der Justiz.<sup>9</sup>

Viele sehen einen direkten Zusammenhang zwischen den seit Anfang der 80er Jahre anhaltenden Verschiebungen der Einkommensstruktur (siehe z. B. Bound und Johnson, 1992) und der zunehmenden Kriminalitätsneigung in den USA. Besonders unqualifizierte junge Arbeiter sind die Verlierer dieses Umverteilungsprozesses, so daß hier ein Grund für die zunehmende Jugendkriminalität gesehen wird. Das ist, wie weiter oben schon einmal angemerkt, durchaus im Sinne der traditionellen Kriminalitätsökonomie (siehe die besondere Bedeutung der Einkommensverteilung in Ehrlich, 1973), denn für diese Gruppe verringert sich das erwartete Einkommen aus legaler Arbeit.

Zwei zentrale Fragen stehen denn auch im Mittelpunkt der neueren Arbeiten:

- a) Welchen Anteil an der wachsenden Kriminalität hat die sich verschlechternde Situation der weniger gebildeten, insbesondere jüngeren Bevölkerungsgruppe?
- b) Wie beeinflußt Kriminalität die langfristige ökonomische Position jener, die kriminelle Handlungen begangen haben, und beeinflußt Kriminalität damit die ökonomische Situation insgesamt?

Zur Beurteilung der Wichtigkeit von Arbeitslosigkeit für Kriminalität faßt Freeman (1994) bisherige Ergebnisse in der Literatur zusammen. Zeitreihen zeigen demnach keine eindeutige Evidenz für eine Beeinflussung der Kriminalität durch Arbeitslosigkeit, wobei die mangelnde Eindeutigkeit der Ergebnisse auf eine z. T. erhebliche Multikollinearität der Variablen zurückgeführt werden könne.

Das Studium der Literatur in der Tradition des Becker-Ehrlich-Modells kann diese Schlußfolgerung nicht bestätigen. Zwar ergeben sich nicht überall signifikante Ergebnisse, die Mehrzahl der signifikanten Zeitreihenresultate deutet jedoch eher auf einen positiven Einfluß der Arbeitslosenquote auf Kriminalität hin (vgl. Wolpin, 1978, 1980, Yamada, Yamada und Kang, 1991, Grogger, 1994). Auch eine Paneldatenanalyse junger Männer von Witte und Tauchen (1994) bestätigt, daß regelmäßige Beschäftigung (neben regelmäßigem Schulbesuch) kriminelle Aktivitäten reduziert.

---

<sup>9</sup> Diese Zahlen sind natürlich größer als entsprechende Bevölkerungsquoten, da nicht alle Männer als Erwerbsperson gezählt werden. Bezüglich einer Interaktion mit dem Arbeitsmarkt geben die Zahlen aber die korrekte Größenordnung wieder.

Eine ziemlich klare Aussage läßt sich anhand von Querschnitten von Regionaldaten treffen. Chiricos (1987) hat in einer Metastudie basierend auf der Analyse von 42 Arbeiten herausgefunden, daß davon 48% einen positiven und signifikanten Einfluß dokumentieren, während weitere 41% zwar insignifikant sind, aber immerhin den positiven Effekt bestätigen.

Auch Individualbefragungen wie jene von Farrington et al (1986), in denen die Kriminalitätswahrscheinlichkeit bei gegebener Beschäftigung oder Nicht-Beschäftigung untersucht wird, bestätigen einen Einfluß der Arbeitslosigkeit auf die Kriminalitätsneigung. Die Autoren zeigen, daß für ihre Probanden Kriminalitätsraten während Zeiten von Arbeitslosigkeit höher sind als während Zeiten von Beschäftigung.

Es bleibt aber zu fragen, ob Verschärfungen der Abschreckungsvariablen „Strafwahrscheinlichkeit“ und „Strafhöhe“ nicht wirksamer sind als eine Reduktion der Arbeitslosigkeit. Freeman (1983) kommt zu dem Ergebnis, daß die Abschreckungsvariablen eine höhere Wirkung haben. Corman, Joyce, und Lovitch (1987) bestätigen dieses Ergebnis. Angesichts einer Verschärfung der Arbeitsmarktsituation in der letzten Zeit wäre hier allerdings eine aktuelle Studie wünschenswert. Diese sollte die Wohlfahrtsgewinne aus einer verbesserten Arbeitsmarktsituation den Kosten einer Erhöhung der Abschreckung gegenüberstellen, was bisher nicht geschehen ist.

Die Beantwortung der zweiten Frage nach der *individuellen* zukünftigen ökonomischen Situation Krimineller ist ziemlich klar zu beantworten. Vorbestrafte haben erheblich geringere Beschäftigungschancen als Personen ohne kriminelle Vorgeschichte. Freeman (1992) zeigt anhand von Zahlen des „National Longitudinal Survey of Youth“, daß junge Männer, die 1979 in den USA im Gefängnis waren, in den Folgejahren 25% weniger beschäftigt waren als Nicht-Kriminelle. Ob das zukünftige globale Arbeitsmärkte beeinträchtigen wird, ist eine Frage der Gesamtzahl von derart beeinträchtigten zukünftigen Produktivitäten. Mit Hilfe von vektorautoregressiven Prozessen und Granger-Kausalitätstests haben Yamada, Yamada und Kang (1991) wechselseitige Beziehungen zwischen Arbeitslosigkeit und Kriminalität untersucht und finden für Quartalsdaten der Periode 1970 bis 1983 eine Kausalrichtung von Arbeitslosigkeit in Richtung Kriminalität, aber nicht umgekehrt. Dies Ergebnis wird von anderen Autoren bestätigt (Freeman, 1983, Corman, Joyce und Lovitch, 1987, Reilly und Witt, 1992).

Dennoch bleibt zu hinterfragen, ob diese Ergebnisse für die Zukunft Bestand haben werden. Angesichts der dramatischen Verhältniszahlen Kriminelle/Erwerbsspersonen der jüngsten US-Vergangenheit ist dies zu bezweifeln. Freeman (1994) bringt einen einprägsamen Vergleich mit den Arbeitslosenraten. Bei konstanten Wachstumsraten der Kriminalität wird 1994/1995 der Anteil der männlichen Erwerbsspersonen unter Justizaufsicht erst-

mals größer gewesen sein als die männliche Arbeitslosenquote – und das wohlgerne für die Gruppe aller berufstätigen Männer, nicht etwa nur für Jugendliche oder Schwarze. Eine permanent verringerte Produktivität dieser Gruppe, insbesondere die der am stärksten betroffenen jüngeren Arbeitnehmer, wird die zukünftige Wirtschaftskraft der USA nachteilig beeinflussen.

#### 4. Kriminalität und Einkommensverteilung

Genau wie die Frage nach der Interaktion von Arbeitsmarkt und Kriminalität basiert das Interesse am Einfluß von „Ungleichheit“ auf der Diskussion über die Spreizung der Lohn- und Einkommensstruktur in der jüngeren Vergangenheit. Dieses Phänomen läßt sich für eine Vielzahl industrieller Länder bestätigen (Davis, 1992, Katz, Loveman und Blanchflower, 1995, Freeman und Katz, 1995), jedoch nicht für Deutschland (Abraham und Houseman, 1994). Im Grunde handelt es sich jedoch um die Wiederentdeckung eines alten Themas, denn schon Ehrlich (1973) hat in seiner Arbeit via Tradeoff zwischen legalen und illegalen Einkunftsöglichkeiten die Rolle der Einkommensungleichheit ins Spiel gebracht und gezeigt, daß größere Ungleichheit einen höheren Anreiz zur Kriminalität impliziert.

Die neueren Arbeiten haben bezüglich der theoretischen Fundierung der Rolle der Ungleichheit noch keine neuen Akzente setzen können. Den Schwerpunkt bilden empirisch orientierte Analysen, was angesichts einer undurchschaubaren und unvollständigen Datensituation nicht zu unterschätzende Schwierigkeiten bereitet. Land, McCall und Cohen (1990) und Lee (1993) zeigen anhand von Querschnitten von US-Städten, daß offensichtlich ein positiver signifikanter Zusammenhang zwischen Ungleichheit und Kriminalität vorliegt. Diese Ergebnisse sind aber eher als vorläufig zu bezeichnen, da sie viele andere Faktoren (z. B. ein Maß für die Strafwahrscheinlichkeit!) vernachlässigen (im Falle von Lee, 1993, handelt es sich um eine Einfachregression).

Im folgenden werden anhand eines internationalen Länder-Querschnitts mögliche Wirkungszusammenhänge illustriert, die nicht nur die Rolle von Ungleichheit, sondern z. B. auch von Bildung (siehe hierzu auch Witte und Tauchen, 1994) beinhalten soll. Die verwendeten Kriminalitätsdaten beruhen auf einer Arbeit von Archer und Gartner (1984), die in mühevoller Kleinarbeit die Justizverwaltungen von 111 Ländern angeschrieben haben, um so Zeitreihen von nationalen Kriminalitätsentwicklungen zu erhalten. Aus dem World Handbook of Social and Political Indicators von Taylor und Jodice (1983) lassen sich zugehörige ökonomische und soziale Zusammenhänge rekonstruieren.



Die hier durchgeführten Berechnungen beruhen auf folgenden Zahlen von 1960, wobei die Ungleichheitsindikatoren nicht exakt aus dem Jahre 1960, sondern z.T. aus einem angrenzenden Jahr in den 60er Jahren vorliegen. Da sich Einkommensrelationen nur langsam ändern, sollte dies keine Einschränkung der Gültigkeit bedeuten:

|              |  |
|--------------|--|
| <i>Mo</i>    | = Morde pro 100 000 Einwohner  |
| <i>To</i>    | = Tötungen pro 100 000 Einwohner                                     |
| <i>Ra</i>    | = Raube pro 100 000 Einwohner  |
| <i>Di</i>    | = Diebstähle pro 100 000 Einwohner                                   |
| <i>ALT</i>   | = Anteil der Bevölkerung im arbeitsfähigen Alter                     |
| <i>SCHL</i>  | = Anteil der schulfähigen Bevölkerung in Primär- und Sekundärschulen |
| <i>URB</i>   | = Bevölkerung/qkm  |
| <i>BSP</i>   | = Bruttosozialprodukt/Kopf   |
| <i>TOP10</i> | = Einkommensanteil der 10% Reichsten                                 |
| <i>BOT40</i> | = Einkommensanteil der 40% Ärmsten                                   |

Mangels eines geeigneten theoretischen Rahmens und angesichts einer Vielzahl von Fehlanzeigen erfolgt eine Beschränkung auf eine einfache Korrelationsanalyse. Die Ergebnisse sind in Tabelle 1 zusammengefaßt (in Klammern: Anzahl der Beobachtungen für die bivariate Analyse, \* gibt Signifikanz bei 5%-Niveau an). Die Ergebnisse lassen eine Vielzahl von Interpretationen zu. So sind die bivariaten Koeffizienten konsistent mit einer Sichtweise, wie sie in Abbildung 3 dargestellt wird.

*Tabelle 1*  
**Korrelationsanalyse**

|    | ALT            | SCHL           | URB            | BSP           | TOP10         | BOT40          |
|----|----------------|----------------|----------------|---------------|---------------|----------------|
| Mo | -0.10<br>(46)  | -0.30*<br>(40) | -0.31*<br>(42) | -0.09<br>(49) | 0.10<br>(27)  | -0.14<br>(27)  |
| To | -0.52*<br>(26) | -0.26<br>(23)  | -0.10<br>(24)  | -0.33<br>(26) | 0.66*<br>(19) | -0.61*<br>(19) |
| Ra | 0.21<br>(57)   | 0.05<br>(51)   | -0.05<br>(53)  | 0.27*<br>(60) | -0.22<br>(38) | 0.15<br>(38)   |
| Di | 0.39*<br>(60)  | 0.21<br>(56)   | 0.34*<br>(58)  | 0.36*<br>(65) | -0.17<br>(39) | 0.09<br>(39)   |

*Anmerkung:* Anzahl der Beobachtungen in Klammern, \* bedeutet signifikant bei 5% Signifikanzniveau, Daten: Archer und Gartner (1984), Taylor und Jodice (1983), eigene Berechnungen.

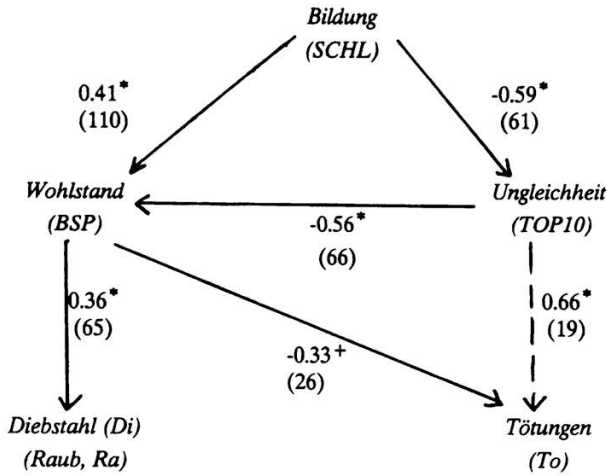


Abbildung 3: Ökonomie, Ungleichheit und Kriminalität

Anmerkung: An den Pfeilen: Bivariate Korrelationskoeffizienten, Signifikanz, Anzahl der Beobachtungen, \*, \*: signifikant bei 10% bzw. 5%.

Bildung hat demnach eine zentrale Rolle inne. Sie wirkt wachstumsfördernd (siehe hierzu die Ergebnisse der neuen Wachstumstheorie, z. B. Mankiw, Romer und Weil, 1992) und sie erhöht die Einkommenschancen aller Bevölkerungsgruppen, d. h. sie reduziert Ungleichheit. Eine höhere Ungleichheit wiederum reduziert Wachstum, was sich hier in einer hochsignifikanten negativen Korrelation von  $-0.56$  ausdrückt.<sup>10</sup>

Die Beeinflussung der Kriminalität gestaltet sich uneindeutig. Offensichtlich kommt es hier auf die Art des Verbrechens an. Höherer „Wohlstand“ (höheres BSP) bedeutet eine höhere „Nachfrage“ nach Kriminalität in dem Sinne, daß Diebstähle durch die große Verfügbarkeit von Waren und Geld begünstigt werden. Andererseits führt der verbesserte Wohlstand zu mehr Sicherheit, so daß die Anzahl der Tötungsdelikte reduziert wird. Der positive Einfluß der Ungleichheit auf die Tötungen ließe sich durch Raubmorde erklären, die auf den Anreiz der ungleichen Verteilung zurückzuführen wären. Das scheint aber eher unwahrscheinlich zu sein, da eine solche Vermutung nicht durch einen positiven Zusammenhang zwischen Ungleichheit und Diebstählen bestätigt wird. Der positive Korrelationskoeffizient zwischen Ungleichheit und Tötungen beruht demnach eher auf einer

<sup>10</sup> Dieses Ergebnis wird (in einem anderen theoretischem Kontext) durch die empirischen Resultate bei Persson und Tabellini (1994) bestätigt.

Scheinkorrelation, denn mehr Ungleichheit bedeutet weniger Wohlstand und weniger Wohlstand impliziert mehr Tötungsdelikte.

### 5. Evidenz für Westdeutschland: Eine Panel-Analyse, 1975-1994

Die wichtigste Gleichung in der empirisch orientierten Literatur ist die „Verbrechensangebotsgleichung“ (siehe Gleichung (8)). Ihre Schätzung ermöglicht die Überprüfung der Hypothese, daß eine höhere Strafwahrscheinlichkeit einen Abschreckungseffekt hat, d. h. zu einer Reduktion der Verbrechenszahl führt. Hierzu stehen Panel-Daten für die westdeutschen Bundesländer 1975 bis 1994 zur Verfügung. Die Kriminalitätsdaten basieren auf Angaben des Bundeskriminalamtes. Daneben dienen Daten des Statistischen Bundesamtes dazu, ökonomische Sondereinflüsse zu kontrollieren. Die Berlin-Daten werden nur bis 1990 verwendet.<sup>11</sup> Alle Angaben beziehen sich auf Jahr und Bundesland:

- O* = „Häufigkeitszahl“, Anzahl bekanntgewordener Straffälle/100000 Einwohner,
- P* = „Aufklärungsquote“, Anteil „aufgeklärter“ Fälle/bekanntgewordene Fälle, wobei „Aufklärung“ heißt, daß ein Tatverdächtiger ergriffen worden ist,
- D* = Bevölkerungsdichte, Einwohner/qkm,
- U* = Arbeitslosenquote,
- Y* = Bruttoinlandsprodukt/Kopf (in Preisen von 1991),
- Q* = Ausländeranteil.

Neben der Aufklärungsquote gilt die Höhe des Strafmaßes als Abschreckungsvariable. Zwischen den Bundesländern bestehen allerdings keine wesentlichen Abweichungen, insbesondere wenn man wie in dieser Arbeit das gesamte Verbrechensaufkommen betrachtet. Es ist allerdings möglich, den partiellen Zusammenhang zwischen dem regierenden Parteiensystem und der Kriminalitätsentwicklung zu überprüfen. Hierzu werden für die Koalitionen der herrschenden Landesregierungen Dummyvariablen gebildet. Dies führt zur Definition der Variablen *CDU/SPD*, *CDU/FPD*, *SPD/FDP*, *SPD/Grüne*, „*Ampel*“ sowie im Falle von Alleinregierungen zu *CDU* (bzw. *CSU*) und *SPD*.<sup>12</sup>

<sup>11</sup> Leider steht nur eine unzureichende Datenbasis für Ostdeutschland zur Verfügung. Nach Angaben des Bundeskriminalamtes sind die bis 1992 veröffentlichten Zahlen unzuverlässig. Eine nur bedingt aussagefähige Querschnittsstudie für das Jahre 1993 (Entorf, 1995) ergab keine signifikanten Ost-West-Unterschiede.

<sup>12</sup> Im hier verfolgten Kontext werden die Parteivariablen als erklärende Variablen behandelt. Es sei darauf hingewiesen, daß bei alternativer Sichtweise und im langfri-

Die Abbildungen 4 und 5 zeigen die Entwicklung von Verbrechenszahl und Aufklärungsquote in den 11 westdeutschen Bundesländern. Man erkennt einen negativen Zusammenhang zwischen der „Abschreckungsvariablen“  $P$  und der Kriminalität  $O$ . Insbesondere in den Stadt-Staaten Berlin (B), Bremen (HB) und Hamburg (HH) ist die Kriminalität hoch, während die Aufklärungsquoten niedrig sind.<sup>13</sup> Umgekehrt hat z. B. Bayern (BAY) die niedrigsten Kriminalitätsraten, aber die höchste Aufklärungsquote.

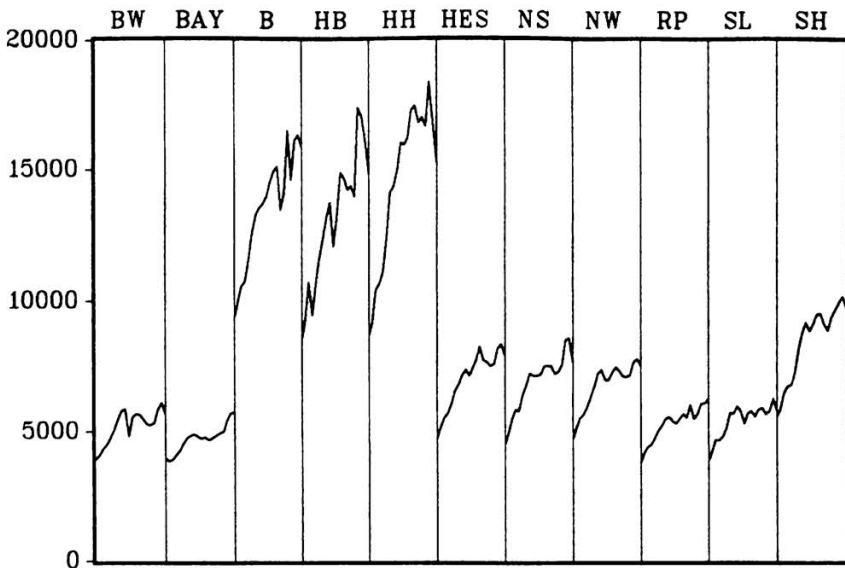


Abbildung 4: Die Kriminalitätsentwicklung in den 11 alten Bundesländern

*Anmerkung:* Die Entwicklung der Häufigkeitszahl  $O$  in den Jahren 1975 bis 1994, Datenquelle: Bundeskriminalamt.

stigen Zusammenhang die Regierungswahl auch Ergebnis der Kriminalitätsentwicklung sein kann.

<sup>13</sup> Die Grafik zeigt für Berlin ab 1991 Daten für Gesamtberlin. Auffällig ist der starke Rückgang der Aufklärungsquote, die aber unter dem Aspekt einer unvollständigen Datenbasis für Ostberlin zu sehen ist.

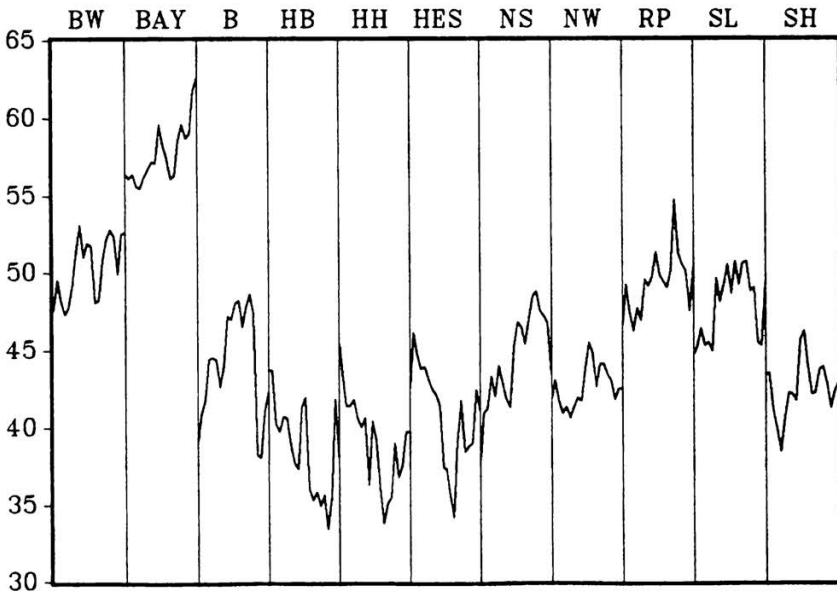


Abbildung 5: Die Entwicklung der Aufklärungsquote in den 11 alten Bundesländern

*Anmerkung:* Die Entwicklung der Aufklärungsquote  $P$  in den Jahren 1975 bis 1994, Datenquelle: Bundeskriminalamt.

Die einfache Korrelation zwischen den gepoolten Realisationen beider Variablen ist  $-0.61$ , d. h. sie ist im Sinne der Theorie Beckers negativ: Je höher das Risiko ist, „erwischt“ zu werden, um so geringer wird der Nutzen aus krimineller Aktivität, d. h. die Häufigkeit krimineller Übergriffe nimmt ab. Nun ist dies eine einfache Korrelationsanalyse, d. h. die negative Korrelation könnte nur eine Scheinkorrelation sein, weil beide Variable  $P$  und  $O$  gemeinsam von einer oder mehreren anderen Variablen beeinflusst werden. So ist denkbar, daß ungünstigere wirtschaftliche Situationen – also mangelhafte legale Einkunftsalternativen im Sinne von Ehrlichs Modell, eine andere Zusammensetzung der Bevölkerung oder ein höherer Urbanisierungsgrad – wichtigere Faktoren für ein höheres Kriminalitätsaufkommen sind als eine niedrigere Aufklärungsquote. Auch eine unterschiedliche Einstufung der Wichtigkeit der Verbrechensbekämpfung seitens der Landesregierungen kann dazu führen, daß in manchen Bundesländern höhere Verbrechenszahlen geduldet werden als in anderen.

Im folgenden wird die Kriminalitäts-Gleichung (8) unter verschiedenen Gesichtspunkten betrachtet. Zuerst werden statische Regressionen geschätzt, in denen der Zusammenhang zwischen dem Verbrechensaufkom-

men und den erklärenden Variablen (Aufklärungsquote, ökonomische und politische Faktoren) kurzfristig zu sehen ist. Dann wird der in den Abbildungen 4 und 5 ersichtlichen Dynamik der Kriminalitätsentwicklung Rechnung getragen, indem Erwartungs- und Fehler-Korrekturmodelle geschätzt werden. Dabei wird entsprechend der „Law-Enforcement“-Idee auch die eventuelle Umkehrung der Kausalität zwischen Verbrechenzahl  $O$  und Aufklärungswahrscheinlichkeit  $P$  berücksichtigt.

Tabelle 2 zeigt in der ersten Spalte die mit Regierungsmehrheiten assoziierten Niveauunterschiede im Verbrechenaufkommen. So bedeutet z. B. der Koeffizient von  $-0.52$  bei *CDU*, daß SPD-regierte Länder (*SPD* ist die Referenzklasse) eine im Durchschnitt 68% höhere Verbrechenquote als *CDU*- und *CSU*-regierte Länder aufweisen. Bei der Aufklärungsquote in Spalte (2) führt die Regierung oder Mitregierung von *CDU* zu höheren Quoten (z.B. *CDU*: Der Koeffizient  $0.16$  bedeutet eine ca. 17% höhere Quote als bei SPD-regierten Ländern). Diese Vergleiche ignorieren allerdings andere sozioökonomische Faktoren der Kriminalitätsentwicklung und werden daher im folgenden um weitere Einflußgrößen ergänzt.

Die Spalte (3) zeigt, daß nach Kontrolle für die ökonomischen Variablen „Bruttoinlandsprodukt/Kopf“, Arbeitslosenquote, Ausländeranteil und Bevölkerungsdichte sowie nach Berücksichtigung der Aufklärungsquote eine andere Interpretation naheliegt. Gegeben die durch diese Variablen beschriebene sozioökonomische Situation und Abschreckung ist das Kriminalitätsaufkommen in SPD-regierten Ländern am geringsten. *Ceteris paribus* hätten z. B. *CDU*-Länder eine um 10.5% höhere Kriminalität.

Andererseits ist aus Spalte (2) ersichtlich, daß *CDU* mit einer besseren Aufklärungsquote assoziiert ist. Wenn man  $P$  als erklärende Variable verwendet, so ist eventuell indirekt *CDU* für den Effekt von  $P$  verantwortlich. Spalte (4) zeigt darum eine Gleichung ohne  $P$ , die als reduzierte Form interpretiert werden kann. Es bleiben nur zwei signifikante Koalitionen übrig, die mit einer signifikant höheren Kriminalität verbunden sind, das sind „SPD/Grüne“ und die „Ampelkoalition“ (Bremen, seit 1992)

Der Abschreckungskoeffizient in Spalte (3) liegt bei  $-0.95$ , d. h. eine einprozentige Erhöhung der Abschreckung hätte eine knapp einprozentige Reduktion der Kriminalität zur Folge. Ein höheres Pro-Kopf-Einkommen<sup>14</sup> und höhere Arbeitslosigkeit sowie eine höhere Bevölkerungsdichte würden entsprechend dieser Schätzung Kriminalität erhöhen, eine höhere Auslän-

<sup>14</sup> Der positive Effekt von  $Y$  ist unter dem Aspekt einer verstärkte „Nachfrage“ nach Kriminalität zu verstehen: Höherer Reichtum erhöht die potentiellen Anreize für die Täter, wobei in erster Linie an Diebstahl und Betrug gedacht werden muß (Die Kategorie „Diebstähle“ ist die am häufigsten auftretende Verbrechenart: 61.5% aller Straftaten, vor Sachbeschädigung 8.6% und Betrug mit 7.8%, Bundeskriminalamt, 1993, S. 17). Dieses Ergebnis bestätigt die internationale Evidenz in Abbildung 3.

Tabelle 2  
Bestimmungsfaktoren von Kriminalität, Statische Regressionen

| Erklärende Variable               | Abhängige Variable/Spalte |                  |                  |                  |                  |
|-----------------------------------|---------------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
|                                   | $\ln O_t$<br>(1)          | $\ln P_t$<br>(2) | $\ln O_t$<br>(3) | $\ln O_t$<br>(4) | $\ln O_t$<br>(5) |
| Konstante                         | 9.14<br>(212.3)           | 3.73<br>(272.7)  | 17.4<br>(22.3)   | 14.4<br>(17.5)   | 15.2<br>(21.6)   |
| $\ln P_t$                         | –                         | –                | -0.95<br>(8.8)   | –                | -0.28<br>(3.3)   |
| $\ln D_t$                         | –                         | –                | 0.16<br>(10.5)   | 0.20<br>(11.2)   | –                |
| $\ln U_t$                         | –                         | –                | 0.24<br>(7.7)    | 0.24<br>(6.7)    | 0.18<br>(10.3)   |
| $\ln Q_t$                         | –                         | –                | -0.17<br>(4.1)   | -0.26<br>(5.4)   | 0.16<br>(3.1)    |
| $\ln Y_t$                         | –                         | –                | 0.77<br>(9.8)    | 0.85<br>(9.3)    | 0.70<br>(10.4)   |
| CDU/SPD                           | -0.46<br>(2.3)            | 0.21<br>(3.3)    | 0.04<br>(0.4)    | -0.09<br>(0.8)   | -0.08<br>(1.7)   |
| CDU/FDP                           | -0.19<br>(2.3)            | 0.10<br>(3.8)    | 0.09<br>(2.2)    | 0.01<br>(0.3)    | 0.01<br>(0.5)    |
| CDU                               | -0.52<br>(9.1)            | 0.16<br>(8.7)    | 0.10<br>(2.8)    | 0.00<br>(0.1)    | 0.00<br>(0.1)    |
| SPD/FDP                           | -0.15<br>(2.1)            | 0.01<br>(0.5)    | 0.05<br>(1.2)    | 0.05<br>(1.1)    | -0.01<br>(0.3)   |
| SPD/Grüne                         | -0.02<br>(0.2)            | 0.03<br>(0.8)    | 0.14<br>(2.8)    | 0.15<br>(2.6)    | -0.02<br>(0.9)   |
| „Ampel“                           | 0.53<br>(2.7)             | -0.08<br>(1.3)   | 0.15<br>(1.6)    | 0.22<br>(2.0)    | 0.04<br>(1.0)    |
| SPD (Referenz)                    | –                         | –                | –                | –                | –                |
| „Fixed-Effects“<br>(Bundesländer) | –                         | –                | –                | –                | ja <sup>3</sup>  |
| $\bar{R}^2$                       | 0.327                     | 0.313            | 0.853            | 0.798            | 0.972            |
| DW <sup>1</sup>                   | 0.18                      | 0.35             | 0.30             | 0.23             | 0.80             |
| Quadierte Fehler <sup>2</sup>     | 24.03                     | 2.43             | 5.13             | 7.10             | 0.93             |

Anmerkungen: Schätzzeitraum 1975–1994, Berlin 1975–1990: 216 Beobachtungen,  $t$ -Werte in Klammern.

1. Berechnung anhand der gepoolten Zeitreihen 1975–1994 (Berlin: 1975–1990).
2.  $\sum_i \epsilon_i^2$ .
3. Likelihood-Ratio-Test auf Existenz der Fixed-Effects: Signifikanz bei  $P < 0.001$ .

derquote diesselbe verringern. Bevor jedoch fundierte Ergebnisse interpretiert werden können, sollte die Spezifikation der Schätzung verbessert werden. Die Möglichkeit einer Fehlspezifikation wird aus der niedrigen Durbin-Watson-Statistik von 0.30 ersichtlich, die hier natürlich nicht wie bei üblichen Zeitreihenmodellen interpretiert werden kann, die aber dennoch Hinweise z. B. auf fehlende Variablen liefert.

In Spalte (5) werden daher sogenannte „Fixed Effects“ eingeführt (zur Methodik siehe z. B. Hsiao, 1986). Das sind hier bundesländerspezifische Konstanten, die unbeobachtbare Heterogenität der Kriminalität kontrollieren. Die Notwendigkeit der Präsenz der zusätzlichen Länderkonstanten wird mit Hilfe eines Likelihood-Ratio-Tests getestet und bestätigt. Dabei zeigt sich, daß die Bevölkerungsdichte in der „Fixed Effects-Schätzung“ insignifikant wird (in Spalte (4) findet man darum die Schätzung ohne die überflüssige Variable). Allerdings sind bei Präsenz von Bevölkerungsdichte *und* Bundesländerkonstanten letztere signifikant. Die bundesländerspezifischen Einflüsse umfassen also u. a. die unterschiedlichen Bevölkerungsdichten, aber nicht umgekehrt. Ein hoher Urbanisierungsgrad ist also ein wichtiger die Kriminalität verstärkender Faktor, dennoch bleiben unbeobachtbare Faktoren verborgen, die zur Signifikanz der Bundesländereffekte führen.

Im Vergleich zur vorhergehenden Schätzung sind keine signifikanten Regierungseffekte mehr feststellbar.<sup>15</sup> Der Abschreckungseffekt dürfte zuvor stark überschätzt worden sein, er liegt nun bei  $-0.28$ . Ferner ist der Ausländeranteil mit Kriminalität positiv assoziiert, während die „Wohlstandsvariable“  $Y$  sowie Arbeitslosigkeit  $U$  ihre positiven Vorzeichen behalten.

Auch nach Einführung der Länderkonstanten bleiben deutliche Anzeichen für eine Fehlspezifikation bestehen, z. B. eine DW-Statistik von 0.80. Da im Unterschied zu üblichen Panelstudien die Variation in den Daten stark von der Zeitreihendynamik bestimmt wird ( $T = 20$  im Vergleich zu  $N = 11$ ), liegt es nahe, die Vergangenheitsinformation (z. B. auf Grund von Erwartungsbildung, s. u.) zu integrieren. Statistisch gesehen sprechen hierfür Schätzversuche mit verzögert endogenen Variablen, die zu hochsignifikanten Koeffizienten mit Werten knapp unter 1 führen. Zur Bildung eines Erwartungsmodells sei unterstellt, daß die Anzahl der Verbrechen im Zeitraum des Jahres  $t$  von der (in  $t$  für den Zeitraum  $t + 1$  gebildeten) erwarteten Aufklärungsquote  $P_{t+1}^*$  abhängt. Die Vorverlegung der Erwartung auf  $t + 1$

<sup>15</sup> Hier ist Vorsicht bei der Interpretation geboten, wenn Bundesländer durchgehend von der gleichen Partei regiert werden (NRW, Bayern). In solchen Fällen kann die Bundesländerdummy auch die Regierungsdummy umfassen. Allerdings ergaben auch alternative Vereinfachungen wie z. B. die Definition einer einzigen Dummy, die anzeigt ob eine Landesregierung mit CDU-Beteiligung besteht („Mit CDU“ =  $CDU/SPD+CDU/FDP+CDU$ ), keine Signifikanz.



berücksichtigt die notwendige Aufklärungszeit und die Tatsache, daß die Aufklärungen in der Statistik nicht dem Verbrechenzeitpunkt sondern dem Zeitpunkt der Täterergreifung zugerechnet werden (so daß statistisch im übrigen Aufklärungsquoten von über 100% denkbar sind). Zusätzlich beeinflussen weitere ökonomische Faktoren  $X$  die Häufigkeit krimineller Aktivitäten:

$$(12) \quad O_t = \text{const.} + \beta P_{t+1}^* + \gamma X_t .$$

Die Erwartungen bezüglich der Aufklärungsquote werden adaptiv mit einer Anpassungsgeschwindigkeit  $0 < \lambda \leq 1$  aus der beobachteten Aufklärungsquote entwickelt:

$$(13) \quad P_{t+1}^* = P_t^* + \lambda(P_t - P_t^*) .$$

Daraus ergibt sich folgende Schätzgleichung:

$$(14) \quad O_t = \text{const.} + (1 - \alpha)\beta P_t + \alpha O_{t-1} + \gamma X_t - \alpha\gamma X_{t-1} + \epsilon_t ,$$

wobei  $\alpha = (1 - \lambda)$ .  $\epsilon_t$  ist eine unbeobachtbare Restgröße.

Tabelle 3 zeigt die Ergebnisse. Spalte (1) zeigt das Anpassungsmodell ohne weitere Kontrollvariablen und ohne „Fixed Effects“, d. h. alle Bundesländer finden sich in einem „gepoolten“ Datensatz wieder. Der Parameter  $\alpha$  verrät eine sehr langsame Anpassungsgeschwindigkeit ( $\lambda = 1 - \alpha$ ), andererseits aber auch ein hohes Ausmaß an Autokorrelation.

In Spalte (2) werden bundesländerspezifische Konstanten eingeführt. Eine deutliche Abschwächung von  $\alpha$  ist die Folge. Dieser Parameter beträgt nur noch 0.65, d. h. die erwartete Aufklärungsquote setzt sich zu 65% aus den bisherigen Erwartungen und zu 35% aus der realisierten Beobachtung zusammen (siehe Gleichung (13)). Die Notwendigkeit der Präsenz der zusätzlichen Länderkonstanten wird mit Hilfe eines Likelihood-Ratio-Tests getestet und bestätigt. Dabei zeigt sich, daß Bevölkerungsdichte und  $Y$  in der „Fixed Effects-Schätzung“ insignifikant werden (in Spalte (2) findet man die Schätzung ohne die überflüssigen Variablen).

Der Abschreckungseffekt ist nur schwach signifikant und relativ klein: Eine ein Prozent höhere Aufklärung führt zu 0.36% weniger Verbrechen (der Effekt liegt damit nahe dem Median-Effekt von 0.5% in der Übersicht von Eide, 1994). Angesichts des robusten Aufwärtstrends bei der Kriminalität, die eine durchschnittliche Wachstumsrate von 2.6% in den alten Bundesländern aufweist (vgl. Abbildung 1), erscheint es demnach unzureichend, allein auf Abschreckung setzen zu wollen, d. h. zu versuchen, z. B. durch

*Tabelle 3*  
**Bestimmungsfaktoren von Kriminalität, Adaptive Erwartungen**

| Abhängige Variable: $\ln O_t$  | Schätzung      |                 |                 |                 |
|--------------------------------|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| Erklärende Variable            | (1)            | (2)             | (3)             | (4)             |
| Konstante                      | 0.86<br>(3.5)  | –               | –               | –               |
| $\beta (\ln P_t)$              | -2.84<br>(3.8) | -0.33<br>(1.6)  | -0.33<br>(2.0)  | -0.38<br>(1.3)  |
| $\alpha (\ln O_{t-1})$         | 0.96<br>(72.3) | 0.67<br>(13.5)  | 0.67<br>(14.1)  | 0.67<br>(14.1)  |
| $\gamma$                       |                |                 |                 |                 |
| $\ln D_t$                      | –              | –               | –               | –               |
| $\ln U_t$                      | –              | 0.05<br>(1.9)   | 0.05<br>(2.1)   | 0.05<br>(2.1)   |
| $\ln U_t$                      | –              | 0.29<br>(5.1)   | 0.29<br>(5.4)   | 0.29<br>(5.4)   |
| $\ln Y_t$                      | –              | –               | –               | –               |
| CDU/SPD                        | –              | 0.03<br>(0.6)   | –               | –               |
| CDU/FDP                        | –              | 0.02<br>(1.0)   | –               | –               |
| CDU                            | –              | 0.00<br>(0.1)   | –               | –               |
| SPD/FDP                        | –              | 0.00<br>(0.1)   | –               | –               |
| SPD/Grüne                      | –              | 0.02<br>(0.8)   | –               | –               |
| „Ampel“                        | –              | -0.03<br>(0.7)  | –               | –               |
| SPD (Referenz)                 | –              | –               | –               | –               |
| „Fixed-Effects“ (Bundesländer) | –              | ja <sup>3</sup> | ja <sup>3</sup> | ja <sup>3</sup> |
| $\bar{R}^2$                    | 0.981          | 0.987           | 0.987           | 0.987           |
| DW <sup>1</sup>                | 1.90           | 2.08            | 2.07            | 2.07            |
| Quadrierte Fehler <sup>2</sup> | 0.590          | 0.380           | 0.386           | 0.386           |

*Anmerkungen:* Schätzzeitraum 1977-1994 (erklärende Variablen und Instrumentvariablen: 1975-1994), Berlin 1977-1990: 194 Beobachtungen, *t*-Werte in Klammern, Schätzmethoden: Spalten (1) bis (3) OLS, Spalte (4) GIVE („Generalised instrumental variable estimator“).

1. Berechnung anhand der gepoolten Zeitreihen.
2.  $\sum_i \epsilon_i^2$ .
3. Likelihood-Ratio-Test auf Existenz der Fixed-Effects: Signifikanz bei  $P < 0.001$ .

verstärkten Polizeieinsatz eine höhere Aufklärung und damit eine niedrigere Verbrechenszahl erreichen zu wollen. Um jedoch eine endgültige Schlußfolgerung wie Eide (1987) zu wagen, nämlich „Punishment works – but do not waste money on the police“, dafür bedürfte es allerdings einer zusätzlichen Analyse der Polizeieffizienz (hinsichtlich ihrer Wirkung auf die Aufklärungsquote).

Hohe Arbeitslosigkeit  $U$  und ein hoher Ausländeranteil  $Q$  erhöhen die Kriminalität. Die hier noch einmal vollständig aufgelisteten Regierungsdummies sind insignifikant. Spalte (3) zeigt die Resultate ohne die redundanten Politikvariablen. Es ergeben sich keine wesentlichen Veränderungen.

Der positive Einfluß der Arbeitslosigkeit, die im Sinne von Becker und Ehrlich als eine Proxy für fehlende legale Einkommensmöglichkeiten gesehen werden muß, bestätigt die Ergebnisse von Chiricos (1987) und anderen (siehe Abschnitt 3).

Die Schätzung des Ausländereffektes zeigt die Grenzen des Datensatzes auf. Zeitschriftenartikel z. B. in der ZEIT (18. 11. 1994, 7. 4. 95) haben auf das Phänomen der hohen Ausländerkriminalität hingewiesen. Dabei wird eine Vielzahl von plausiblen Gründen geltend gemacht, die im aggregierten Zusammenhang schwerlich zu kontrollieren sind. So verstoßen Ausländer naturgemäß gegen Gesetze, die nur Ausländer betreffen (Arbeits- und Aufenthaltsgenehmigungen, Zoll- und Einreisegesetze, Vergehen von Touristen). Ferner sind Ausländer relativ jung, und diese Gruppe ist auch bei Deutschen die kriminellste Gruppe. Neben dieser demographischen Komponente ist der soziale und bildungsbedingte Hintergrund zu beachten. Der partielle Zusammenhang zwischen Kriminalität und Ausländerzahl bedarf also einer fundierten zusätzlichen Analyse, die möglichst auf Individualdaten beruhen sollte. In dieser Arbeit soll es aber hauptsächlich um den Abschreckungseffekt gehen, und der ist im Becker'schen Sinne als gesamtwirtschaftliche Frage zu verstehen (siehe Abschnitt 2.1).

Die Abschreckungsvariable  $P$  ist, wie ausgeführt, ihrerseits von dem Ausmaß der Kriminalität betroffen. Dies erfordert zusätzliche Schätztechniken, die der potentiellen Simultanität der beiden endogenen Variablen  $O$  und  $P$  Rechnung tragen. Hierzu wird das Erwartungsmodell (Schätzgleichung (14)) einer generalisierten Instrumentvariablen-Schätzung (siehe z. B. Harvey, 1990, S. 78) unterzogen. Als Instrumente dienen  $\ln(Y)$ ,  $\ln(D)$ ,  $\ln(U)$ ,  $\ln(Q)$  sowie die um eine und zwei Perioden verzögerten Modellvariablen. Die Schätzparameter unterscheiden sich kaum vom Ergebnis in Tabelle 2, Spalte (3). Allerdings wird die Signifikanz des Abschreckungseffektes (der  $t$ -Wert würde nur Signifikanz bei 19% Fehlerniveau bedeuten) deutlich abgeschwächt.

Die Schätzergebnisse des Erwartungsmodells haben zumindest in gepoolter Form eine hohe Autokorrelation offenbart. Im folgenden soll die Dynamik daher in einem alternativen „Fehler-Korrektur-Modell“ betrachtet werden, die in einem stationären Modellzusammenhang, aber auch bei einer eventuellen Nichtstationarität der Zeitreihendaten interpretierbar ist.<sup>16</sup> Ausgangspunkt ist ein Modell mit verteilten Lags der folgenden Form (siehe Sargan, 1964, Hendry et al., 1984, Hendry et al., 1993):

$$(15) \quad O_t = \alpha_0 + \alpha_1 O_{t-1} + \beta_0 P_t + \beta_1 P_{t-1} + \epsilon_t,$$

wobei  $0 < \alpha_1 < 1$ . In einem statischen Gleichgewicht gilt  $E(O_t) = E(O_{t-1}) = O^*$  und  $E(P_t) = E(P_{t-1}) = P^*$ . Damit wird aus (15)

$$(16) \quad O^* = \frac{\alpha_0 + (\beta_0 + \beta_1)P^*}{1 - \alpha_1} \equiv k_0 + k_1 P^*,$$

womit  $k_1$  den langfristigen Abschreckungseffekt repräsentiert. Durch Addition und Subtraktion von  $(\beta_0 + \beta_1)P_{t-1}$  auf der rechten Seite von (16) läßt sich das Modell zu

$$(17) \quad \Delta O_t = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1)(O_{t-1} - k_1 P_{t-1}) + \beta_0 \Delta P_t + \epsilon_t$$

umformen. Dieses „Fehler-Korrektur-Modell“ erlaubt die Trennung von langfristiger und kurzfristiger Anpassung. Der Koeffizient  $(\alpha_1 - 1)$  kennzeichnet die kurzfristige Reaktion auf den Schätzfehler des langfristigen Zusammenhangs (ermittelt in der Vorperiode).  $\beta_0$  zeigt, wie die unmittelbare Anpassungsreaktion auf Veränderungen der Aufklärungsquote aussieht. Diese kurzfristige Korrektur kann weitere erklärende Variablen umfassen, die für die langfristige Beziehung keine Rolle spielen, d. h. hier ist Raum für die Analyse der Sondereinflüsse von  $Y$ ,  $U$  usw.

Die Datenanalyse bestätigt zunächst die Rolle der Bevölkerungsdichte. Ein Versuch, als langfristige Beziehung einen Zusammenhang zwischen Kriminalität  $O$ , Abschreckung  $P$  und Bevölkerungsdichte  $D$  zu postulieren, wird zwar in einer (hier nicht aufgeführten) „Pooled Regression“, also in einer Regression ohne Berücksichtigung von Landeseffekten bestätigt, die Einführung von fixen Effekten zeigt dann aber, daß eine solches Ergebnis statistisch inferior wäre. Bei Einführung von Ländereffekten wird dann – genau wie bei obigem Erwartungsmodell – die Bevölkerungsdichte insignifikant. Nach Spezifikationstests und Entfernung von überflüssigen Varia-

<sup>16</sup> Angesichts der kurzen Zeitreihen ist es wegen der geringen Power der Tests müßig Unit-Root-Tests durchzuführen.

blen ergibt sich so folgendes Ergebnis (in logarithmierter Form;  $t$ -Werte in Klammern):

$$(18) \quad \Delta \ln O_t = \Sigma_i \hat{a}_i D_i - \underset{(9.7)}{0.24} (\ln O_{t-1} + \underset{(1.2)}{0.34} \ln P_{t-1}) \\ - \underset{(1.4)}{0.13} \Delta \ln P_t - \underset{(2.9)}{0.45} \Delta \ln Y + \underset{(4.6)}{0.31} \Delta \ln Q_t \\ \bar{R}^2 = 0.351 \quad DW = 2.30 \quad SSE = 0.375 .$$

(*SSE* kennzeichnet die Summe der quadrierten Schätzfehler, die *DW*-Statistik liefert die Information über die durchschnittliche Autokorrelation in den 11 Länderzeitreihen,  $D_i$ : Dummyvariablen der Bundesländer). Der kurz- und langfristige Zusammenhang ist im Sinne der Abschreckungshypothese negativ, aber nur sehr schwach signifikant. Gleichung (19) zeigt die Schätzung unter der Hypothese, daß der kurzfristige Einfluß gleich dem langfristigen Gleichgewichtsparameter ist (*(\*)* bedeutet Schätzung unter Restriktion):

$$(19) \quad \Delta \ln O_t = \Sigma_i \hat{a}_i D_i - \underset{(9.7)}{0.24} (\ln O_{t-1} + \underset{(1.3)}{0.11} \ln P_{t-1}) \\ - \underset{(*)}{0.11} \Delta \ln P_t - \underset{(2.9)}{0.45} \Delta \ln Y + \underset{(4.6)}{0.30} \Delta \ln Q_t \\ \bar{R}^2 = 0.352 \quad DW = 2.29 \quad SSE = 0.376 .$$

Die Hypothese kann nicht verworfen werden. Der restringierte Abschreckungsparameter ist bei üblichen Testniveaus (5%) insignifikant. Er liegt bei  $-0.11$ , also noch unter dem schon niedrigen Wert des Erwartungsmodells.

Ein weiterer Unterschied zum Erwartungsmodell zeigt sich im fehlenden Einfluß der Arbeitslosigkeit: Tests auf Präsenz von  $U$  zeigen Insignifikanz, sowohl kurz- als auch langfristig.  $Y$  hat einen kurzfristigen Einfluß, der ist jedoch negativ, was bedeuten würde, daß temporäre Verbesserungen der legalen Verdienstmöglichkeiten die Kriminalität verringern würden.

## 6. Zusammenfassung und Schlußfolgerungen

Das von Beckers (1968) begründete Thema „Ökonomie und Kriminalität“ erweist sich auch (oder gerade?) aus dem Blickwinkel der neunziger Jahre als aktuell. Die in diesem Überblick vorgenommenen Charakterisierungen „Kriminalität und Abschreckung“, „Kriminalität und Arbeitsmarkt“ sowie „Kriminalität und Einkommensverteilung“ drücken allerdings das sich wandelnde Erkenntnisinteresse aus. Während es ursprünglich um die Frage

der Abschreckung ging, also z. B. um die Frage, ob sich durch Straferhöhungen deutliche Verbesserungen bei der Verbrechensbekämpfung ergeben, geht es bei der neueren Literatur mehr um soziökonomische Fragestellungen, die eher auf die sich verschlechternde Situation von benachteiligten Bevölkerungsgruppen eingehen, sei es wegen verschlechterter Beschäftigungsmöglichkeiten oder wegen eines deutlichen Abfalls im relativen Einkommensgefüge.

Die Erkenntnisse bezüglich wirtschaftspolitischer Schlußfolgerungen zum Thema „Abschreckung“ sind nicht überzeugend. Zu widersprüchlich sind die Ergebnisse hinsichtlich der relativen Effekte von Strafwahrscheinlichkeit und Strafmaß. Allerdings zeigt sich in vielen Studien, daß Abschreckungsvariablen generell einen signifikanten Einfluß auf das Verbrechenaufkommen haben. In Deutschland (alte Bundesländer) gilt selbst dieses Ergebnis nur eingeschränkt. Zwar verringert eine höhere Aufklärungsquote Kriminalität, jedoch ist der Effekt numerisch klein (die Elastizitäten liegen – bei Berücksichtigung von unbeobachtbaren Ländereffekten – zwischen  $-0.11$  und  $-0.36$ ) und er wird bei Berücksichtigung von Dynamik und Simultanität insignifikant.

Schon in den traditionellen Studien zu „Kriminalität und Abschreckung“ sind es die modellexogenen „Umfeld“-Variablen, die interessante Zusammenhänge zwischen Ökonomie und Kriminalität offenbaren. Die neuere Literatur stellt hauptsächlich auf Einflüsse ab, die von der Arbeitsmarktsituation herrühren. Die Evidenz in der Literatur bestätigt, daß Arbeitslosigkeit Kriminalität begünstigt. Das kann auch für Deutschland teilweise (nicht alle Schätzungen bestätigen das) gefunden werden, aber auch hier ist der Effekt klein: Eine Halbierung der Arbeitslosigkeit würde demnach eine Reduktion der Kriminalität um ca. 2.5% bedeuten (siehe Tabelle 2), so daß angesichts einer durchschnittlichen Verbrechens-Wachstumsrate von 2.6% p.a. selbst eine deutliche Verbesserung der Arbeitsmarktsituation nicht zur nachhaltigen Reduktion von Kriminalität beitragen kann. Andere „Umfeld“-Variablen (wie z. B. der Einfluß von Regierungsparteien) lassen keine eindeutigen Schlüsse zu oder sie erweisen sich als nicht signifikant.

Es gibt keine empirische Evidenz für eine Kausalität von Kriminalität in Richtung Arbeitslosigkeit, doch die jüngste dramatische Entwicklung in den USA dürfte dazu führen, daß zumindest die zukünftige US-Wirtschaftskraft durch verringerte Produktivitäten Krimineller negativ beeinflusst werden wird.

Hingegen findet man für die Beziehung zwischen Kriminalität und Einkommens-Ungleichheit empirische Anhaltspunkte. Allerdings ist die Evidenz (noch) eher rudimentär, und die Studien kommen selten über eine deskriptive Analyse hinaus. Anhand von einigen empirischen Ergebnissen il-

lustriert dieser Aufsatz denkbare Wirkungsketten zwischen Kriminalität und sozioökonomischen Variablen wie Bildung und Ungleichheit.

### Literaturverzeichnis

- Archer, D. / Gartner, R.* (1984), *Violence and Crime in Cross-National Perspective*, Yale University Press.
- Abraham, K. G. / Houseman, S. N.* (1994), *Earnings Inequality in Germany*, Discussion paper No. 94-24, W.E. Upjohn Institute for Employment Research.
- Banerjee, A. / Dolado, J. / Galbraith, J. W. / Hendry, D. F.* (1993), *Co-Integration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*, Oxford: Oxford University Press.
- Becker, G. S.* (1968), *Crime and Punishment: An Economic Approach*, *Journal of Political Economy* 76, 169-217.
- Benoît, J.-P. / Osborne, M. J.* (1995), *Crime, Punishment, and Social Expenditure*, *Journal of Institutional and Theoretical Economics* 151/2, 326-347.
- Bundeskriminalamt (verschiedene Jahresstatistiken), *Polizeiliche Kriminalstatistik*, Wiesbaden.
- Block, M. K. / Heineke, J. M.* (1975), *A Labor Theoretic Analysis of the Criminal Choice*, *American Economic Review* LXV, 314-325.
- Block, M. K. / Lind, R. C.* (1975a), *Crime and Punishment Reconsidered*, *Journal of Legal Studies* IV, 241-247.
- (1975b), *An Economic Analysis of Crimes Punishable by Imprisonment*, *Journal of Legal Studies* IV, 479-492.
- Bound, J. / Johnson, G.* (1992), *Changes in the Structure of Wages in the 1980s: An Evaluation of Alternative Explanations*, *American Economic Review* 82, 371-392.
- Chiricos, T. G.* (1987), *Rates of Crime and Unemployment: An Analysis of Aggregate Research Evidence*, *Social Problems* 34, 187-211.
- Coase, R. H.* (1993), *Law and Economics at Chicago*, *Journal of Law and Economics* 46, 239-254.
- Corman, H. / Joyce, T. / Lovitch, N.* (1987), *Crime, Deterrence and the Business Cycle in New York City: A VAR Approach*, *Review of Economics and Statistics* 695-700.
- Davis, S. J.* (1992), *Cross-country patterns of change in relative wages*, NBER paper No. 4085.
- Ehrlich, I.* (1970), *Participation in Illegitimate Activities*, Ph.-D. dissertation, Columbia Universität.
- (1973), *Participation in Illegitimate Activities: A Theoretical and Empirical Investigation*, *Journal of Political Economy* 81, 521-565.
- (1975), *The Deterrent Effect of Capital Punishment: A Question of Life and Death*, *American Economic Review* 65, 397-417.
- Eide, E.* (1987), *Punishment works – but do not waste money on the police*, Papier präsentiert anlässlich der „Econometric Society European Meeting“, Kopenhagen.

- (1994), *Economics of Crime: Deterrence and the Rational Offender*, Amsterdam: North-Holland.
- Entorf, H. (1995), *Kriminalität und Ökonomie: Eine Bestandsaufnahme*, Universität Mannheim, Discussion Paper 507-95.
- Farrington / Gallagher, D. / Morley, L. / Ledger, R. / West, D. (1986), *Unemployment, School Leaving and Crime*, *British Journal of Criminology* 26, 335-356.
- Freeman, R. B. (1983), *Crime and Unemployment*, Kapitel 6 in J.Q. Wilson (Hrsg.), *Crime and Public Policy*, San Francisco: ICS Press.
- (1992), *Crime and the Employment of Disadvantaged Youth*, in G. Peterson und Wayne Vroman (Hrsg.), *Urban Labor Markets and Job Opportunity*. Washington, DC: Urban Institute Press, auch erschienen als NBER-Discussion Paper 3875.
- (1994), *Crime and the Job Market*, NBER-Working Paper No. 4910.
- Freeman, R. B. / Katz, I. F. Hrsg. (1995), *Differences and Changes in Wage Structures*, Chicago: Chicago Press.
- Grogger, J. (1994), *The Effect of Arrests on the Employment and Earnings of Young Men*, Department of Economics, University of California, Santa Barbara.
- Harvey, A. (1990), *The Econometric Analysis of Time Series*, 2. Auflage, Ney York: Philip Allan.
- Hendry, D. F. / Pagan, A. R. / Sargan, J. D. (1984), *Dynamic Specification*, Kapitel 18 in: Z. Griliches und M.D. Intriligator (Hrsg.), *Handbook of Econometrics II*, Amsterdam: North-Holland, 1023-1100.
- Hoernack, S. A. / Weiler, W. C. (1980), *A Structural Model of Murder Behavior and the Criminal Justice System*, *American Economic Review* 70, 327-341.
- Hsiao, C. (1986), *The Analysis of Panel Data*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Katz, L. F. / Loveman, G. W. / Blanchflower, D. G. (1995), *A Comparison of Wages in Four OECD countries*, in: Freeman, R.B. und L.F. Katz (Hrsg.).
- Kenkel, D. S. (1993), *Drinking, Driving, and Deterrence: The Effectiveness and Social Costs of Alternative Policies*, *Journal of Law and Economics* 46, 877-913.
- Krueger, A. B. / Pischke, J.-S. (1995), *A Statistical Analysis of Crime Against Foreigners in Unified Germany*, unveröffentlichtes Manuskript, Princeton und MIT.
- Land, K. / McCall, P. L. / Cohen, L. E. (1990), *Structural Cocariates of Homicide Rates: Are There Any Invariances Across Time and Social Space?*, *American Journal of Sociology* 95, 922-963.
- Landes, W. M. / Posner, R. A. (1993), *The Influence of Economics on Law: A Quantitative Study*, *Journal of Law and Economics* 46, 385-424.
- Lee, D. S. (1993), *An Empirical Investigation of the Economic Incentives of Criminal Behavior*, mimeo, Harvard University.
- Levitt, S. (1995), *Using Electoral Cycles in Police Hiring to Estimate the Effect of Police on Crime*, NBER Working Paper No. 4991.
- Mankiw, N. G. / Romer, D. / Weil, D. L. (1992), *A Contribution to the Empirics of Economic Growth*, *Quarterly Journal of Economics* 107, 407-437.
- Myers, S. L. (1983), *Estimating the Economic Model of Crime: Employment versus Punishment Effects*, *Quarterly Journal of Economics* XCVII, 157-166.



- Perrson, T. / Tabellini, G.* (1994), Is Inequality Harmful for Growth?, *American Economic Review* 84, 600-621.
- Reilly, B. / Witt, R.* (1992), Crime and Unemployment in Scotland: An Econometric Analysis using Regional Data, *Scottish Journal of Political Economy* 39, 213-228.
- Sargan, J. D.* (1964), Wages and Prices in United Kingdom: A Study in Econometric Methodology, in: P. E. Hart, G. Mills and J. K. Whitaker (Hrsg.), *Econometric Analysis for National Economic Planning*, London: Butterworth.
- Statistisches Bundesamt (verschiedene Jahrgänge), *Statistisches Jahrbuch*, Wiesbaden: Metzler-Poeschel-Verlag.
- Stigler, G. J.* (1992), Law or Economics?, *Journal of Law and Economics* 35.
- Taylor, C. L. / Jodice, D. A.* (1983), *World Handbook of Political and Social Indicators*, Vol I, Yale University Press.
- Witte, A. D.* (1980), Estimating the Economic Model of Crime with Individual Data, *Quarterly Journal of Economics* XCIV, 57-84.
- Witte, A. D. / Tauchen, H.* (1994), Work and Crime: An Exploration Using Panel Data, NBER Working Paper 4794.
- White, H.* (1980), A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity, *Econometrica* 48, 817-838.
- Wolpin, K. I.* (1978), An Economic Analysis of Crime and Punishment in England and Wales, 1894-1967, *Journal of Political Economy* 86, 815-840.
- (1980), A Time Series-Cross Section Analysis of International Variation in Crime and Punishment, *Review of Economics and Statistics*, 417-423.
- Yamada, Ta. / Yamada, Te. / Kang, J.* (1991), Crime Rates versus Labor Market Conditions; Theory and Time-Series Evidence, NBER-Paper No. 3801.

### Zusammenfassung

In der jüngeren Vergangenheit zeigt sich ein wachsendes Interesse an den Zusammenhängen zwischen krimineller und ökonomischer Aktivität. Das Papier gibt einen Überblick über den Stand der Forschung. Die neuere Literatur diskutiert neben der „klassischen“ Abschreckungshypothese vor allem die Interaktion mit dem Arbeitsmarkt sowie die Rolle der Einkommensverteilung. Anhand eines Panels der 11 alten Bundesländer wird die Relevanz der Abschreckungshypothese für den Bereich der Bundesrepublik getestet. Es zeigt sich, daß Kriminalität in nur begrenztem Maße durch eine Verbesserung der Aufklärungsquote bekämpft werden kann. Darüberhinaus erlaubt ein Querschnitt von Nationen die Analyse des Einflusses von z. B. Einkommensverteilung und Bevölkerungsdichte.

### Abstract

The recent literature reveals a growing interest in the relationship between economic and criminal activities. Besides the „classical“ question of deterrence, this paper surveys the recent developments about the role of labour markets and income inequa-

lities. Based on a panel of the 11 former German Länder, it is tested whether the deterrence hypothesis is valid for Germany. There is only weak support for this hypothesis in the data. Moreover, a cross section of nations allows to analyse relationships between employment, education, income distribution, population density and criminal activity.

*JEL-Klassifikation: D 63, B 23, A 12*