

Spengler, Hannes

Working Paper

Eine panelökonometrische Überprüfung der ökonomischen Theorie der Kriminalität mit deutschen Bundesländerdaten

Darmstadt Discussion Papers in Economics, No. 150

Provided in Cooperation with:

Darmstadt University of Technology, Department of Law and Economics

Suggested Citation: Spengler, Hannes (2005) : Eine panelökonometrische Überprüfung der ökonomischen Theorie der Kriminalität mit deutschen Bundesländerdaten, Darmstadt Discussion Papers in Economics, No. 150, Technische Universität Darmstadt, Department of Law and Economics, Darmstadt

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/32072>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

Darmstadt Discussion Papers in Economics

**Eine panelökonometrische Überprüfung der ökonomischen Theorie
der Kriminalität mit deutschen Bundesländerdaten**

Hannes Spengler

Nr. 150

Arbeitspapiere
des Instituts für Volkswirtschaftslehre
Technische Universität Darmstadt



Applied
Research in
Economics

Eine panelökonometrische Überprüfung der ökonomischen Theorie der Kriminalität mit deutschen Bundesländerdaten¹

Hannes Spengler²

Oktober, 2005

Zusammenfassung: Gemäß der klassischen ökonomischen Theorie der Kriminalität sollte ein Anstieg der *erwarteten* Strafe (also des Produktes aus Strafwahrscheinlichkeit und Strafmaß) eine Reduktion der Kriminalität bewirken. In der empirischen Analyse gestaltet sich ein Test dieser überschaubar anmutenden Hypothese als äußerst komplex. „Kriminalität“ gliedert sich in eine Vielzahl von Deliktgruppen und die Operationalisierung von „Strafwahrscheinlichkeit“ durchläuft im rechtsstaatlichen System die Handlungen und Entscheidungen der Institutionen „Polizei“, „Staatsanwaltschaft“ und „Gericht“ und variiert in den Zahlen zu Aufklärungs-, Anklage- und Verurteilungsquoten sowie in Entscheidungen über Geld-, Haft- und Bewährungs- oder Jugendstrafen. Üblicherweise wird in der empirischen Kriminalitätsforschung nur ein Bruchteil dieser Zusammenhänge gleichzeitig berücksichtigt. Den Autoren der Studie ist es gelungen, dieses Defizit zu überwinden und eine entsprechend umfassende, mit Bundesländerdaten des Zeitraums 1977–2001 der Polizeilichen Kriminalstatistik und der Strafverfolgungsstatistik aufgebaute Datenbank (*RegKrimDA*) zu erstellen. In der vorliegenden Arbeit werden die Daten und ihre Nutzbarkeit anhand deskriptiver Beschreibungen und einer panelökonometrischen Untersuchung der Wirkung des deutschen Strafverfolgungssystems auf das Kriminalitätsaufkommen in sechs wichtigen Deliktgruppen vorgestellt. Die Ergebnisse liefern deutliche Anzeichen für die Wirksamkeit von Abschreckung. Als wichtigster kriminalitätsreduzierender Faktor erweist sich die Verurteilungswahrscheinlichkeit von Tatverdächtigen. Eine konsequentere Verurteilung von prinzipiell anklagefähigen Tatverdächtigen, deren Ermittlungsverfahren in den letzten Jahren immer häufiger von den Staatsanwaltschaften eingestellt werden, könnte daher - entgegen der Auffassung weiter Teile der deutschen Kriminologie - sinnvoll sein. In einem Forschungsausblick wird aufgezeigt, wie die Datenbank unter Nutzung entsprechender Methoden und Erweiterungen im Rahmen von Kosten-Nutzen-Analysen der deutschen Kriminalpolitik eingesetzt werden könnte.

Schlüsselworte: Empirische Kriminalitätsforschung, Ökonometrie, Ökonomische Theorie der Kriminalität, Strafe, Strafverfolgung, Generalprävention, Abschreckung, Diversion, Paneldaten, Integration, IV-Schätzung, Nickel Bias, Ratio Bias, Kosten der Kriminalität, Kosten-Nutzen-Analyse, Kriminalprävention

JEL-Klassifikation: K42, K14, H73

¹ An zahlreichen Stellen des Textes wird auf eine andere Arbeit des Autors (Spengler, 2004) verwiesen, die der geneigte Leser kostenfrei im Internet abrufen kann (URL siehe Literaturverzeichnis). Für inhaltliche und methodische Hinweise bedanke ich mich bei Horst Entorf, Thomas Rupp, Thiess Büttner, Sandra Schaffner sowie den Teilnehmern des CES Lunchtime Seminars an der Universität München, der Session „Institutionen des Rechts“ der Jahrestagung 2005 des Vereins für Socialpolitik in Bonn, des SOEP Brown Bag Seminars am DIW Berlin und des Forschungsseminars am RWI Essen. Ferner habe ich von der Unterstützung durch Jürgen Antony, Daniel Langer, Katja Hünecke, Kerstin Neumann, Ping Xu, Elisabeth Beller, Florian Zipfel, Daniela Zgura, Nicolas Groshenny und Eva Sandner profitiert, wofür wir uns ebenso bedanken möchten, wie für die Bereitstellung von Daten aus der Polizeilichen Kriminalstatistik durch Franz Rohrer und Hans Fröhlich sowie aus der Strafverfolgungsstatistik durch Stefan Brings und Hans-Albert Conrad. Für finanzielle Unterstützung im Rahmen des Projektes „Kosten und Nutzen von Haft und Haftvermeidung“ sei der VolkswagenStiftung gedankt.

² Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW) und Technische Universität Darmstadt

Kontakt: Dr. Hannes Spengler, Abteilung SOEP, DIW Berlin, Königin-Luise-Strasse 5, D-14195 Berlin, hspengler@diw.de oder hspengler@vwl.tu-darmstadt.de

Abstract: According to the economic theory of crime, a rise in expected punishment (i.e. the product of probability and severity of punishment) results in a reduction of crime. What appears to be a simple and straightforward hypotheses turns out to be a demanding task for an empirical examination because “crime” is composed of many different offence categories and expected punishment in a constitutional state is influenced by the actions and decisions of different institutions such as police, public prosecutor’s office and the courts and, thus, varies with respect to clearance, trial and conviction rate as well as decisions regarding type (fine, probation, imprisonment) and “quantity” (length of prison sentence and size of fine) of punishment. Moreover, it makes a difference whether offenders are subject to general or juvenile criminal law. Usually, empirical analyses of crime take simultaneous account of only a fraction of the items detailed above when considering the criminal prosecution process. In order to overcome this shortcoming the authors have established a database combining information from different sources of official judicial statistics covering the (old) German states for the period 1977–2001. Building on this database we derive an almost complete system of criminal prosecution indicators, which is first depicted in a descriptive analysis and subsequently related to the incidence of six major offence categories by means of panel-econometric analysis. The estimation results provide clear evidence in favor of a crime-reducing effect of higher intensities of criminal prosecution. The conviction rate (i.e. the probability of conviction of suspects identified by the police) turns out to be the most important crime-reducing factor, indicating that - in contrast to the opinion of most German criminologists - a more consistent conviction of suspects who may basically be accused and convicted but whose cases have more frequently been dropped in recent years (for financial reasons) could be a suitable strategy for reducing crime. However, whether providing higher levels of deterrence is actually reasonable can only be answered by means of a cost-benefit-analysis in the context of which our estimation results are finally discussed.

Keywords: empirical crime research, criminometrics, econometrics, economic theory of crime, punishment, criminal prosecution, deterrence, diversion, panel data, integration, IV-estimation, Nickel bias, ratio bias, costs of crime, cost-benefit-analysis, crime prevention

JEL-classification: K42, K14, H73

1. Einleitung

Der Ökonom und Nobelpreisträger Gary S. Becker (1968) hat mit seiner Arbeit „Crime and Punishment: An Economic Approach“ einen wichtigen und provokanten Beitrag zu unserem Verständnis von Kriminalität geleistet. Demnach stellt Kriminalität ein normales soziales Phänomen dar, dessen vollständige Beseitigung durch den Staat weder möglich ist noch angestrebt werden sollte. Der Grund hierfür ist, dass Straftaten zwar einerseits erhebliche volkswirtschaftliche Kosten verursachen, die Reduktion von Kriminalität aber andererseits nicht zum Nulltarif zu haben ist, sondern nur mit dem Einsatz knapper öffentlicher Ressourcen - man denke an die Kosten von Polizei, Justiz und Strafvollzug - erreicht werden kann. Deshalb müsse es Ziel des Staates sein, dass Kriminalitätsniveau durch den gezielten Einsatz der ihm zur Verfügung stehenden Einflussmöglichkeiten, die in der Abschreckungswirkung von Strafe und Strafverfolgung bestehen, so zu wählen, dass die Kosten einer zusätzlichen Einheit Abschreckung genau dem dadurch erzielten Nutzen in Form eines verringerten Kriminalitätsaufkommens entsprechen. Oder in anderen Worten ausgedrückt: es ist jenes Kriminalitätsniveau volkswirtschaftlich optimal, bei dem die Grenzkosten der Abschreckung ihren Grenzerträgen entsprechen.

Was in der Theorie einfach und plausibel klingt, ist in der praktischen Anwendung hochkomplex, da die Kenntnis der (volkswirtschaftlichen bzw. gesellschaftlichen) Kosten von Straftaten, der Kosten von Institutionen und Maßnahmen zur Kriminalitätsreduktion und der Wirkungsmechanismen und -stärken von Strafe und Strafverfolgung vorausgesetzt wird. Ihre Kenntnis ist für die Durchführung von Kosten-Nutzen-Analysen wichtig, wie sie für die USA z.B. von Ayres und Levitt (1998) und Levitt (1997)³ durchgeführt wurden. Für Deutschland liegen solche Studien leider nicht vor, da sich der Evaluationsgedanke in der deutschen Kriminalitätsforschung erst in jüngster Zeit zu etablieren beginnt.⁴ So sucht man z.B. (fast) vergeblich nach Forschungsarbeiten, welche die Kosten von Straftaten insbesondere unter Einbeziehung der immateriellen Opferkosten (wie sie z.B. in Einbußen der Lebensqualität der Opfer von Gewaltdelikten bestehen) untersuchen. Die einzige Studie für Deutschland, die den Versuch unternimmt, auch die immateriellen Kosten der Kriminalität zu berücksichtigen, ist Spengler (2004). Er ermittelt einen volkswirtschaftlichen Schaden aus Straftaten mit tödlichem Ausgang (ohne Straftaten im Straßenverkehr) in Höhe von 4,5–10,2 Mrd. € (bzw. 2,5–5,7 Mrd. € ohne Fahrlässigkeitsdelikte).

Auch was die Kosten der Strafverfolgung betrifft, ist die Informationslage in Deutschland sehr bescheiden, was nicht zuletzt an der bis heute vorherrschenden Kameralistik im Bereich der öffentlichen Hand liegt. So sucht man in offiziellen Quellen vergeblich nach Angaben über die durchschnittlichen Kosten eines Polizisten, Staatsanwaltes, Richters oder gar Haftplatzes. Verfügbar sind lediglich wenig differenzierte Statistiken über die Ausgaben der öffentlichen Haushalte nach Aufgabenbereichen, denen z.B. zu entnehmen ist, dass bundesweit im Jahre 2002 14 Mrd. € für Bundesgrenzschutz und Polizei, 7,2 Mrd. € für ordentliche

³ Es sei hier angemerkt, dass das zentrale Ergebnis der vielzitierten Arbeit von Levitt (1997) wonach sich durch eine Instrumentierung der Polizeistärke mit Wahlzyklusvariablen ein erhöhter Abschreckungseffekt einstellt, der nach Kosten-Nutzen-Gesichtspunkten die Einstellung zusätzlicher Polizisten rechtfertigen würde inzwischen von McCrary (2002) durch eine Reanalyse widerlegt wurde. McCrary zeigt, dass Levitt bei seinen Instrumentvariablen-schätzungen mit falschen Gewichten operiert hat. Korrigiert man diesen Fehler, werden die entscheidenden Koeffizienten insignifikant und Levitts Schlussfolgerungen verlieren ihre Gültigkeit.

⁴ Das Thema „Evaluation“ kam zum einen beim Deutschen Jugendgerichtstags 2004 zur Geltung (mit „Sparzwang und Kriminalitätsrisiko“ als Thema eines Arbeitskreises), und zum anderen vor allem bei der Jahrestagung der „Neuen Kriminologischen Gesellschaft (NKG)“ (der wichtigsten Vereinigung deutscher Kriminologen), deren Konferenz 2005 den Titel „Kriminologie und wissenschaftsbasierte Kriminalpolitik - Entwicklungs- und Evaluationsforschung“ trägt.

Gerichte und Staatsanwaltschaften und 2,3 Mrd. € für Justizvollzugsanstalten verausgabt wurden (siehe Statistisches Bundesamt, 2005).

Schließlich fehlt es hierzulande an einer stringenten Untersuchung der Vielzahl staatlicher Einflussmöglichkeiten auf das Kriminalitätsaufkommen. Becker (1968) liefert hierfür das theoretische Gerüst in dem er dem gesellschaftlichen Kriminalitätsaufkommen ein individuelles, rationales Entscheidungskalkül zugrunde legt, wonach eine Person dann eine Straftat begeht, wenn der ihr daraus resultierende Nutzen jenen Nutzen übersteigt, der ihr durch die alternative (legale) Verwendung ihrer Zeit und anderen Ressourcen entstünde.⁵ Vorteile und Nachteile einer Straftat beurteilt der potenzielle Straftäter anhand der Wahrscheinlichkeit, festgenommen und verurteilt zu werden, sowie angesichts der Härte einer aus der Verurteilung resultierenden Strafe. Unter der Prämisse der Zulässigkeit mikroökonomischer Fundierung aggregierten Entscheidungsverhaltens bedeutet dies, dass die gesellschaftliche Kriminalitätsrate von der durchschnittlichen Bestrafungswahrscheinlichkeit und Strafhärte abhängig ist - also von zwei Instrumenten, deren Ausgestaltung weitgehend in staatlicher Hand liegt. De facto kann und sollte der von Becker vereinfacht mit zwei Variablen beschriebene Strafverfolgungsprozess in empirischen Untersuchungen unter Ausnutzung des Wissens über die jeweiligen institutionellen Begebenheiten detaillierter abgebildet werden. In Deutschland besteht die erste Stufe dieses Prozesses in der polizeilichen Ermittlungsarbeit, die im Erfolgsfall mit der Aufklärung d.h. der Feststellung eines Tatverdächtigen abgeschlossen wird. Sodann muss die Staatsanwaltschaft darüber entscheiden, ob gegen den Tatverdächtigen Anklage erhoben oder das Verfahren eingestellt wird. Wird Anklage erhoben, muss sich der Tatverdächtige vor Gericht verantworten, wobei seine Aburteilung zu einem Freispruch oder einer Verurteilung führen kann. Im Falle der Verurteilung kann eine Haftstrafe mit oder ohne Bewährung oder eine Geldstrafe - im Bereich des Jugendgerichtsgesetzes auch Strafverurteilung oder Erziehungsmaßregeln - verhängt werden. Schließlich ist noch zu beachten, wie hoch die verhängte Strafe z.B. in Termini der Haftdauer oder Höhe der Geldstrafe ausfällt.

Im Gegensatz zum angelsächsischen Sprachraum (siehe Cornwell und Trumbull, 1994, Trumbull, 1989, und Wolpin, 1978, 1980) hat noch keine empirische Makrostudie für Deutschland den Versuch unternommen, die Stufen des Strafverfolgungsprozesses vollständig abzubilden. Zumeist machen die Untersuchungen sogar ausschließlich von der polizeilichen Aufklärungsquote Gebrauch (Albrecht, 1980, Büttner und Spengler, 2002, Entorf, 1996, Entorf und Winker, 2003, Entorf und Spengler, 2000, 2002). Ausnahmen stellen hier nur die Studien von Curti (1999) und Pfeiffer und Gelau (2002) dar, die neben einem Maß für die Bestrafungswahrscheinlichkeit auch einen Indikator für die Strafhöhe verwenden, jedoch in anderer Hinsicht Schwächen oder eingeschränkte Aussagefähigkeit aufweisen. So basieren die Zeitreihenanalysen von Curti lediglich auf 15 Beobachtungspunkten, und Pfeiffer und Gelau untersuchen mit abweichendem Verhalten im Straßenverkehr ein Phänomen, das nicht im Bereich der klassischen Kriminalität angesiedelt ist. Auch jene Studien, die mit Individualdaten arbeiten (Dölling, 1983, Karstedt, 1991, Schumann, Berlitz, Guth und Kaulitzki, 1987, Schumann und Kaulitzki, 1991, und Vilsmeier, 1990), verwenden mit der (von den Probanden subjektiv empfundenen) Bestrafungswahrscheinlichkeit und -höhe maximal zwei Strafverfolgungsindikatoren und können somit nicht als umfassende Analysen des deutschen Strafverfolgungssystems angesehen werden. Diese Lücke soll durch den vorliegenden Beitrag geschlossen werden.

Die empirische Untersuchung beruht auf einem bisher noch nicht ausgewerteten, weil von den Autoren völlig neu aus Informationen der Polizeilichen Kriminalstatistik (PKS) und

⁵ Explizit berücksichtigt wurde die individuelle Zeitverwendung zwischen illegalen und legalen Aktivitäten erst in den Erweiterungen des Becker-Modells von Ehrlich (1973), Block und Heineke (1975) und Heineke (1978).

Strafverfolgungssstatistik (StVStat) zusammengestellten Datensatz - der „*Regionalen Kriminalitäts- und Strafverfolgungsdatenbank an der TU Darmstadt [RegKrimDA]*“. Die *RegKrimDA* ist ein Paneldatensatz, der die alten Bundesländer für den Zeitraum von 1977–2001 umfasst und es erlaubt, delikt- und altersspezifische Kriminalitätsraten und Strafverfolgungsindikatoren zu berechnen. Insbesondere ist es möglich, den Strafverfolgungsprozess von der polizeilichen Ermittlungsarbeit bis zum richterlichen Urteilsspruch abzubilden. Eine weitere Innovation - auch im internationalen Vergleich - besteht in der getrennten Betrachtung von Erwachsenen, für die das allgemeine Strafrecht (StGB) relevant ist, und Jugendlichen, deren Aburteilung nach Jugendgerichtsgesetz (JGG) erfolgt. Für den Bereich des Erwachsenenstrafrechts stehen der Analyse dann z.B. Aufklärungs-, Verurteilungs-, Inhaftierungs-, Bewährungs- und Geldstrafenquoten sowie mit der Länge von Haftstrafen und Anzahl von Tagessätzen auch Indikatoren der Strafhöhe zur Verfügung, die gemeinsam in Beziehung zum Kriminalitätsaufkommen gesetzt werden können. Die Schätzergebnisse liefern deutliche Evidenz für die Wirksamkeit von Abschreckung und damit für die empirische Relevanz der ökonomischen Kriminalitätstheorie von Becker (1968). Allerdings gilt dies im Wesentlichen nur für die ersten beiden Stufen des Strafverfolgungsprozesses, d.h. für die Wahrscheinlichkeit, von der Polizei als Täter ermittelt (Aufklärungsquote) und für die Wahrscheinlichkeit, nach einer Ergreifung verurteilt (Verurteilungsquote) zu werden. Die Art und Höhe der Strafe haben dagegen eine untergeordnete Bedeutung für das Kriminalitätsaufkommen.

2. Daten und Variablen des Strafverfolgungsprozesses

Um den gesamten Strafverfolgungsprozess umfassend quantitativ zu operationalisieren und schließlich in Beziehung zum Kriminalitätsaufkommen setzen zu können, wird Datenmaterial aus zwei Quellen der amtlichen Statistik - der Polizeilichen Kriminalstatistik (PKS) und der Strafverfolgungsstatistik (StVStat) - herangezogen. Die Zusammenführung von Informationen aus PKS und StVStat resultiert in der „*Regionalisierten Kriminalitäts- und Strafverfolgungsdatenbank an der TU Darmstadt [RegKrimDA]*“, welche die Grundlage für die nachfolgende ökonometrische Analyse bildet.

2.1 Datenquellen und Datenprobleme

Die PKS des Bundeskriminalamtes und der Landeskriminalämter liefert Informationen über das polizeilich registrierte Aufkommen von Straftaten, deren Aufklärung sowie die Struktur der Tatverdächtigen. Die StVStat des Statistischen Bundesamtes und der statistischen Landesämter gibt Auskunft über die Aburteilungs- und Verurteilungspraxis der Gerichte in Bezug auf angeklagte Tatverdächtige. Insbesondere geht aus der StVStat die Art und Höhe der verhängten Strafen hervor. Diesbezügliche Informationen wurden für die acht „klassischen“ Kriminalitätskategorien (Mord und Totschlag, Vergewaltigung und sexuelle Nötigung, Raub, räuberische Erpressung und räuberischer Angriff auf Kraftfahrer (nachfolgend vereinfachend als „Raub“ bezeichnet), gefährliche und schwere Körperverletzung, schwerer Diebstahl, einfacher Diebstahl, Betrug, Sachbeschädigung) jeweils für die alten Bundesländer⁶ und den Zeitraum von 1976/77–2001 akquiriert. Als Problem erwies sich hierbei, dass die zuständigen Ämter die PKS-Daten erst ab dem Berichtsjahr 1987 und die Daten der StVStat überhaupt nicht in einem PC-Format bereitstellen konnten. Die Konsequenz bestand darin, dass sämtli-

⁶ Von einer Datenakquisition für die neuen Bundesländer wurde abgesehen, da die StVStat dort zum Teil erst spät (Mecklenburg-Vorpommern (2001), Thüringen (1997)) oder überhaupt nicht (Sachsen-Anhalt) eingeführt wurde. PKS-Daten liegen dagegen (in brauchbarer Qualität) seit dem Berichtsjahr 1993 für alle neuen Länder vor.

che Daten der StVStat sowie die PKS-Daten der Jahre 1977–1986 unter erheblichem Zeit- und Personaleinsatz am Fachgebiet für Empirische Wirtschaftsforschung und Mikroökonomie der TU Darmstadt ausgehend von Papiertabellen in den Computer eingegeben werden mussten.⁷ Erschwerend kam dabei hinzu, dass die oben genannten Kriminalitätskategorien der Erfassungskonvention der PKS entsprechen, im Rahmen der StVStat jedoch Paragraphen des Strafgesetzbuchs das relevante Erfassungskriterium darstellen und deshalb ein PKS-Code aus durchschnittlich 5 StVStat-Codes (bzw. StGB Paragraphen) „nachgebildet“ werden musste. So ergibt sich ein Gesamtvolumen der Rohversion der *RegKrimDA* von ca. 1,4 Mio. Einzelwerten, von denen über 90% per Hand eingegeben wurden.⁸

Prinzipiell ermöglicht die *RegKrimDA* durch die Zusammenführung von PKS und StVStat die Erstellung eines umfassenden Indikatorensystems, für Kriminalität und Strafverfolgung. In der praktischen, d.h. empirischen Umsetzung dieses Vorhabens treten jedoch nicht unerhebliche Schwierigkeiten auf. Diese bestehen vor allem in

- a) der ausschließlichen Erfassung der registrierten Kriminalität in der PKS,
- b) Erfassungsunterschieden in PKS und StVStat bzgl. Tätern, die innerhalb einer Periode mehrere verschiedene Straftaten begangen haben, die gleichzeitig verhandelt werden,
- c) dem Auseinanderfallen des Erhebungszeitpunktes in PKS und StVStat,
- d) der „Umdefinition“ von Straftaten im Strafverfolgungsprozess,
- e) der fehlenden deliktgruppen- und regionalspezifischen Kompatibilität der Staatsanwaltschaftsstatistik (StA-Statistik) mit PKS und StVStat,
- f) der Umstellung der Tatverdächtigenzählung in der PKS und
- g) Datenqualitätsproblemen, die auf menschliches Versagen zurückgehen.

Zu a) Die PKS spiegelt nicht das wahre Ausmaß der Kriminalität wider, sondern gibt lediglich Aufschluss über die Fälle, die zur Kenntnis der Polizei gelangten bzw. von dieser registriert wurden. Wie man mit Hilfe von Opferbefragungen zeigen kann, wird jedoch ein erheblicher Teil der verübten Straftaten nicht an die Polizei gemeldet. Die Summe der Straftaten, die nicht in der PKS enthalten sind, aber von Opferbefragungen identifiziert werden können, bilden das sogenannte „relative Dunkelfeld“. Daneben gibt es auch Straftaten, die weder in der PKS enthalten, noch von der Dunkelfeldforschung aufzuhellen sind. Letztere zuzüglich der Straftaten des relativen Dunkelfeldes bilden das absolute Dunkelfeld (vgl. Bundeskriminalamt [BKA], 2004). Da in Deutschland keine regelmäßigen Opferbefragungen⁹ durchgeführt werden und die bestehenden Untersuchungen nicht bundesweit durchgeführt wurden und / oder nicht danach fragen, ob die erlittene Straftat zur Anzeige gebracht wurde, ist es nicht möglich, die in dieser Arbeit verwendete PKS-Zahlen, um das (relative) Dunkelfeld zu korrigieren. Während die Existenz eines Dunkelfeldes zu einer Untererfassung der Kriminalitätswirklichkeit führt, erfasst die PKS andererseits aber auch solche Vergehen und Verbrechen, die gemäß des StGB oder seiner strafrechtlichen Nebengesetze nicht als Kriminalität gelten, weil sie von strafunmündigen Kindern oder von schuldunfähigen psychisch Kranken begangen wurden. Zumindest die Taten von Kindern können jedoch aufgrund der in der PKS über Tatverdächtige gemachten Altersangaben approximativ bereinigt werden. Eine Bereinigung der von Schuldunfähigen begangenen Taten ist indes nicht möglich, weil es nicht Aufgabe der Polizei ist, den Sachverhalt der Schuldunfähigkeit zu prüfen. Die betreffenden Fallzahlen sollten jedoch relativ zum gesamten Deliktsaufkommen so niedrig sein, dass sie vernachlässigt werden können. Per Saldo fällt demnach die Untererfassung der Kriminalität durch das Dunkelfeld sehr viel größer aus als die Übererfassung durch die Registrierung von Taten Strafunmündiger und Schuldunfähiger.

⁷ Erst nach Fertigstellung der Eingaben wurden die Daten der StVStat (und der Strafvollzugsstatistik) ab dem Berichtsjahr 1995 in den Forschungsdatenzentren der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder für eine kontrollierte Datenfernverarbeitung zugänglich gemacht.

⁸ Tatsächlich wurden die per Hand einzugebenden Werte zu Kontrollzwecken sogar zweimal eingetippt. So konnten durch einen Vergleich von Erst- und Zweiteingabe fehlerhafte Eingaben identifiziert und korrigiert werden.

⁹ Ein aktueller Überblick über deutsche (und französische) Opferbefragungen ist Obergell-Fuchs, Kury, Robert, Zaubermann und Pottier (2003) zu entnehmen. Insbesondere ist anzumerken, dass Deutschland bisher erst in einer Welle (1989) des wiederkehrend, d.h. in den Jahren 1989, 1992 und 1996/97 durchgeführten International Crime Victim Survey (ICVS) mitgewirkt hat (vgl. Mayhew & Dijk, 1997).

Von der Existenz des Dunkelfeldes geht eine bedeutende Gefahr für die Verlässlichkeit von Abschätzungen des Kriminalitätsaufkommens mittels Strafverfolgungsindikatoren insbesondere mittels der Aufklärungsquote aus. Die Problematik besteht darin, dass die registrierte Kriminalität sowohl im Zähler der zu erklärenden Variable - in der Regel „erfasste Fälle / Bevölkerung“ - als auch im Nenner der Aufklärungsquote (= aufgeklärte Fälle / erfasste Fälle) vorkommt. Anders als bei einer gewöhnlichen Messfehlerproblematik, die in der Regel zu einer Verzerrung des Schätzkoeffizienten der betroffenen erklärenden Variablen gegen Null führt, resultiert aus der hier vorliegenden Konstellation eine negative Verzerrung, auch wenn der wahre Koeffizient bereits negativ ist. Die Gefahr des Auftretens eines solchen (*ratio*) *bias* ist erheblich, da die quantitative Bedeutung des Dunkelfeldes groß ist - im internationalen Durchschnitt liegt die Dunkelziffer im Bereich vieler Delikte über 50% (Mayhew & Dijk, 1997) - und daraus ein großes Potenzial für zeitliche und räumliche Dunkelfeldvariationen resultiert (siehe hierzu Levitt, 1998a).

Die Erhebungseinheiten bzw. Merkmalsträger der PKS sind sowohl „Fälle“ als auch „Tatverdächtige“. Die Merkmalsträger in der StVStat sind „Abgeurteilte“ und „Verurteilte“. Da also beide Statistiken (auch) personenbezogene Statistiken sind, kann diese Gemeinsamkeit theoretisch für die angestrebte Abbildung der verschiedenen Stufen des Strafverfolgungsprozesses genutzt werden. So könnte durch eine Kombination der Tatverdächtigenzahlen der PKS mit den Zahlen der Abgeurteilten oder Verurteilten der StVStat z.B. eine Aburteilungsquote (= Abgeurteilte / Tatverdächtige) oder Verurteilungsquote (= Verurteilte / Tatverdächtige) berechnet werden. Die angestrebte Kombination von Daten der PKS und StVStat ist jedoch mit diversen Problemen verbunden, die der Erläuterung bedürfen.

Zu b) In PKS und StVStat erfolgt die Personenzählung für den Fall, dass ein Individuum innerhalb einer Periode mehrere verschiedene Straftaten begangen hat und im Rahmen eines „Gesamtprozesses“ abgeurteilt/verurteilt wird, auf unterschiedliche Weise. „Werden einem Tatverdächtigen im Berichtszeitraum mehrere Fälle verschiedener Straftatenschlüssel zugeordnet [(z.B. ein Raub, ein schwerer Diebstahl, ein einfacher Diebstahl, eine gefährliche Körperverletzung)], wird er [in der PKS] für jede Gruppe gesondert [. . .] gezählt.“ (BKA, 2004, S. 19). Steht dieser Täter nun vor Gericht und werden die Taten in einem Verfahren verhandelt, dann wird „nur der Straftatbestand statistisch erfasst, der nach dem Gesetz mit der schwersten Strafe bedroht ist“ (Statistisches Bundesamt, 2004, S. 9). Im angegebenen Beispiel würde der Straftäter also nur mit der Straftat „Raub“ in der StVStat auftauchen, während er in der PKS unter vier verschiedenen Deliktgruppen erfasst würde. Für die Berechnung der (wie oben definierten) Aburteilungs- oder Verurteilungsquote ergibt sich folglich eine systematische Unterschätzung, die tendenziell umso höher ausfällt, je weniger schwerwiegend die Straftat ist. Bei Gewaltverbrechen sollte diese Verzerrung eine eher unbedeutende Rolle spielen, da es dann zur Nichtregistrierung der betreffenden Tat in der StVStat einer noch schwerwiegenderen Tat bedürfte, die gleichzeitig verhandelt wird. So würde eine Vergewaltigung z.B. nur dann nicht erfasst, wenn der Täter gleichzeitig wegen eines Tötungsdelikts angeklagt ist. Bei Mord als schwerster Straftat, die das StGB kennt, ist die Verzerrung folglich gleich null. Ein weiteres Problem bei gleichzeitiger Verurteilung wegen mehrerer Delikte besteht in der Bildung von Gesamtstrafen, da diese höher ausfallen als Strafen im Falle einer Verurteilung für eine einzige bzw. die schwerste Tat. Demnach würde der Verbrecher aus obigem Beispiel *ceteris paribus* eine schwerere Strafe erhalten als ein Delinquent, der ausschließlich wegen Raubes verurteilt wird.

Zu c) PKS und StVStat unterscheiden sich hinsichtlich des Erhebungszeitpunktes ihrer Daten. In der PKS werden die bekannt gewordenen Straftaten (und die dazu gehörigen Informationen über Tatverdächtige, Opfer etc.) nach Abschluss der polizeilichen Ermittlungen vor Aktenabgabe an die Staatsanwaltschaft erfasst (vgl. BKA, 2004, S. 8). In der StVStat erfolgt die Datenerfassung zu dem Zeitpunkt, zu dem gegen Angeklagte „rechtskräftig“ Strafbefehl erlassen wurde bzw. Strafverfahren nach Eröffnung des Hauptverfahrens durch Urteil oder Einstellungsbeschluss rechtskräftig abgeschlossen worden sind“ (Heinz, 2005, S. 27). Zwischen den Erhebungszeitpunkten der Daten in PKS und StVStat liegt demnach das staatsanwaltschaftliche Ermittlungsverfahren und - sofern nicht nur ein Strafbefehl erlassen wurde - das Gerichtsverfahren. Bundesministerium des Innern und Bundesministerium der Justiz [BMI und BMJ] (2001) ist zu entnehmen, dass das staatsanwaltschaftliche Ermittlungsverfahren im Schnitt 3 bis 3,3 Monate (Bezugszeitraum 1990–1998) und die durchschnittliche Verfahrensdauer vor den Amtsgerichten vier Monate (Bezugsjahr 1999) betrug. Demnach haben die in einem Jahr (im Rahmen einer Hauptverhandlung) verurteilten Personen die ihnen zur Last gelegten Straftaten nur mit einer durchschnittlichen Wahrscheinlichkeit von ca. 40% in ebendiesem Jahr begangen. Unterstellt man eine Gleichverteilung der Straftaten und Verurteilungen über das Jahr, müsste die Berechnung der Verurteilungsquote (g_t) des Jahres t wie folgt geschrieben werden: $g_t^{korr} = G_t / (5/12 \times TV_t + 7/12 \times TV_{t-1})$, wobei G_t die Anzahl der Verurteilten und TV_t bzw. TV_{t-1} die Anzahl der Tatverdächtigen in Periode t bzw. $t-1$ repräsentieren. Da keine delikt-spezifischen Angaben über die Verfahrensdauern existieren, wäre diese Approximation nachfolgend auf alle Straftatenkategorien anzuwenden, was jedoch insbesondere bei jenen Straftaten mit einer großen Bedeutung des Strafbefehls (d.h. kurzen Verfahrensdauern) eine schlechtere Annäherung an die Wirklichkeit darstellen dürfte,

als die Verwendung unkorrigierter Verurteilungsquoten der Art $g_t = G_t / TV_t$. Aufgrund dieser Unsicherheit und weil es in Abschreckungsstudien ohnehin um die von den potenziellen Tätern wahrgenommene Strafverfolgungsintensität (und weniger um deren objektive Ausprägung) geht werden, in der nachfolgenden empirischen Analyse ausschließlich unkorrigierte Verurteilungsquoten verwendet.

Zu d) Das wohl bedeutendste Problem einer Zusammenführung von PKS und StVStat besteht in der sogenannten „Umdefinition“ von Straftaten im Strafverfolgungsprozess. Umdefinition beschreibt das Phänomen, wonach im Rahmen der polizeilichen Registrierung und Klassifizierung einer Straftat im Zweifel der schwerer einzustufende Sachverhalt angenommen wird, diese Einschätzung auf den nachfolgenden Ebenen des Strafverfolgungsprozesses jedoch revidiert wird. So ist es z.B. möglich, dass die Polizei einen Mordversuch registriert, das Gericht oder bereits die Staatsanwaltschaft die Straftat später jedoch lediglich als Körperverletzung bewertet. Umdefinitionen haben somit zur Folge, dass die Fall- und damit auch Tatverdächtigenzahlen von schwereren (leichteren) Delikten systematisch überhöht (unterschätzt) und damit auf Tatverdächtigenzahlen basierende Strafverfolgungsindikatoren wie die Verurteilungsquote nach unten (oben) verzerrt werden. Über die tatsächliche Stärke dieser Verzerrungen kann jedoch keine Aussage getroffen werden, da es bislang keine Möglichkeit gibt, einen Tatverdächtigen über den gesamten Strafverfolgungsprozess hinweg statistisch zu verfolgen; oder in anderen Worten ausgedrückt, kein Mechanismus zur Abstimmung von PKS und StVStat existiert, der eine nachträgliche Korrektur der PKS erlauben würde (siehe auch BMI und BMJ, 2001, S. 21f).

Zu e) Das Problem der Umdefinition fiele weniger stark ins Gewicht, wenn eine zur StVStat kompatible und hinreichend detaillierte Staatsanwaltschaftsstatistik (StA-Statistik) zur Verfügung stünde, da dann von einer im Vergleich zur polizeilichen Klassifizierung verlässlicheren bzw. qualifizierteren Einschätzung der strafrechtlichen Sachverhalte Gebrauch gemacht werden könnte und überdies polizeiliche Ermittlungsfehler (z.B. zu Unrecht verdächtige Tatverdächtige) berücksichtigt werden könnten. Einer Kombination von StA-Statistik und StVStat stehen aber derzeit noch wesentliche Hindernisse im Wege. So sind die Informationen der StA-Statistik nicht oder noch nicht für einen hinreichend langen Zeitraum mit dem in dieser Analyse benötigten Grad an Differenziertheit verfügbar. Angaben zu den Delikten, die den Ermittlungsverfahren zugrunde liegen, wurden zunächst überhaupt nicht erhoben und erfolgen heute nach anderen als den in dieser Arbeit untersuchten Kriminalitätskategorien. Ferner liegen die Ergebnisse der StA-Statistik erst seit 1989 für alle alten Bundesländer vor, was den gemäß PKS und StVStat möglichen Untersuchungszeitraum (1977–2001) deutlich einschränken würde (vgl. Heinz, 2005). Aufgrund der beschriebenen Schwierigkeiten und Inkompatibilitäten können keine Informationen aus der StA-Statistik Eingang in die nachfolgende Analyse finden. Insofern muss die Arbeit der Staatsanwaltschaft als *Blackbox* betrachtet werden. Dies stellt nicht nur in Hinblick auf die fehlende Möglichkeit einer Reduzierung des Problems der Umdefinition einen Nachteil dar, sondern ist auch insofern unerfreulich, als die Staatsanwaltschaft ca. 17% ihrer Ermittlungsverfahren selbst einleitet (BMI und BMJ, 2001, S. 346). Tatverdächtige aus solchen Ermittlungsverfahren tauchen nicht in der PKS auf, sind jedoch - sofern die Staatsanwaltschaft das Verfahren nicht einstellt - in der StVStat enthalten; eine Tatsache, die wiederum eine Verzerrung in der Aburteilungs- und Verurteilungsquote nach sich zieht. Schließlich könnte die Verfügbarkeit von Daten der StA-Statistik auch zur Berechnung zusätzlicher Indikatoren des Strafverfolgungssystems genutzt werden. Beispielsweise könnten Verfahrenseinstellungen aus Opportunitätsgründen ohne Auflagen von solchen mit Auflagen und Anklagen im herkömmlichen Sinne von Strafbefehlsanträgen unterschieden werden.

Zu f) Abgesehen von der Verunreinigung der Tatverdächtigenzahlen durch unzutreffende Beurteilungen strafgesetzlicher Sachverhalte durch die Polizei spielt im Falle des für die folgenden Analysen gewählten Untersuchungszeitraumes auch die Umstellung der Tatverdächtigenzählung von einer Mehrfachzählung bis einschließlich 1982 auf eine echte Tatverdächtigenzählung ab dem Jahre 1984 eine wichtige Rolle.¹⁰ Zur Erläuterung mag das folgende Beispiel dienen: Ein Straftäter, der innerhalb eines Jahres zu drei verschiedenen Zeitpunkten einen Wohnungseinbruchdiebstahl beging (z.B. im Januar, Mai und Dezember) und jeweils von der Polizei als Tatverdächtiger ermittelt werden konnte, wurde in der PKS bis 1982 dreimal als Tatverdächtiger registriert. Seit 1984 würde dieser Dieb jedoch nur einmal als Tatverdächtiger in der Jahresstatistik auftauchen.¹¹ Was die Kompatibilität von PKS und StVStat betrifft, stellt die echte Tatverdächtigenzählung insofern eine Verbesserung dar, als ein Tatverdächtiger, dem mehrere Straftaten zur Last gelegt werden, in der Regel im Rahmen eines einzigen Verfahrens abgeurteilt wird (s.o.). So würde der Einfachzählung des betrachteten Diebes in der PKS nach echter Tatverdächtigenzählung auch eine Einfachzählung im Rahmen der StVStat gegenüberstehen. Nach dem alten

¹⁰ 1983 war das Jahr der Umstellung, in dem einige Bundesländer noch nach dem alten Konzept verfahren, andere jedoch schon die neue Zählweise anwendeten. Aus diesem Grunde veröffentlichte das BKA für das Berichtsjahr 1983 keine Tatverdächtigenzahlen.

¹¹ Hätte der besagte Straftäter unabhängig von seinen Einbrüchen auch ein Körperverletzungsdelikt begangen, so würde er nach wie vor auch in dieser Kategorie als Tatverdächtiger gezählt.

Konzept wäre es dagegen zu einer Dreifachzählung des Tatverdächtigen und in Folge dieser Überschätzung der Tatverdächtigenzahl zu einer Unterschätzung der Aburteilungs- und Verurteilungsquote gekommen.

Um der Problematik der Umstellung der Tatverdächtigenzählung aus dem Weg zu gehen, wäre es denkbar, die nachfolgenden Analysen auf die Jahre ab 1984 zu beschränken. Ein solches Vorgehen wurde jedoch verworfen, da dem Schätzdatensatz sonst ($7 \times 10 =$) 70 Beobachtungspunkte verloren gingen,¹² wobei insbesondere die Verkürzung der Zeitdimension von 25 auf 18 Jahre im Hinblick auf die Anwendung dynamischer Panel-schätzer unerwünscht ist. Ferner lohnt die Berücksichtigung der Jahre von 1977 bis 1983 deshalb, weil in diesem Zeitraum eine starke Zunahme (d.h. Variation) der Kriminalität stattgefunden hat. Es wurde deshalb ein einfacher Algorithmus zur Anpassung der Tatverdächtigenzahlen vor 1984 an die echte Tatverdächtigenzählung entwickelt. Hierbei wurde davon ausgegangen, dass ein mittelfristig stabiler Zusammenhang zwischen den aufgeklärten Fällen, deren Zählweise über den gesamten Beobachtungszeitraum hinweg keinen Änderungen unterworfen war, und der Anzahl der Tatverdächtigen besteht. Basierend auf dieser Annahme wurde für jedes Bundesland und jede Straftat ein Korrekturfaktor gemäß der Formel $KF_t = 1/5 \sum_{t=1984}^{1988} (TV_t / Aufk_t)$ bestimmt, wobei TV_t die Anzahl der Tatverdächtigen und $Aufk_t$ die Anzahl der aufgeklärten Fälle jeweils im Jahre t repräsentieren. Die Anpassung der Zeitreihe der Tatverdächtigen im Zeitraum 1977–1983 erfolgte sodann durch die Bildung des Produktes $KF_t \times Aufk_t$. Die in Spengler (2004, S. 30) ausgewiesene graphische Veranschaulichung dieser Anpassung nach Deliktgruppe macht deutlich, dass sich der Übergang zur echten Tatverdächtigenzählung besonders stark auf den schweren Diebstahl ausgewirkt hat, da dieses Delikt offensichtlich häufig von Wiederholungstätern begangen wird. Ebenfalls sichtbar, wenngleich weniger deutlich, sind die Unterschiede zwischen den originalen und angepassten Tatverdächtigenzahlen für Raub sowie schwere und gefährliche Körperverletzung. Alle Indikatoren der vorliegenden Analyse, in welche eine Tatverdächtigenzahl einfließt, wurden auf der Grundlage der korrigierten Werte bestimmt. Eine Ausnahme stellen dabei solche Indikatoren dar, die sowohl im Zähler als auch im Nenner eine Tatverdächtigengröße enthalten (z.B. Anteil der jugendlichen Tatverdächtigen an allen Tatverdächtigen), da keine gesicherte Evidenz darüber vorliegt, dass der Übergang von der alten zur neuen Zählregel auch die Tatverdächtigenstruktur beeinflusst hat.¹³

Zu g) Schließlich müssen Datenprobleme beachtet werden, die auf menschlichem Versagen beruhen. Diese teils auch in visuellen Datenkontrollen klar erkennbaren Fehler traten nach Auskunft des Statistischen Bundesamtes insbesondere in den Jahren ab 1998 im Zusammenhang mit der Einführung der „Geschäftsstellenautomation“ (EDV-System zur Bedienung der Strafverfolgungsstatistik) in den Staatsanwaltschaften zutage. Die aufgetretenen Fehler bestanden zum einen darin, dass das Bedienpersonal - insbesondere in Verbindung mit Paragraphenänderungen aufgrund der Strafrechtsreform von 1998 und/oder nicht obligatorisch auszufüllenden Feldern der Datenmaske - falsche oder unvollständige Angaben machte, und das EDV-Programm zudem eine falsche Umsetzung nicht mehr existenter Paragraphen des StGB und/oder eine ungeeignete Ersetzung fehlender Angaben vornahm.¹⁴ In einigen Ländern verursachten Schwierigkeiten mit der Geschäftsstellenautomation aber auch ganz einfach zeitliche Erfassungsverzögerungen, so dass zu einem Berichtsjahr gehörige Fälle nicht mehr für dieses ausgewiesen werden konnten und dafür zu überhöhten Fallzahlen im Folgejahr führten. Aus den genannten Gründen wurden die folgenden Daten der Strafverfolgungsstatistik von der Analyse ausgeschlossen: Alle Daten für schwere und gefährliche Körperverletzung und alle Daten der Bestrafungsart für nach allgemeinem Strafrecht Verurteilte jeweils ab 1998 für Hessen; alle Daten ab 2000 für Hamburg und das Saarland; alle Daten der Bestrafungsart für nach Jugendstrafrecht Verurteilte ab 2000 für Bremen. Abgesehen davon, sind nach Aussage des Statistischen Bundesamtes weitere Datenfehler - wenngleich nicht explizit bekannt - nicht auszuschließen. Letzteres gilt auch für die Daten der PKS.

Zusammenfassend ist festzustellen, dass die diskutierten Datenprobleme teilweise sub-stanziell sind. Soweit sie nicht durch geeignete Approximationen ausgeräumt werden können,

¹² Berlin wird wegen des durch die deutsche Wiedervereinigung bedingten Strukturbruchs von der empirischen Analyse ausgeschlossen. Zum Zwecke der Datenkontrolle wurden jedoch auch die Berliner StVStat-Daten in den Computer eingegeben.

¹³ Analysen der PKS für die Berichtsjahre 1981, 1982, 1984, 1985 haben nicht den Eindruck erweckt, die Umstellung der Zählweise habe die Tatverdächtigenstruktur signifikant beeinflusst.

¹⁴ Beispiele für Fehlinterpretationen fehlender Angaben durch das EDV-System: Durch das Unterbleiben der Angaben in „Verbindung mit Verkehrsunfall“ wurden ein starker Anstieg der Fallzahlen bei „fahrlässiger KV ohne Straßenverkehr“ oder durch das Nichtausfüllen der Kategorie „Staatsangehörigkeit“ fast nur deutsche Verurteilte produziert, da fehlende Angaben im ersten Fall als Negation und im Zweiten Fall als "deutsch" gewertet wurden. Insbesondere wurden bei Unterbleiben von Angaben im Feld „Strafaussetzung zur Bewährung“ stets nicht ausgesetzte Haftstrafen unterstellt, was starke Ausreißer in den entsprechenden Variablen und Strafverfolgungsindikatoren nach sich zog.

sollten sie sich jedoch auf rein deskriptive Analysen stärker auswirken als in einem multivariaten Untersuchungsdesign. In ökonometrischen Termini entsprechen die Verzerrungen, die bei der Ermittlung relevanter Strafverfolgungsindikatoren auftreten können, dem Problem der „Messfehler in erklärenden Variablen“. Letztere können, müssen aber nicht zwingend zu verzerrten Koeffizientenschätzungen führen. Sollten sich die Messfehler tatsächlich in verzerrten Schätzkoeffizienten niederschlagen, so spricht einiges dafür, dass es sich dabei um eine Verzerrung in Richtung Null handelt, die im Übrigen umso kleiner ausfällt, je größer die Varianz des Residuums der (theoretischen) Regression der wahren (d.h. messfehlerfreien) erklärenden Variablen auf alle anderen erklärenden Variablen im Vergleich zur Varianz des Messfehlers ist (eine sehr intuitive Diskussion des Messfehlerproblems findet sich in Wooldridge (2003)). Im Übrigen ist die Verzerrung des Kriminalitätseffektes relevanter Strafverfolgungsindikatoren gegen Null in Hinblick auf eine vorsichtige kriminalpolitische Interpretation der Schätzergebnisse als weniger kritisch anzusehen als betragsmäßige Überschätzungen der Koeffizienten. Denn während sich auf dem Wissen, dass der wahre Abschreckungseffekt einer Variablen in Wirklichkeit höher ist als der empirisch ermittelte, immer noch politische Handlungsempfehlungen ableiten lassen, ist dies im umgekehrten Fall nicht möglich bzw. erwünscht. Eine bedeutende Gefahr für die Qualität der multivariaten Ergebnisse geht jedoch vom sogenannten *ratio bias* aus, der das Artefakt einer negativen Verzerrung der Schätzkoeffizienten der erklärenden Variablen - hier der Aufklärungsquote - aufgrund von dunkelfeldbedingten Messfehlern in der registrierten Kriminalität beschreibt, das dadurch zustande kommt, dass die fehlerhaft gemessene Größe sowohl im Zähler der zu erklärenden Variable (der als „registrierte Fälle / Bevölkerung“ definierten Kriminalitätsrate) als auch im Nenner der Aufklärungsquote (aufgeklärte Fälle / erfasste Fälle) vorkommt. Levitt (1998a) empfiehlt jedoch einen praktischen auf Griliches und Hausman (1986) zurückgehenden Test zur Feststellung des Ausmaßes der durch den *ratio bias* induzierten Verzerrungen, der auch im empirischen Teil der vorliegenden Studie zur Anwendung kommt.

Es muss betont werden, dass sämtliche der angesprochenen Datenprobleme (mit Ausnahme des nicht aufhellbaren Dunkelfeldes und menschlichen Versagens) durch regelmäßige repräsentative Opferbefragungen (wie z.B. in den USA mit dem jährlich durchgeführten National Crime Victimization Survey (NCVS))¹⁵ und eine Koordination der relevanten statistischen Systeme (PKS, StA, StVStat und übrige Rechtspflegestatistiken¹⁶) weitgehend gemildert werden könnten. Wünschenswert wäre eine dynamische statistische „Begleitung“ einer Straftat und der zugehörigen Tatverdächtigen über den gesamten Strafverfolgungs- und idealerweise auch Strafvollzugs- und Resozialisierungsprozess hinweg. Denkbar wäre z.B., dass die Polizei eine eindeutige Fall- und Täternummer (ähnlich einer Sozialversicherungsnummer) vergibt und in ein statistisches System einspeist, auf das nachfolgend auch die Staatsanwaltschaften, Gerichte, Strafvollzugsanstalten und Bewährungshilfeeinrichtungen zugreifen können, um ihre täterspezifischen Informationen zu ergänzen. Ein solches statistisches System wäre zwar mit hohen Implementierungskosten und teilweise auch datenschutzrechtlichen Hindernissen verbunden, würde jedoch nach seiner Einführung sicherlich zu Kostenreduktionen führen und zudem einen entscheidenden Schritt in Richtung einer zukünftigen Evaluierung des deutschen Strafverfolgungssystems darstellen, woraus wiederum Einsparungspotenziale durch eine effizientere Ausgestaltung der Kriminalpolitik abgeleitet werden könnten.¹⁷

¹⁵ siehe <http://www.ojp.usdoj.gov/bjs/cvict.htm>

¹⁶ Heinz (2005) gibt einen guten Überblick über die existierenden Rechtspflegestatistiken und ihre Inhalte. Im Einzelnen handelt es sich dabei neben der StVStat und der StA-Statistik um die Justizgeschäftsstatistik der Strafgerichte (StP/OWi-Statistik), die Bewährungshilfestatistik (BewH-Statistik) und die Strafvollzugsstatistik (StVollz-Statistik).

¹⁷ Konkrete Überlegungen zu einer Reform des jetzigen Systems der Kriminal- und Rechtspflegestatistiken findet sich auch in BMI und BMJ (2001, S. 37f.).

2.2 Strafverfolgungsindikatoren

Im Zuge der Modellierung des Strafverfolgungsprozesses sollte beachtet werden, dass sich das allgemeine Strafrecht und das Jugendstrafrecht hinsichtlich der vorgesehenen Sanktionsformen und Eingriffsintensitäten grundsätzlich unterscheiden. Diese Tatsache ist vor allem in der Intention des Gesetzgebers begründet, dass bei strafrechtlichen Entscheidungen gegen Jugendliche immer auch ein erzieherischer Gedanke zu verfolgen ist. So kennt das Jugendstrafrecht, dessen Grundlage das Jugendgerichtsgesetz (JGG) ist, mit den Erziehungsmaßnahmen und Zuchtmitteln zwei häufig angewendete Maßnahmeformen, die nicht die Rechtswirkung einer Strafe besitzen, sondern im ersten Fall ausschließlich auf die Förderung der Erziehung abstellen und im zweiten Falle zusätzlich zum Erziehungsaspekt ahndenden Charakter besitzen.¹⁸ Des Weiteren sieht das JGG Geldstrafe nicht als Hauptstrafe vor, und auch als Nebenstrafe soll die Zahlung eines Geldbetrages nur dann angeordnet werden, wenn dem Jugendlichen daraus keine Nachteile für seine künftige Entwicklung (z.B. durch Verschuldung) entstehen. Schließlich sieht das JGG keine Haftstrafe vor, deren Dauer 10 Jahre übersteigt. Diese fundamentalen Unterschiede zwischen Jugend- und allgemeinem Strafrecht legen es nahe, die Wirkung von Strafe auf das Kriminalitätsaufkommen nicht in einem einheitlichen Modell zu analysieren. Es gilt vielmehr, getrennte Systeme von Strafverfolgungsindikatoren zu entwickeln und diese sodann im Rahmen getrennter Schätzmodelle in Beziehung zu geeigneten - d.h. altersspezifischen¹⁹ - Kriminalitätshäufigkeiten zu setzen. Der nachfolgende Kasten enthält einen Überblick über die in der empirischen Analyse verwendeten Indikatorensysteme nach angewendetem Strafrecht bzw. nach Altersgruppen.

Eines der Indikatorensysteme bezieht sich auf Personen, für die nur das allgemeine Strafrecht relevant ist. Dabei handelt es sich um Erwachsene ab dem 21. Lebensjahr. Für die Berechnung der Strafverfolgungsindikatoren werden jedoch nur verurteilte Erwachsene im Alter bis unter 60 Jahren berücksichtigt. Der Grund für dieses Vorgehen ist zum einen in der Einschränkung der Analysen auf Personen im „kriminalitätsaktiven“ Alter²⁰ und zum anderen in potenziellen Verzerrungswirkungen des Zusammenwirkens der niedrigen Kriminalitätsneigung älterer Menschen und der voranschreitenden Überalterung der deutschen Gesellschaft auf die abhängigen Variablen (d.h. die Kriminalitätsraten) der nachfolgenden Schätzungen zu sehen. Das zweite System ist für Personen im Alter von 14 bis unter 18 Jahren relevant. Diese werden ausschließlich nach Jugendstrafrecht abgeurteilt.

Sowohl das Indikatorensystem nach allgemeinem Strafrecht als auch jenes nach Jugendstrafrecht soll den Strafverfolgungsprozess möglichst vollständig abdecken. Dieser beginnt in

¹⁸ Nach § 9 JGG sind Erziehungsmaßnahmen 1. die Erteilung von Weisungen und 2. die Anordnung, Hilfe zur Erziehung im Sinne des § 12 JGG in Anspruch zu nehmen. Wenn Erziehungsmaßnahmen nicht ausreichen, wird die Straftat eines Jugendlichen mit Zuchtmitteln oder mit Jugendstrafe (dem Pendant zu Freiheitsstrafe) geahndet. Nach § 13 JGG ahndet der Richter die Straftat mit Zuchtmitteln, wenn Jugendstrafe nicht geboten ist, dem Jugendlichen aber eindringlich zum Bewusstsein gebracht werden muss, dass er für das von ihm begangene Unrecht einzustehen hat. Zuchtmittel sind 1. die Verwarnung, 2. die Erteilung von Auflagen, 3. der Jugendarrest. Zuchtmittel haben nicht die Rechtswirkungen einer Strafe.

¹⁹ Altersspezifische Kriminalitätsraten sind nicht verfügbar - da von nicht aufgeklärten Straftaten nicht bekannt ist, von wem sie verübt wurden - und müssen deshalb approximiert werden. Diese Approximation, die auch von Levitt (1998b) angewendet wird, erfolgte gemäß der Formel $O_{cast} = FAELLE_{cst} \times (TV_{cast} / TV_{cst}) \times (1 / BEV_{ast}) \times 100.000$, wobei FAELLE die Anzahl der Fälle, TV die Anzahl der Tatverdächtigen und BEV die Bevölkerungszahl repräsentiert. Die Subskripte stehen für die Deliktgruppe (c), die Altersgruppe (a), das Bundesland (s) und das Jahr (t).
²⁰ Gemäß BKA (2004) waren im Jahre 2003 nur 6,3% der Tatverdächtigen 60 Jahre oder älter. Zum Vergleich: die 21- und 22-Jährigen stellten 6,4% der Tatverdächtigen.

der Regel im Anschluss an die Registrierung einer Straftat mit der polizeilichen Ermittlungsarbeit, die im Erfolgsfalle mit der Aufklärung der Straftat endet.²¹ Der erste Indikator des Strafverfolgungssystems besteht deshalb in der *Aufklärungsquote*, welche die Zahl der aufgeklärten in Beziehung zur Zahl der registrierten Straftaten setzt. Bezüglich der Aufklärungsquote ist eine altersspezifische Unterscheidung bzw. eine differenzierte Betrachtung nach Jugend- und allgemeinem Strafrecht deshalb (noch) nicht möglich, weil per Definition für registrierte, aber nicht aufgeklärte Straftaten Unkenntnis darüber besteht, von wem sie verübt wurden. Es wird deshalb vereinfachend angenommen, dass die für Jugendliche und Erwachsene relevanten Aufklärungsquoten (und damit die Wahrscheinlichkeiten von der Polizei nach begangener Tat als Tatverdächtige ermittelt zu werden) gleich hoch sind und der allgemeinen Aufklärungsquote entsprechen.

Allgemeines Strafrecht / Erwachsene (Personen im Alter von 21 bis unter 60 Jahren)
Aufklärungsquote (= aufgeklärte Fälle insgesamt / registrierte Fälle insgesamt)
Verurteilungsquote (= Verurteilte / Tatverdächtige, jeweils im Alter von 21 bis unter 60 Jahren)
Inhaftierungsquote (= zu nicht ausgesetzten Haftstrafen Verurteilte / Verurteilte, jeweils im Alter von 21 bis u. 60 Jahren)
Bewährungsquote (= zu ausgesetzten Haftstrafen Verurteilte / Verurteilte, jeweils im Alter von 21 bis unter 60 Jahren)
Geldstrafenquote (= zu Geldstrafe [als schwerste Strafe] Verurteilte / Verurteilte, jeweils im Alter von 21 bis u. 60 Jahren)
Ø Haftlänge nicht ausgesetzter Haftstrafen von Verurteilten im Alter von 21 bis unter 60 Jahren (in Monaten)
Ø Anzahl von Tagessätzen bei Geldstrafe [sofern schwerste Strafe] von Verurteilten im von Alter 21 bis unter 60 Jahren
Jugendstrafrecht / Jugendliche (Personen im Alter von 14 bis unter 18 Jahren)
Aufklärungsquote (siehe oben)
Verurteilungsquote (= Verurteilte / Tatverdächtige, jeweils im Alter von 14 bis unter 18 Jahren)
Inhaftierungsquote (= zu nicht ausgesetzten Haftstrafen Verurteilte / Verurteilte, jeweils im Alter von 14 bis u. 18 Jahren)
Bewährungsquote (= zu ausgesetzten Haftstrafen Verurteilte / Verurteilte, jeweils im Alter von 14 bis unter 18 Jahren)
Zuchtmittelquote (= zu Zuchtmitteln [als schwerste Strafe] Verurteilte / Verurteilte, jeweils im Alter von 14 bis u. 18 Jahren)
Erziehungsmaßregelquote (= zu E. [als schwerste Strafe] Verurteilte / Verurteilte, jeweils im Alter von 14 bis u. 18 Jahren)
Ø Haftlänge nicht ausgesetzter Haftstrafen von Verurteilten im Alter von 14 bis unter 18 Jahren (in Monaten)

Wird eine Straftat polizeilich aufgeklärt, d.h. wird ein Tatverdächtiger / werden Tatverdächtige ermittelt, dann ist es Aufgabe der Staatsanwaltschaft, den Tatverdacht tatsächlich und rechtlich zu bewerten und die Abschlussentscheidung im Ermittlungsverfahren zu treffen. Letztere kann im Wesentlichen in einer Einstellung wegen fehlender Verurteilungswahrscheinlichkeit, in Diversion - also in Einstellung aus Opportunitätsgründen mit oder ohne Auflage -²² oder in einer Anklageerhebung bzw. einem Strafbefehlsantrag bestehen (BMI und

²¹ „Aufgeklärter Fall ist die rechtswidrige (Straf-)Tat, die nach dem (kriminal-)polizeilichen Ermittlungsergebnis mindestens ein namentlich bekannter oder auf frischer Tat ergriffener Tatverdächtiger begangen hat (BKA, 2004, S. 12).

²² Nach Heinz (2005, S. 24f.) kann seitens der Staatsanwaltschaft oder des Gerichtes dann von Diversion Gebrauch gemacht werden, wenn ein „Bagatelldelikt“ (d.h. ein Delikt, das kein Mindeststrafmass von mindestens einem Jahr aufweist) vorliegt und geringe Folgen der Straftat vorliegen. Außer für Bagatelldelikte ohne schwere Folgen, bei denen die Einstellung offenbar zumeist ohne Auflagen erfolgt, ist Diversion aber auch (bei folgenreicheren Straftaten) in Verbindung mit Auflagen wie z.B. „Täter-Opfer-Ausgleich“ möglich. Damit werden nicht nur Delikte wie einfacher Diebstahl und Betrug, sondern auch schwerer Diebstahl und Körperverletzungsdelikte von der Diversion erfasst. Da die Staatsanwaltschaftsstatistik nicht hinreichend nach Delikt aufge-

BMJ, 2001, S. 344, 347). Kommt es zur Anklage oder zu einem Strafbefehlsantrag, so erfolgt die Aburteilung des Tatverdächtigen durch ein Gericht. Diese kann in einem Freispruch, einer Verfahrenseinstellung - in diesem Zusammenhang wird auch von gerichtlicher Diversion - oder in einer Verurteilung enden.²³ Demnach ist es naheliegend, die *Verurteilungsquote* als den auf die Aufklärungsquote folgenden Indikator heranzuziehen, wobei die Operationalisierung der Verurteilungsquote aufgrund der Verfügbarkeit altersspezifischer Angaben zu Tatverdächtigen in der PKS und Verurteilten in der StVStat getrennt nach Erwachsenen und Jugendlichen erfolgen kann.²⁴

Auf einer nachfolgenden Ebene können die Indikatorensysteme für Erwachsene und Jugendliche mit Maßen für Straftat und Strafhöhe fortgesetzt werden. Im Erwachsenenstrafrecht kann, sofern es zu einer Verurteilung kommt, das Urteil des Richters entweder in einer nicht zur Bewährung ausgesetzten Freiheitsstrafe, einer zur Bewährung ausgesetzten Freiheitsstrafe oder in einer Geldstrafe bestehen. Die zugehörigen Indikatoren sind die *Inhaftierungsquote*, *Bewährungsquote* und *Geldstrafenquote*. Auch das Jugendstrafrecht sieht nicht-ausgesetzte und ausgesetzte Freiheitsstrafen vor, die im Bereich des JGG jedoch als Jugendstrafen bezeichnet werden. Geldstrafe ist im JGG nicht vorgesehen, dafür existieren mit den *Zuchtmitteln*²⁵ und *Erziehungsmaßregeln*²⁶ zwei alternative Maßnahmeformen. Bei gegebener Bestrafungsart wird die Höhe der Strafe schließlich zum einen durch die Länge der verhängten nicht-ausgesetzten Freiheitsstrafe und zum anderen durch die Anzahl der Tagessätze gemessen. Im nachfolgenden Abschnitt werden die hier entwickelten Strafverfolgungsindikatoren (neben den anderen an der empirischen Analyse beteiligten Variablen) zunächst deskriptiv dargestellt und sodann im Rahmen multivariater Analysen in Beziehung zum Kriminalitätsaufkommen gesetzt.

3. Empirische Analyse

schlüsselt ist, besteht keine Möglichkeit, das Phänomen der Diversion auf Grundlage amtlicher Statistiken umfassend zu untersuchen. Bezogen auf alle Straftaten ist die Diversionsrate im Zeitraum von 1981–1998 von 25,6% auf 47,1% angestiegen (siehe BMI und BMJ, 2001, S. 349) und dürfte diesen Aufwärtstrend in den letzten Jahren fortgesetzt haben.

²³ Weitere - quantitativ unbedeutende - Entscheidungen der Gerichte sollen hier unberücksichtigt bleiben.

²⁴ Es bestünde hinsichtlich einer getrennten Erfassung staatsanwaltschaftlicher und gerichtlicher Verfahrenserledigung auch die Möglichkeit einer sequenziellen Indikatorenbildung, bei der zunächst eine *Aburteilungsquote* (= Aburteilungen / Tatverdächtige) und sodann eine auf Aburteilungen *bedingte Verurteilungsquote* (= Verurteilungen / Aburteilungen) berechnet wird. Die mit Aburteilungs- und bedingter Verurteilungsquote erzielten Schätzergebnisse ließen es jedoch angeraten erscheinen, einer direkten Operationalisierung der Verurteilungsquote als „Verurteilungen / Tatverdächtige“ den Vorzug zu geben, da in fast allen Fällen in denen sich der Koeffizient der direkt berechnete Verurteilungsquote als signifikant erwies, der Koeffizient der Aburteilungsquote ebenfalls signifikant (und betragsmäßig etwas kleiner als jener der direkten Verurteilungsquote) und der Koeffizient der bedingten Verurteilungsquote insignifikant ausfiel. Eine Erklärung für dieses Muster besteht darin, dass die Variation der bedingten Verurteilungsquote offensichtlich zu gering ist, um aussagefähige Schätzergebnisse hervorbringen zu können, da zumindest im Bereich des allgemeinen Strafrechts über sämtliche Länder und den gesamten Beobachtungszeitraum (1977–2001) hinweg konstant hohe Verurteilungsquoten in Bezug auf Aburteilungen zu beobachten sind (Spannweite: 80,1%–84,5%; vgl. Heinz, 2005). Die Schätzergebnisse mit Aburteilungs- und bedingter Verurteilungsquote sind von den Autoren auf Nachfrage erhältlich.

²⁵ Nach § 13 JGG ahndet der Richter die Straftat mit Zuchtmitteln, wenn Jugendstrafe nicht geboten ist, dem Jugendlichen aber eindringlich zum Bewusstsein gebracht werden muss, dass er für das von ihm begangene Unrecht einzustehen hat. Zuchtmittel sind 1. die Verwarnung, 2. die Erteilung von Auflagen, 3. der Jugendarrest. Zuchtmittel haben nicht die Rechtswirkungen einer Strafe. Die Straftat eines Jugendlichen wird mit Zuchtmitteln oder mit Jugendstrafe geahndet, wenn Erziehungsmaßregeln nicht ausreichen.

²⁶ Nach § 9 JGG sind Erziehungsmaßregeln 1. die Erteilung von Weisungen und 2. die Anordnung, Hilfe zur Erziehung im Sinne des § 12 JGG in Anspruch zu nehmen.

Die ökonomische Theorie der Kriminalität beruht auf einem individuellen Kosten-Nutzen-Kalkül und ist deshalb eine Mikrotheorie. Betrachtet man jedoch die empirischen Abschreckungsstudien von Ökonomen, so stellt man fest, dass die große Mehrheit der Untersuchungen mit aggregierten Daten arbeitet. Ausnahmen sind die Studien von Trumbull (1989), Viscusi (1986a, 1986b) und Witte (1980), die auf Befragungsdaten beruhen und den Zusammenhang zwischen selbstberichteter Delinquenz und individueller Einschätzung der Bestrafungswahrscheinlichkeit und Strafhöhe untersuchen. Witte (1980) erklärt die geringe Anzahl von Individualstudien damit, dass geeignete Individualdatensätze in der Regel nicht zur Verfügung stünden. Dennoch besitzen aggregierte Untersuchungen durchaus ihre Berechtigung, wenn davon ausgegangen werden kann, dass Aggregatdaten tatsächlich Schlüsse auf individuelles Verhalten zulassen. Dies ist der Fall, wenn Strafverfolgungsintensitäten und deren Variation über Raum, Zeit und Delikt von Individuen im Durchschnitt richtig wahrgenommen werden.²⁷ Überdies sind auch Mikrostudien mit Problemen behaftet. Trumbull (1989) und Witte (1980) haben z.B. den Nachteil einer beschränkten Aussagekraft, da sie ausschließlich auf Daten von ehemaligen Strafgefangenen beruhen. Nicht selektierte bzw. repräsentative Befragungsstudien müssten jedoch sehr umfangreich sein, um zu gewährleisten, dass eine hinreichend große Anzahl von Straftätern in der Stichprobe enthalten ist, was wiederum hohe Projektkosten impliziert. Diese Problematik ist insbesondere in Hinblick auf vergleichsweise seltene Delikte relevant. Weitere Probleme von Befragungsstudien werden von Dölling (1990) diskutiert und bestehen u.a. in der Verlässlichkeit der Angaben, die Probanden hinsichtlich ihres eigenen Delinquenzverhaltens machen, in möglichen durch die Interviewsituation produzierten Fehleinschätzungen des Strafrisikos und etwaigen Simultanitätsbeziehungen zwischen berichteter Delinquenz und Strafeinschätzung. Diese Probleme können auch durch eine Optimierung der Befragungstechniken nicht vollständig ausgeräumt werden. Sollen schließlich sämtliche Stufen des Strafverfolgungsprozesses hinsichtlich ihres Einflusses auf das Kriminalitätsaufkommen untersucht und politische Handlungsempfehlungen basierend auf Kosten-Nutzen-Überlegungen abgeleitet werden, bieten sich aggregierte Daten sogar in besonderer Weise an. Nagin (1980, S. 111) geht gar soweit zu sagen, dass Abschreckung bzw. Generalprävention auf der Makroebene untersucht werden müsse: „General deterrence is concerned not with the effect of punishment on the individual punished, but rather with its symbolic impact on the broad population. As such, general deterrence is an aggregate phenomenon involving the total population rather than an effect associated with identified individuals. Consequently, general deterrence can only be revealed in an inverse association between crime rates and the certainty and/or severity of sanctions imposed.“

Die folgende empirische Analyse nutzt die Variation der Kriminalität und der Strafverfolgungspraxis im Zeitraum 1977–2001 in und zwischen den alten Bundesländern (ohne Berlin), um die Gültigkeit der Abschreckungshypothese der ökonomischen Kriminalitätstheorie für die Bundesrepublik Deutschland zu überprüfen. Bundesländerdaten sind für dieses Vorhaben deshalb geeignet, weil das deutsche Strafverfolgungssystem im Wesentlichen auf der Ebene dieser Gebietskörperschaften verankert ist und möglicherweise auch deshalb - trotz der Existenz bundeseinheitlicher Strafgesetze - die in der anschließenden deskriptiven Analyse aufzuzeigenden regionalen Besonderheiten entwickelt hat. Auf die deskriptiven Darstellungen folgt sodann eine Zusammenstellung von Schätzergebnissen, die mit multivariaten Analysemethoden erzielt wurden.

²⁷ Die in Entorf, Meyer und Möbert (2005) dokumentierten Auswertungen von Individualdaten des Darmstädter Projektes „Kosten und Nutzen von Haft und Haftvermeidung“ zeigen, dass dies durchaus der Fall sein kann. Es wird sowohl für eine Stichprobe von Straftätern als auch für eine zufällige Bevölkerungsstichprobe nachgewiesen, dass die Probanden realitätsnahe Einschätzungen von regionalen Unterschieden (also z.B. von Bayern im Vergleich zu Schleswig-Holstein) hinsichtlich der Bestrafungswahrscheinlichkeiten und Strafhöhen besitzen.

3.1 Deskriptive Analyse des Kriminalitätsaufkommens und der Strafverfolgungsintensität im langfristigen Bundesländervergleich

Eine Identifikation von Abschreckungseffekten mittels multivariater Analysemethoden ist nur dann möglich, wenn sowohl die zu erklärenden als auch die erklärenden Variablen eine hinreichend starke Variation aufweisen. Inwieweit diese Grundvoraussetzung erfüllt ist, kann den Abbildungen im Anhang entnommen werden. In Abb. 1 und 2 wird zunächst exemplarisch für die abhängigen Variablen die Variation des schweren Diebstahls über die Bundesländer und den gesamten Beobachtungszeitraum hinweg grafisch dargestellt. Dabei beschreibt Abb. 1 die Kriminalitätsrate von Erwachsenen und Abb. 2 jene von Jugendlichen.

Die Abbildungen lassen weitgehend übereinstimmende zeitliche Entwicklungen erkennen - ein Ansteigen der schweren Diebstähle bis Anfang der 1990er-Jahre und danach wieder ein Absinken in Richtung des Ausgangsniveaus - und gleichen sich ebenfalls hinsichtlich der relativen Position der Bundesländer. Es lassen sich drei Gruppen von Ländern identifizieren. Eine Gruppe mit Baden-Württemberg, Bayern, Rheinland-Pfalz und dem Saarland, die eine im Vergleich zum Bund (alte Bundesländer ohne Berlin) unterdurchschnittliche Kriminalitätsbelastung aufweist. Eine zweite Gruppe mit den übrigen Flächenstaaten (Hessen, Niedersachsen, Nordrhein-Westfalen und Schleswig-Holstein), die über dem Bundesdurchschnitt liegt und schließlich die Gruppe der Stadtstaaten (Bremen, Hamburg) mit Diebstahlsraten, die um ein Vielfaches über denen der Flächenstaaten liegen. Graphische Darstellungen für sieben weitere Kriminalitätskategorien können Spengler (2004, S. 236f.) entnommen werden.²⁸

Dass nicht nur das Kriminalitätsaufkommen, sondern auch die Strafverfolgung über die Zeit und Bundesländer hinweg variiert, belegen die Abb. 3, 4 und 5, in denen jedoch aus Gründen der Übersichtlichkeit mit Bayern, Bremen und Schleswig-Holstein (und dem Bund als Referenz) jeweils nur ein Vertreter aus den drei in Abb. 1 und 2 identifizierten Ländergruppen dargestellt wird und wie im Falle der erklärenden Variablen eine Konzentration auf schweren Diebstahl erfolgt. Graphische Darstellungen für die anderen Deliktgruppen unter Einbeziehung aller Bundesländer können Spengler (2004, S. 239ff.) entnommen werden. Während Abb. 3 die Aufklärungsquote, die - wie oben ausgeführt - nicht für Erwachsene und Jugendliche getrennt dargestellt werden kann, wiedergibt, können die im Strafverfolgungsprozess nachgeordneten Indikatoren nach Altersgruppen unterschieden werden. In Abb. 4 wird das Indikatorensystem für Erwachsene und in Abb. 5 jenes für Jugendliche dargestellt.

Abb. 3 zeigt, dass Bayern im Ländervergleich - bei allgemein niedrigem Niveau - die höchste Aufklärungsquote besitzt, die auch weit über dem Bundesdurchschnitt liegt. Die Quote in Schleswig-Holstein stimmt über den Beobachtungszeitraum hinweg weitgehend mit dem

²⁸ Wenngleich die Anordnung der Bundesländer im Falle der übrigen Straftaten nicht so systematisch ist wie bei schwerem Diebstahl, so sind doch stets die höchsten Kriminalitätsraten in den Stadtstaaten und die niedrigsten Kriminalitätsbelastungen (mit wenigen Ausnahmen) in den süd- und südwestdeutschen Bundesländern zu beobachten. Bezüglich der zeitlichen Entwicklung ergeben sich für die einzelnen Deliktgruppen unterschiedliche Befunde. Während für die Schwerstkriminalität (Mord und Totschlag, Vergewaltigung) über den Beobachtungszeitraum ein fast konstantes Aufkommen (mit leichten Anstiegen im Bereich der Jugendlichen) zu beobachten ist, ist bei Raub sowie schwerer und gefährlicher Körperverletzung (insbesondere von Jugendlichen) eine starke Zunahme ab Mitte der 1980er / Anfang der 1990er-Jahre zu verzeichnen. Für einfachen Diebstahl liegt in etwa die gleiche zeitliche Entwicklung vor wie für schweren Diebstahl; Betrug und Sachbeschädigung sind für beide Altersgruppen tendenziell angestiegen.

Bundesdurchschnitt überein und jene in Bremen liegt stets darunter.²⁹ Die Evidenz für schweren Diebstahl setzt sich (bei allerdings sehr unterschiedlichen Niveaus) auch für die meisten anderen Straftaten fort (siehe Spengler, 2004, S. 239). Bayern besitzt stets überdurchschnittliche und Bremen und Hamburg mit wenigen Ausnahmen stark unterdurchschnittliche Aufklärungsquoten. Länderunterschiede in der Aufklärungsquote stechen insbesondere - mit in manchen Jahren bis zu 30 Prozentpunkten - bei Raub ins Auge. Bei einigen Straftaten zeigt die Aufklärungsquote auch deutliche Variationen über die Zeit. So ist im Falle des schweren Diebstahls und Betrugs ein kontinuierlicher Rückgang und bei Vergewaltigung seit Anfang der 1990er-Jahre ein deutlicher Anstieg der Quoten zu verzeichnen.

Für die Verurteilungsquote kann eine differenzierte Betrachtung nach allgemeinem Strafrecht und Jugendstrafrecht durchgeführt werden. Während für die Verurteilungsquote nach allgemeinem Strafrecht (Abb. 4) seit 1987 kein bedeutender Unterschied mehr zwischen den drei exemplarisch betrachteten Bundesländern beobachtet werden kann, zeigt sich Bayern im Falle jugendlicher Straftäter (Abb. 5) spätestens seit Mitte der 1980er-Jahre als eindeutig „verurteilungsfreudigstes“ Bundesland. So beträgt die Differenz der Verurteilungsquoten zwischen Bayern und Schleswig-Holstein am aktuellen Rand ca. 20 Prozentpunkte. Hierin äußert sich möglicherweise eine von Bayerischen Staatsanwaltschaften und Gerichten vertretene Einschätzung, wonach man sich gemäß der Devise „wehret den Anfängen“ insbesondere von einer formellen Sanktionierung junger Straftäter einen spezial- und generalpräventiven Effekt erhofft. Diese Hypothese wird auch dadurch gestützt, dass der deutliche Bundestrend in Richtung fallender Verurteilungsquoten bzw. verstärkter Diversion, der für alle Altersgruppen, insbesondere aber für Jugendliche vorliegt, von Bayern nicht nachvollzogen wird. Vergleicht man den Anfang mit dem Ende des Beobachtungszeitraums, so zeigt sich in Bayern für beide Altersgruppen eine weitgehend konstante Verurteilungshäufigkeit. Für Schleswig-Holstein ergibt sich ein ganz anderes Bild. Hier kann man zu Beginn der Beobachtungsperiode hohe - sogar über Bayern angesiedelte - Verurteilungsquoten beobachten, die dann aber im Zeitverlauf stark abgesunken sind und sich inzwischen teilweise unter der traditionell niedrigen Bremer Quote bewegen. Die ausführlichen Darstellungen in Spengler (2004, S. 240, 246) für alle Straftaten und Bundesländer offenbaren ein ähnliches Bild wie im hier betrachteten Beispiel für schweren Diebstahl im Dreiländerfall: Für Erwachsene ergibt sich über die Straftaten hinweg ein eher diffuses Bild, das keine klaren Ländermuster erkennen lässt.³⁰ Was jedoch den Bereich des Jugendstrafrechts angeht, kann ähnlich wie beim Kriminalitätsaufkommen ein gewisses Nord-Süd-Gefälle mit höheren Quoten der südlichen und südwestlichen Länder beobachtet werden.

Betrachtet man die Indikatoren der Straftat und -härte nach allgemeinem Strafrecht (s. Abb. 4), so wird deutlich, dass Bayern im Vergleich zu Schleswig-Holstein über den gesamten Beobachtungszeitraum hinweg härtere Strafen für schweren Diebstahl verhängt hat. Das bedeutet, dass häufiger von nicht ausgesetzten Freiheitsstrafen und seltener von Geldstrafen Gebrauch gemacht wurde. Bei zuletzt annähernd gleicher Bewährungsquote belaufen sich diese Unterschiede auf jeweils ca. 10 Prozentpunkte. Interessant ist, dass Bremen inzwischen eine mit Bayern fast identische Verteilung der Straftaten aufweist. Dies kann jedoch im Zusammenwirken mit der niedrigen Verurteilungsquote daran liegen, dass in Bremen überwiegend unverbesserliche Straftäter mit äußerst ungünstiger Legalprognose verurteilt werden, diese dann aber auch relativ harte Strafen erhalten. Betrachtet man die Strafhärte am Beispiel

²⁹ Dass die Aufklärungsquote von schweren Diebstählen in Bremen so niedrig ist (zuletzt deutlich unter 10%), muss dabei nicht zwingend in der schlechteren Leistungsfähigkeit der Bremer Polizei begründet sein, sondern kann seine Ursache auch in der erschwerten Aufklärungsarbeit im urbanen Umfeld haben.

³⁰ Eine Ausnahme stellt Baden-Württemberg dar, dessen Verurteilungsquoten sich für fast alle Deliktgruppen im oberen Bereich bewegen.

der mittleren Länge der verhängten Freiheitsstrafen, dann liegt auch hier Bayern weit - zuletzt um ca. 6 Monate - über Schleswig-Holstein (und Bremen). Bei der Anzahl der Tagessätze ergibt sich allerdings kein klares Muster. Den gesamten Strafverfolgungsprozess im Bereich des allgemeinen Strafrechts betrachtend, ist jedoch festzustellen, dass Bayern ein überdurchschnittlich strenges und insbesondere im Vergleich zu Schleswig-Holstein und Bremen repressiveres Strafverfolgungssystem besitzt. Abb. 5 ist zu entnehmen, dass sich diese Aussage auch auf den Bereich des Jugendstrafrechts übertragen lässt.

Als Fazit dieser deskriptiven Betrachtung kann festgehalten werden, dass Strafverfolgungsindikatoren sowohl über die Bundesländer als auch über den Beobachtungszeitraum hinweg eine deutliche Variation aufweisen. Dass diese in einer gewissen Übereinstimmung mit den Kriminalitätshäufigkeiten steht, ist eine interessante Beobachtung, die jedoch aufgrund ihres rein deskriptiven Charakters nicht als Kausalität gewertet werden darf. Hierzu bedarf es multivariater Analysen, deren Ergebnisse nachfolgend dargestellt werden.

3.2 Panelökonometrische Analyse

Im Rahmen der multivariaten Analysen wurden Regressionen der Kriminalitätsrate auf sämtliche zuvor dargestellten Strafverfolgungsindikatoren und einige zusätzliche erklärende Variablen (reales Bruttoinlandsprodukt pro Kopf, Arbeitslosenquote und Ausländeranteil) durchgeführt, welche die legalen und illegalen Einkommensmöglichkeiten abbilden (zur theoretischen Fundierung dieser Variablen siehe Ehrlich, 1973). Umfassende deskriptive Statistiken (Mittelwerte, Standardabweichungen, Minima und Maxima) aller an den Analysen beteiligten Variablen sind Tabellen 1 (für deliktspezifische Variablen) und 2 (für nicht deliktspezifische Variablen) zu entnehmen.³¹

Es wurden getrennte Regressionen für sechs³² Kriminalitätskategorien differenziert nach zwei Altersgruppen bzw. allgemeinem Strafrecht und Jugendstrafrecht geschätzt. Die Panelstruktur des Datensatzes - es werden 10 Bundesländer über einen Zeitraum von 25 Jahren beobachtet - erlaubt es (zeitkonstante) unbeobachtete Heterogenität der Bundesländer zu kontrollieren, die z.B. in der Grundeinstellung der Landesbevölkerung zu illegalem Handeln oder in nicht vollständig durch die genutzten Strafverfolgungsindikatoren erfassten Besonderheiten der Strafverfolgungssysteme der Länder, also insbesondere in unterschiedlichen Niveaus der Dunkelziffern, bestehen könnte. Schätztechnisch erfolgt die Kontrolle unbeobachteter Heterogenität zum einen im Rahmen eines Fixed-Effects Modells (also mit länderspezifischen Konstanten als zusätzlichen Regressoren) und zum anderen mittels eines Schätzmodells, in das sämtliche Variablen in ersten zeitlichen Differenzen einfließen. Das Fixed-Effects Modell kommt in zwei Varianten zur Anwendung. In der ersten Variante fließen die erklärenden Variablen in ihren kontemporären Ausprägungen, in der zweiten Variante mit ihren um eine Periode verzögerten Werten in die Schätzungen ein. (Hinter diesem Vorgehen verbirgt sich die Unkenntnis darüber, wie schnell Veränderungen des Strafverfolgungssystems und sonstiger Variablen von der Bevölkerung bzw. den potenziellen Straftätern wahrgenommen und damit entscheidungsrelevant werden.) Insgesamt wurden demnach 6 (Deliktgruppen) x 2 (Altersgruppen) x 3 (Schätzmodelle) = 36 Schätzungen durchgeführt.

³¹ Entsprechende bundesländerspezifische Darstellungen finden sich in Spengler (2004, S. 254–275).

³² Spengler (2004) analysiert auch Betrug und Sachbeschädigung. Diese Deliktgruppen finden in der vorliegenden Abhandlung keine Berücksichtigung. Sachbeschädigung wurde nicht einbezogen, da sie sich nicht in das Gefüge von Gewalt- und Eigentumsdelikten (s.u.) einordnen lässt. Auf Betrug wurde verzichtet, um die Analyse auf jeweils drei Gewalt- und Eigentumsdelikte zu begrenzen.

Die allgemeine Schätzgleichung für das Fixed-Effects Modell mit kontemporären erklärenden Variablen (Modell 1) kann wie folgt geschrieben werden

$$(1) \quad \ln(O_{st}) = [\beta \ln(O_{s(t-1)})] + \mathbf{X}_{st} \boldsymbol{\Gamma} + \mu_s + \lambda_t + \varepsilon_{st},$$

wobei die Subskripte s und t für die Bundesländer und die Zeit stehen, $\ln$ den natürlichen Logarithmus bezeichnet, O für die Kriminalitätsrate steht, $\mathbf{X}$ einen $1 \times k$ Vektor erklärender Variablen darstellt, der neben den Strafverfolgungsindikatoren auch die drei oben angesprochenen Kontrollvariablen enthält und die Variablen μ und λ länderspezifische Konstanten (Fixed-Effects) und Jahresindikatorvariablen („Zeitdummies“) verkörpern. Die zu schätzenden Koeffizienten werden durch β und den $k \times 1$ Koeffizientenvektor $\boldsymbol{\Gamma}$ repräsentiert. Der Term $\beta \ln(O_{s(t-1)})$ mit der um eine Periode verzögerten Kriminalitätsrate ist in Klammern gesetzt weil seine Einbeziehung in die Schätzung davon abhängt, ob in einer vorherigen Stufe, in der das Modell ohne diesen Term geschätzt wurde, Autokorrelation im Residuum der Schätzung (ε) nachgewiesen werden konnte (zur inhaltlichen Rechtfertigung verzögerter endogener Variablen als Regressoren und der damit verbunden Probleme siehe unten). Modell 2 (Fixed-Effects Modell mit um eine Periode verzögerten erklärenden Variablen) kann aus Modell 1 abgeleitet werden, indem in obiger Gleichung $\mathbf{X}_{st}$ mit $\mathbf{X}_{s(t-1)}$ ersetzt wird. Modell 3 kann aus Modell 1 durch Bildung der ersten (zeitbezogenen) Differenzen abgeleitet werden und stellt sich mit Δ als Differenzenoperator wie folgt dar:

$$(2) \quad \Delta \ln(O_{st}) = \alpha + [\beta \Delta \ln(O_{s(t-1)})] + \tilde{\mathbf{X}}_{st} \boldsymbol{\Gamma} + \lambda_t + \varepsilon_{st}^{33}.$$

Schätzprobleme: Integration, Autokorrelation, Nickell Bias und Simultanität

Aufgrund der ausgeprägten und im Vergleich zur Querschnittsdimension dominanten Zeitreihendimension des vorliegenden Datensatzes ($T=25$, $N=10$) bedarf es einer expliziten Berücksichtigung zeitreihenspezifischer Probleme wie Integration, Kointegration und Autokorrelation. Integrierte Zeitreihen besitzen die Eigenschaft, dass sie ein hohes Maß an Persistenz besitzen, d.h. dass Ausprägungen einer Variablen im Zeitpunkt $t+1$ bis auf einen Zufallsterm aus den Vergangenheitswerten der selben Variable erklärt werden können (man spricht in diesem Zusammenhang auch von einer Einheitswurzel bzw. *unit root* oder Nicht-Stationarität der Zeitreihe). Dies stellt *per se* noch kein Problem dar, allerdings zeigt die Zeitreihenliteratur, dass bei einer Regression einer integrierten Variable auf eine oder mehrere andere integrierte Variablen selbst dann signifikante Schätzergebnisse resultieren können, wenn die beteiligten Variablen definitiv in keiner inhaltlichen Beziehung zueinander stehen - z.B. wenn es sich bei den Variablen um Random Walks handelt. Dieses Phänomen wird in der Literatur als Scheinkorrelation oder *spurious regression* bezeichnet (siehe z.B. Entorf (1997) für eine Illustration des Problems im Kontext von Paneldaten). Die Integration von Zeitreihen kann in der Regel durch die Bildung erster zeitlicher Differenzen beseitigt werden – nicht-stationäre bzw. $I(1)$ -Variablen werden dann zumeist zu stationären bzw. $I(0)$ -Variablen und das *spurious regression* Problem spielt keine Rolle mehr. Da wir jedoch neben Schätzungen in ersten Differenzen auch Fixed Effects Modelle einsetzen, in die die Variablen in ihren (logarithmierten) Niveaus

³³ Die Verwendung von $\tilde{\mathbf{X}}$ anstelle von $\mathbf{X}$ trägt der Tatsache Rechnung, dass in dem Vektor nun nicht mehr die Niveaus (oder logarithmierten Niveaus) der erklärenden Variablen, sondern deren erste Differenzen enthalten sind. Eine zeitliche Differenzierung der Zeitdummies würde implizieren, dass ein Jahreseffekt in der Veränderungsrate der Kriminalitätsrate im Folgejahr komplett neutralisiert würde. Da dies nicht plausibel erscheint wurde von der Differenzierung der Zeitdummies abgesehen. α bezeichnet eine Schätzkonstante, die in Modellen 1 und 2 aufgrund der Verwendung länderspezifischer Konstanten nicht berücksichtigt werden konnte.

einfließen, ist es wichtig, im Vorfeld Tests durchzuführen, mit denen die Integration von Zeitreihen nachgewiesen werden kann. Integrationstests speziell für Paneldaten³⁴ wurden z.B. von Im, Pesaran und Shin (2002) und Levin, Lin und Chu (2001) entwickelt und sind in dem von uns verwendeten ökonometrischen Softwarepaket verfügbar.³⁵

In Tabelle 3 sind die Ergebnisse der Integrationstest für sämtliche abhängigen Variablen unserer Analyse ausgewiesen. Es handelt sich dabei um jeweils vier Varianten³⁶ des von Im, Pesaran und Shin vorgeschlagenen Tests, der dem von Levin, Lin und Chu deshalb vorgezogen wurde, weil er nicht von der restriktiven Annahme Gebrauch macht, dass die Integrationsbeziehungen aller individuellen Zeitreihen einer Panelvariablen identisch sind. In der Tabelle werden die P-Werte der Tests, die als Nullhypothese die Annahme einer *unit root* bzw. eines I(1)-Prozesses der Variablen bzw. Zeitreihen besitzen, ausgewiesen. Erwartungsgemäß kann für die Zeitreihen in ersten Differenzen für alle Delikt- und Altersgruppen von Stationarität ausgegangen werden, da die P-Werte stets (faktisch) gleich Null sind. Im Gegensatz zu reinen Zeitreihenanalysen (d.h. die Variablen liegen nicht in Panelstruktur vor) für die USA, England & Wales und Italien (siehe z.B. Saridakis, 2004, Witt und Witte, 2000, Pyle und Deadman, 1994, Scorcu und Cellini, 1998) erweisen sich aber auch die (logarithmierten) Niveaus der Kriminalitätsraten häufig als stationär. Dies trifft insbesondere auf Mord und Totschlag sowie auf Vergewaltigung und sexuelle Nötigung zu. Hinweise auf Nicht-Stationarität in den übrigen Deliktgruppen ergeben sich vor allem für die Testvarianten unter Einbeziehung eines Trends. Gerade bei den Varianten 2 und 4 ist die Macht des Tests jedoch substantiell geringer als bei den Testvarianten ohne Trend (Varianten 1 und 3). Die Tests für die 210 erklärenden Variablen (jeweils 105 Variablen in Niveaus und differenzierte Variablen) der Analyse werden hier aus Platzgründen nicht ausgewiesen, selbstverständlich aber auf Wunsch bereitgestellt. Zusammenfassend sei angemerkt, dass keine der Variablen in ersten Differenzen und 76 (oder 72%) der Variablen in Niveaus keinerlei Anzeichen von Nicht-Stationarität aufweisen. Offensichtliche Nicht-Stationarität liegt erwartungsgemäß bei den Niveaus der Kontrollvariablen reales Bruttoinlandsprodukt pro Kopf, Arbeitslosenquote und Ausländeranteil vor. Vor dem Hintergrund der Tatsache, dass die abhängigen Variablen der Analyse eher I(0)- als I(1)-Prozessen folgen und die große Mehrheit der erklärenden Variablen (insbesondere die Strafverfolgungsindikatoren) eindeutig stationär sind, ist es zum einen nicht sinnvoll, Kointegrationsbeziehungen zwischen den Variablen zu untersuchen, und zum anderen erscheint die Gefahr mit den nachfolgenden Regressionen Scheinkorrelationen zu produzieren eher gering.

Ein weiteres potenzielles Problem von Schätzungen mit Paneldaten mit großer Zeitreihendimension besteht in der Existenz von Autokorrelation des Fehlerterms, die ein Hinweis auf die Fehlspezifikation des Modells und die Notwendigkeit der Berücksichtigung zeitlich verzögerter endogener Variablen als zusätzliche Regressoren sein kann. Eine inhaltliche Rechtfertigung einer solchen Modellerweiterung kann z.B. in der Existenz von Wiederholungstätern bestehen, die sofern sie nicht festgenommen und inhaftiert werden nicht nur zur Kriminalitätsrate in gegenwärtigen Periode, sondern auch in nachfolgenden Perioden beitragen.³⁷ Analog zur oben behandelten Problematik der Integration spielt auch Autokorrelation

³⁴ Integrationstest für Paneldaten besitzen eine höhere Güte (*power*) als herkömmliche Tests, mit denen jede individuelle Zeitreihe eines Panels getrennt untersucht werden müsste.

³⁵ Die betreffenden Stata™ ado Files `ipshin` und `levinlin` wurden von Fabian Bornhorst und Christopher F. Baum (2001) programmiert.

³⁶ Variante 1 basiert auf Dicky-Fuller (DF) Tests der individuellen Zeitreihen ohne Trend, Variante 2 auf DF Tests mit Trend, Variante 3 auf Augmented Dicky-Fuller Tests mit Lag=1 - ADF(1) Tests - ohne Trend und Variante 4 auf ADF(1) Tests mit Trend:

³⁷ Die Schätzergebnisse für die verzögerten endogenen Variablen in Tabellen 4 bis 9 stützen diese inhaltliche Motivation. So sind die Koeffizienten für Mord und Totschlag für beide Altersgruppen sowie für Vergewalti-

dann eine größere Rolle, wenn die Variablen in Niveaus (und nicht in ersten Differenzen) in die Analyse einfließen. Damit wird der Einsatz verzögerter endogener Variablen als Regressoren vor allem für unsere Fixed Effects Modelle relevant. Gerade hier tritt jedoch ein bedeutendes Problem auf: Nickel (1981) zeigt, dass die Verwendung einer verzögerten endogenen Variablen als Regressor im Fixed Effects Modell das Gauss-Markov Theorem verletzt und damit zu Verzerrungen der Koeffizientenschätzungen (sowohl für die verzögerte endogene Variable als auch für alle übrigen erklärenden Variablen) führt. Da die Verzerrung die Ordnung $1/T$ besitzt, hängt die Konsistenz der Schätzung entscheidend vom Umfang der Zeitreihendimension des Panels ab.

Judson und Owen (1999) analysieren in ihrer Simulationsstudie die Auswirkungen des *Nickell Bias* auf Schätzungen mit typischen makroökonomischen Panels (d.h. Panels mit großem T und kleinem N) und kommen zu dem Schluss, dass die Verzerrung des Koeffizienten der verzögerten endogenen Variablen im LSDV (least squares dummy variable) Modell bei $T=20$ nicht unerheblich ist und selbst bei $T=30$ noch 3–20% des wahren Wertes des Koeffizienten betragen kann.³⁸ (Die Verzerrungen der Koeffizienten der übrigen erklärenden Variablen fallen allerdings um ein Vielfaches niedriger aus und sind damit quantitativ nicht bedeutsam.) Judson und Owen (1999) schlagen deshalb den auf Kiviet (1995) zurückgehenden korrigierten LSDVC Schätzer vor, der in den Simulationen - auch im Vergleich mit diversen GMM Prozeduren - die besten Ergebnisse hinsichtlich Verzerrung und Effizienz hervorbringt. Der Nachteil des LSDVC Schätzers ist jedoch, dass er bislang nicht auf unbalancierte Panels (d.h. Panels in denen individuelle Zeitreihen nicht über den gesamten Beobachtungszeitraum hinweg vorliegen bzw. Lücken aufweisen) und damit auch nicht in unseren Analysen angewendet werden kann.³⁹ Judson und Owen schlagen deshalb für unbalancierte Panels mit $T=30$ den normalen LSDV (Fixed Effects) Schätzer vor. Für $T=20$ sei allerdings GMM Prozeduren nach Anderson und Hsiao (1981) und Arellano und Bond (1991) der Vorzug zu geben. Mit $T=25$ befindet sich unser Datensatz somit in einer „Grauzone“. Dass wir nachfolgend vom LSDV Schätzer Gebrauch machen, hat zwei Gründe: Zum einen sind die Verzerrungen des LSDV Schätzers für die Koeffizienten der übrigen (nicht-predeterminierten) erklärenden Variablen bereits für $T=20$ vernachlässigbar gering, so dass in der nachfolgenden Analyse nur bei der Berechnung von Langfristeffekten (der Strafverfolgungsindikatoren) Probleme entstehen können.⁴⁰ Letztere werden aber aufgrund der in den Simulationen von Judson und Owen ausschließlich ermittelten negativen Verzerrungen der (positiven) Koeffizienten der verzögerten endogenen Variablen allenfalls unterschätzt, was unser Ziel einer vorsichtigen Abschätzung des Einflusses von Strafverfolgung auf Kriminalität sogar eher unterstützt als behindert. Zum anderen würden die besagten GMM Methoden in Konflikt mit dem nachfolgend geschilderten Ziel einer Berücksichtigung von Simultanitätsbeziehungen zwischen Kriminalitätsrate und Aufklärungsquote mittels Instrumentvariablenschätzungen treten, da es sich bei den GMM Methoden ebenfalls um IV-Schätzungen (jedoch mit dem Ziel der Instrumentierung der verzögerten

gung und sexuelle Nötigung im Jugendbereich - also Deliktgruppe für die Wiederholungstaten allein schon wegen des Inhaftierungseffekts (aufgrund hoher Aufklärungswahrscheinlichkeiten und langer Haftstrafen) nur eine untergeordnete Rolle spielen - entweder insignifikant oder viel kleiner als für Delikte wie Körperverletzung und Diebstahl bei denen Wiederholungstaten relativ häufig sein dürften.

³⁸ Dies Aussagen beziehen sich auf $N=100$. Für $N=20$ ergeben sich fast identische Verzerrungen, jedoch fallen die zugehörigen Standardfehler etwas mehr als doppelt so hoch aus.

³⁹ Zum einen kommt es durch die unter Punkt g in Abschnitt 2.1. beschriebenen Datenprobleme zum Ausfall von Beobachtungen und zum anderen bestehen Datenlücken für kleinere Bundesländer in den Zeitreihen der logarithmierten Kriminalitätsraten und der Strafverfolgungsindikatoren für aufkommensschwache Straftaten im Jugendbereich. Werden in einem Bundesland in einem Jahr keine Fälle registriert, ist weder die Berechnung des Logarithmus der Kriminalitätsrate noch der zugehörigen Strafverfolgungsindikatoren möglich.

⁴⁰ Zur Berechnung von Langfristeffekten aus dynamischen Modellspezifikationen siehe die nachfolgende Diskussion der Schätzergebnisse.

rung der verzögerten endogenen Variablen) handelt und es nach Kenntnis der Autoren keine Evidenz hinsichtlich einer Vereinbarkeit beider Instrumentierungsziele gibt.

Ein bedeutender Aspekt, der im Rahmen moderner ökonometrischer Abschreckungsanalysen Beachtung finden muss, ist die potenzielle Simultanität zwischen der Kriminalitätsrate und Indikatoren der Strafverfolgung. Muss z.B. davon ausgegangen werden, dass nicht nur die Aufklärungsquote das Kriminalitätsaufkommen beeinflusst (diese Kausalität wird von Beckers Theorie impliziert), sondern auch ein Einfluss in umgekehrter Richtung besteht, dann führen Schätzungen, die diese Simultanität (bzw. Endogenität) nicht berücksichtigen zu verzerrten Ergebnissen. Es sind verschiedene Gründe für die Simultanität von Kriminalitätsaufkommen und Aufklärung denkbar. Die Höhe der Aufklärungsquote kann z.B. durch eine Überlastung der Polizei infolge eines unerwarteten Anstiegs der Kriminalität zustande kommen („Stau effekt“). Durch die Überlastung der Polizeikapazitäten wird die Aufklärungsquote bei konstanter absoluter Anzahl der aufgeklärten Fälle sinken. Da gleichzeitig die Kriminalitätsrate steigt, würde im Rahmen ökonometrischer Untersuchungen der negative Zusammenhang zwischen Aufklärungsquote und Kriminalitätsaufkommen überschätzt. Der Überschätzung der Abschreckungswirkung durch den Stau effekt kann eine potenzielle Unterschätzung gegenüber stehen, die dann relevant wird, wenn zusammengefasste Deliktgruppen zu einem signifikanten Anteil aus sogenannten „Kontrolldelikten“ - also bei Delikten deren Registrierung sehr häufig mit einer gleichzeitigen Aufklärung des betreffenden Falles einhergeht – bestehen. Beispielsweise besteht der einfache Diebstahl in Deutschland im Bundesdurchschnitt zu über einem Drittel aus Ladendiebstählen (BKA, 2004). Registrierte Ladendiebstähle gehen aber in der Regel damit einher, dass ein Täter auf frischer Tat ertappt und somit der Fall sogleich aufgeklärt wird. Wenn nun *ceteris paribus* die Anzahl der registrierten Ladendiebstähle zunimmt (abnimmt) dann wächst (sinkt) die einfache Diebstahlsrate bei gleichzeitig zunehmender (abnehmender) spezifischer Aufklärungsquote. Diese positive Scheinkorrelation zwischen Kriminalitätsrate und Aufklärungsquote kann dazu führen, dass ein tatsächlich existierender Abschreckungseffekt in ökonometrischen Untersuchungen nicht nur unterschätzt wird, sondern möglicherweise überhaupt nicht mehr nachweisbar ist oder sich gar ins Gegenteil verkehrt. Vor diesem Hintergrund werden Instrumentvariablen-Schätzungen (IV-Schätzungen) mit dem Ziel durchgeführt, etwaige Simultanitätsbeziehungen zwischen Kriminalitätsrate und Aufklärungsquote zu neutralisieren.⁴¹

Der erfolgreiche Einsatz von IV-Schätzungen steht und fällt mit der Existenz von (Instrument-)Variablen, die mit der von Endogenität betroffenen erklärenden Variablen korreliert sind, aber zugleich keinen direkten Einfluss auf die zu erklärende Variable ausüben, oder anders ausgedrückt nicht mit dem Fehlerterm der Schätzgleichung korreliert sind. Nachfolgend werden die deliktspezifischen Versuchanteile (Anteil der versuchten d.h. nicht vollendeten Straftaten an allen registrierten Straftaten einer Deliktgruppe) und Indikatoren der Tatortverteilung nach Gemeindegrößenklassen (siehe auch Tabelle 1) als potentielle Instrumentvariablen eingesetzt. Diese Wahl erscheint sinnvoll, weil einerseits von beiden Variablentypen ein Einfluss auf die Aufklärungsquote ausgehen sollte. *Ceteris paribus* sollten (nur) versuchte Straftaten geringere Aufklärungsbemühungen der Polizei nach sich ziehen als vollendete Straftaten und Aufklärungsarbeit im urbanen Umfeld (mit teils hoher Anonymität und günstigen Fluchtmöglichkeiten) sollte sich schwieriger gestalten als in ländlichen Gebieten. Andererseits ist es aus theoretischen und technischen Gründen plausibel anzunehmen, dass es sich bei Versuchanteil und Tatortverteilung nicht um Determinanten von Kriminalität handelt, die

⁴¹ Es muss eingeräumt werden, dass auch Simultanitätsbeziehungen zwischen der Kriminalitätsrate und anderen Strafverfolgungsindikatoren möglich sind. Da diese jedoch weniger offensichtlich als im Falle der Aufklärungsquote sind, werden sie in den Schätzungen nicht berücksichtigt und damit implizit angenommen, sie seien nicht vorhanden oder vernachlässigbar.

als erklärende Variablen in Gleichungen 1 und 2 aufgenommen werden müssten. Diese Variablen resultieren vielmehr nachträglich aus dem gesamten registrierten Aufkommen einer Straftat und besitzen folglich auch keine theoretische Entsprechung im (individuellen) ökonomischen Kriminalitätsmodell.⁴²

Vor dem Übergang zu einer IV-Schätzung sollten jedoch stets zwei – im Falle der Verfügbarkeit von mindestens zwei Instrumentvariablen drei – Tests durchgeführt werden. An erster Stelle steht ein Test auf Relevanz der Instrumente. Hier geht es nicht nur darum, zu prüfen, ob die Instrumente einen signifikanten Einfluss auf die zu instrumentierende erklärende Variable besitzen, sondern dieser Einfluss muss zur Vermeidung verzerrter Schätzergebnisse auch hinreichend stark sein (siehe hierzu die intuitive Diskussion zu *weak instruments* in Wooldridge, 2003, oder die technischen Ausführungen zu diesem Thema in Bound, Jaeger und Baker, 1995 und Staiger und Stock, 1997). Für den verbreiteten Test von Shea (1997) mit der Nullhypothese der Irrelevanz der Instrumente empfehlen Staiger und Stock (1997, S. 557) eine F-Statistic von mindestens 10, weil das Problem der *weak instruments* auch bei gewöhnlichen Signifikanzniveaus (1%, 5%) auftreten könne. Wir verwenden nachfolgend ein modifiziertes Kriterium, das neben der Signifikanz zum 1%-Niveau der *Shea Partial R²* Statistik auch die Signifikanz zum 1%-Niveau des *Anderson canonical correlations LR Tests* – eines alternativen Tests auf Relevanz der Instrumente – einfordert. Stehen mindestens zwei Instrumente zur Verfügung die in der ersten Teststufe als relevant identifiziert wurden, müssen diese in einem zweiten Schritte den *Hansen J test* auf Exogenität bestehen. Wird die H_0 (Exogenität aller Instrumente) verworfen, sind zumindest manche der Instrumente nicht exogen und damit trotz möglicher Relevanz nicht brauchbar, weil sie mit dem Fehlerterm der Kriminalitätsgleichung korreliert sind. Das von uns gewählte kritische Signifikanzniveau ist 10%, womit eine hohe Sensibilität des Tests für potenzielle Endogenität gewährleistet ist. Schließlich ist Instrumentierung überhaupt nur dann sinnvoll, wenn die zu instrumentierende Variable auch tatsächlich endogen ist, denn die Instrumentierung einer nicht-endogenen erklärenden Variablen führt zu ineffizienten Schätzergebnissen. Von Endogenität und damit der Notwendigkeit einer Instrumentierung wird dann ausgegangen, wenn die H_0 (Exogenität der zu instrumentierenden Variablen) des von Wooldridge (2003, S. 506f.) vorgeschlagenen Tests verworfen werden kann, wofür wir ein kritisches Signifikanzniveau von 5% festgelegt haben.⁴³

Schätzergebnisse

In Tabelle 4 werden – zunächst für schweren Diebstahl – die unter Verwendung der beschriebenen Schätzmodelle und -techniken erzielten Ergebnisse differenziert nach allgemeinem und Jugendstrafrecht dargestellt.⁴⁴ Wie die Schätzergebnisse für das allgemeine Strafrecht zeigen,

⁴² Andere Variablen die potenziell für eine Instrumentierung Aufklärungsquote in Frage kämen und mit den Schätzversuche durchgeführt wurden, sind der Schuldenstand (pro Kopf) eines Bundeslandes und die erstmals-von Levitt (1997) vorgeschlagenen Wahlzyklen. Beide Variablen erwiesen sich jedoch als zu schwache oder gänzlich irrelevante Instrumente für die Aufklärungsquoten der betrachteten Deliktgruppen. Ferner wäre denkbar, die in der RegKrimDA vorhandenen Angaben über die Tatverdächtigenstruktur (z.B. nach Alter, Geschlecht und Nationalität) zur Instrumentierung der Verurteilungsquote zu nutzen. Dahingehend wurden jedoch keine Schätzversuche unternommen, da – wie oben erwähnt – die Aufklärungsquote der einzige Instrumentierungsgegenstand der vorliegenden Studie ist.

⁴³ Die P-Werte der hier diskutierten Tests sind in den unteren Zeilen der Tabellen 4 bis 9 ausgewiesen.

⁴⁴ Für alle Schätzungen wurde das Stata™-Zusatzmodul *ivreg2* von Baum, Schaffer und Stillman (2002) verwendet, womit sich im Übrigen nicht nur IV-Schätzungen mit den oben beschriebenen Tests, sondern auch einfache OLS-Schätzungen mit heteroskedastie- und autokorrelationsrobusten Standardfehlern durchführen lassen (dies ist derzeit mit keinem Stata™-Standardbefehl möglich). Die IV-Schätzungen in dieser Arbeit sind 2SLS-

stellen sich insbesondere die Aufklärungs- und Verurteilungsquote im Bereich des allgemeinen Strafrechts als wichtige kriminalitätsreduzierende Faktoren heraus - diese Indikatoren weisen über alle drei Modellspezifikationen hinweg hochsignifikant negative Schätzkoeffizienten auf. Da die abhängige Variable jeweils eine logarithmierte Größe (bzw. eine erste Differenz einer logarithmierten Größe) ist und die Aufklärungs- bzw. Verurteilungsquote in nicht logarithmierter Form einfließen, sind die Schätzkoeffizienten als „Semielastizitäten“ zu interpretieren, die angeben, um wie viel Prozent sich die Kriminalitätsrate verändert, wenn der jeweilige Indikator um einen Prozentpunkt zunimmt. Während diese Semielastizitäten für Modell 3 direkt aus der Tabelle abgelesen werden können (z.B. führt eine Erhöhung der Aufklärungsquote im Bereich des allgemeinen Strafrechts um einen Prozentpunkt zu einer Abnahme des schweren Diebstahls um 1,5 Prozent) bedarf es im Falle der Modelle 1 und 2 aufgrund der Einbeziehung der verzögerten Diebstahlsrate als erklärende Variable eines vorherigen Rechenschrittes. Man erhält die gewünschte Semielastizität indem man von einem langfristigen Gleichgewicht des Kriminalitätsaufkommens ($O_t = O_{t-1}$) ausgeht, als $(-1,322/(1-0,4960)) = -2,623$. Die übrigen Strafverfolgungsindikatoren weisen in keinem Fall über alle drei Modelle hinweg signifikante Schätzkoeffizienten auf. Wenn allerdings signifikante Ergebnisse vorliegen, sind diese stets mit der Abschreckungshypothese vereinbart. So zeigt sich in je zwei Modellen, dass eine Abnahme der Bewährungsquote (zu Gunsten der Inhaftierungsquote) und eine Ausdehnung der Haftlänge mit einem Rückgang des schweren Diebstahls einhergehen. In einem Modell zeigt sich ferner, dass höhere Geldstrafen zu einem Kriminalitätsrückgang führen. Auch die Ergebnisse für die sonstigen erklärenden Variablen stehen in Übereinstimmung mit den Erwartungen. Insbesondere zeigt sich an der positiven Signifikanz der Koeffizienten von Arbeitslosigkeit, dass eine schlechtere Arbeitsmarktsituation bzw. schlechtere legale Einkommensmöglichkeiten zu einer Ausdehnung schweren Diebstahls führen. Für den Bereich des Jugendstrafrechts wurden ebenfalls signifikante Abschreckungseffekte für die Aufklärungs- und Verurteilungsquote ermittelt - jedoch in geringerem Umfang als für Erwachsene. Dies kann dahingehend gedeutet werden, dass Generalprävention für Jugendliche eine geringere Bedeutung besitzt. Interessant ist allerdings, dass eine Ausdehnung von Erziehungsmaßnahmen und Strafverurteilung (zu Lasten von Inhaftierung) in zwei Modellen zu signifikanten Kriminalitätszuwächsen führt. In keiner der sechs Schätzungen für schweren Diebstahl wurde eine Instrumentierung der Aufklärungsquote vorgenommen. In den beiden Schätzungen in denen sich die Instrumente als relevant erwiesen (jeweils in Modell 3) wird ihre Exogenität zum 10% (nicht aber zum 5%) Niveau verworfen. Aber selbst bei Anwendung des 5%-Niveaus beim Exogenitätstest der Instrumente müsste von einer Instrumentierung abgesehen werden, da sich die Aufklärungsquote nicht als endogen erweist (siehe P-Wert Endogenitätstest).

Ohne detailliert auf die Ergebnisse der anderen Deliktgruppen einzugehen (Tabellen 5 bis 9) sei darauf hingewiesen, dass es sich bei nur 2 der 36 Schätzungen – nämlich in den Modellen 1 und 2 für einfachen Diebstahl (siehe Tabelle 9) von Jugendlichen – um IV-Schätzungen handelt.⁴⁵ Dass eine Instrumentierung gerade hier notwendig wurde und in quantitativ bedeutenden und statistisch hoch signifikanten Koeffizienten der Aufklärungsquoten resultiert, ist eine interessante Beobachtung, da der einfache Diebstahl gerade im Jugendbereich besonders stark vom Ladendiebstahl dominiert wird, und dieser wie oben dargestellt als Ursache für eine Verzerrung des Koeffizienten der Aufklärungsquote gegen Null in OLS-Schätzungen - in denen sich auch tatsächlich statistisch nicht von Null unterscheidbare Koef-

Schätzungen. Im StataTM-Modul von Baum, Schaffer und Stillman (2002) stehen darüber hinaus noch weitere IV-Schätzer (GMM, LIML und *k-class estimators*) zur Verfügung, die in Baum, Schaffer und Stillman (2003) ausführlich diskutiert werden.

⁴⁵ Bei 2SLS-Schätzungen hat das Bestimmtheitsmaß keine natürliche Interpretation - ist also ohne jede Bedeutung (siehe Wooldridge, 2003) und wird deshalb nicht ausgewiesen.

fizienten ergaben - gelten kann. In einem gewissen Widerspruch zu den Ergebnissen der Modelle 1 und 2 steht der positiv signifikante Koeffizient der Aufklärungsquote in Modell 3. In letzterem handelt es sich jedoch um keine IV-Schätzung, da trotz der Relevanz der Instrumente und einer unbedenklichen Hansen J Statistik keine Endogenität der Aufklärungsquote nachgewiesen werden konnte. Das Ergebnis steht dennoch im Verdacht, unter der Simultanitätsproblematik zu leiden, wofür spricht, dass der positiv signifikante Effekt bei einer (wohl-gemerkt gemäß des Endogenitätstests ungerechtfertigten) Instrumentierung zumindest insignifikant wird. Ansonsten findet man, dass die verfügbaren Instrumente für die Aufklärungsquoten einiger Deliktgruppen (insbesondere für Mord und Totschlag) keine oder nur geringe Erklärungskraft besitzen. Ob die Simultanitätsproblematik bei diesen Straftaten relevant ist kann demnach nicht geklärt werden. Es gibt jedoch Hinweise, dass die Endogenität der Aufklärungsquote außer bei einfachem Diebstahl im Jugendbereich kein großes Problem darstellt. So kann z.B. in den Modellen 1 und 2 für Raub (siehe Tabelle 8) von Erwachsenen - mit nachweislich relevanten und exogenen Instrumenten - kein Hinweis auf die Endogenität der Aufklärungsquote gefunden werden.

Tabelle 10 enthält eine vereinfachende zusammenfassende Darstellung sämtlicher (in Tabellen 4 bis 9) dokumentierter Schätzergebnisse für die Strafverfolgungsindikatoren. Dabei werden die sechs Deliktgruppen zu zwei übergeordneten Kategorien zusammengefasst: Mord und Totschlag, Vergewaltigung und sexuelle Nötigung und schwere und gefährliche Körperverletzung sind unter „Gewaltdelikten“ subsumiert und Raub, schwerer Diebstahl und einfacher Diebstahl werden zu „Eigentumsdelikten“ zusammengefasst.⁴⁶ Die grau eingefärbten Zellen der Tabelle markieren die robusten Ergebnisse der Analyse, wobei das Robustheitskriterium darin besteht, dass mindestens 50% der Schätzergebnisse für einen Strafverfolgungsindikator innerhalb einer Kategorie entweder im Sinne oder entgegen der Vorhersage der Abschreckungshypothese signifikant sind. So ergaben z.B. 67% der Schätzungen für Eigentumsdelikte im Bereich des allgemeinen Strafrechtes signifikante Effekte für die Aufklärungsquote, die in Übereinstimmung mit der ökonomischen Kriminalitätstheorie negativ sind. Gleichzeitig wurden keine (unerwarteten) signifikant positiven Schätzkoeffizienten ermittelt. Für Jugendliche stellen sich 56% der Koeffizienten als mit der Theorie vereinbar heraus und 11% widersprechen ihr. Während von der Aufklärungswahrscheinlichkeit im Bereich der Eigentumsdelikte (insbesondere für Erwachsene) eine bedeutende Abschreckungswirkung ausgeht, ist dies für Gewaltdelikte nicht nachzuweisen, was darin begründet sein kann, dass Gewaltdelikte - nicht zuletzt aufgrund der häufigen unmittelbaren Interaktion und / oder Bekanntschaft von Täter und Opfer - ohnehin vergleichsweise häufig aufgeklärt werden.⁴⁷ Im Gegensatz zur Aufklärungsquote erweist sich die Verurteilungsquote auch im Falle der Gewaltdelikte als abschreckungswirksam. Am eindeutigsten sind die Effekte mit 78% theoriekonformen Koeffizienten bei keinem Widerspruch erneut für Eigentumsdelikte im Bereich des allgemeinen Strafrechts. Für die nachgelagerten Stufen des Strafverfolgungsprozesses können indes nur für die Strafarrest-Maßregelquote für Eigentumsdelikte Jugendlicher robuste (und theoriekonforme) Abschreckungseffekte (56%) festgestellt werden. Zusammenfassend kann also festgehalten werden, dass insbesondere von den beiden ersten Stufen des Strafverfolgungsprozesses eine abschreckende Wirkung auf potenzielle Straftäter ausgeht, die für Eigentumsdelikte stärker als für Gewaltkriminalität und für Erwachsene stärker als für Jugendliche ausfällt. Nachfolgend soll jedoch diskutiert werden, in wie weit gerade die starken Ergebnisse für Aufklä-

⁴⁶ Den Autoren ist bewusst, dass Raub nach strafrechtlicher Definition ein Gewaltdelikt ist. Da bei diesem Delikt jedoch die Einkommenserzielung klar im Vordergrund steht, wird es hier den Eigentumsdelikten zugerechnet.

⁴⁷ Spengler (2004, S. 54f.) sind Aufklärungsquoten in Höhe von 94% für Mord & Totschlag, 69% für Vergewaltigung & sexuelle Nötigung und 84% für schwere & gefährliche Körperverletzung sowie Quoten von 49% für Raub, 47% für einfachen und 16% für schweren Diebstahl zu entnehmen.

rungs- und Verurteilungsquote möglicherweise auf Scheinkorrelationen beruhen, die durch eine spezifische Messfehlerproblematik hervorgerufen werden.

Die Relevanz des ratio bias - ein empirischer Test des Einflusses von Messfehlern auf die Koeffizientenschätzungen von Aufklärungs- und Verurteilungsquote

Die der vorliegenden Arbeit zugrunde liegenden Kriminalitätsdaten stammen aus der offiziellen Kriminalstatistik und geben somit nicht den tatsächlichen, sondern nur den polizeilich registrierten Umfang der Kriminalität wieder. Existiert ein Dunkelfeld - und bei den meisten Deliktgruppen ist dieses substantiell - dann werden sowohl die Kriminalitätsrate als auch die Aufklärungsquote fehlerhaft gemessen, wobei der Messfehler im Falle der abhängigen Variablen (Kriminalität pro Einwohner) den Zähler und im Falle der erklärenden Variablen (aufgeklärte Fälle / registrierte Fälle) den Nenner betrifft. Ist nun unter sonst gleichen Bedingungen das Dunkelfeld relativ hoch (gering) bzw. die polizeiliche Registrierungsrate gering (hoch), dann ist die Kriminalitätsrate hoch (niedrig) und die Aufklärungsquote niedrig (hoch), wodurch eine negative Verzerrung auf den Schätzkoeffizienten der Aufklärungsquote induziert wird (Levitt, 1998a). Geht man mit der ökonomischen Theorie der Kriminalität davon aus, dass der tatsächliche Effekt der Aufklärungsquote auf die Kriminalitätsrate negativ ist, führt die beschriebene - auch als *ratio bias* bekannte - Verzerrung zu einer Überschätzung des Abschreckungseffektes von Aufklärung. Dieses Phänomen stellt gerade vor dem Hintergrund, dass hier zur Vermeidung einer ungerechtfertigten Empfehlung zur Ausdehnung der Strafverfolgungsintensität eine konservative Abschätzung der relevanten Effekte erfolgen soll, ein Problem dar.

Griliches und Hausman (1986) stellen jedoch eine Methode für Paneldaten vor, mit der es möglich ist, das Ausmaß des Messfehlerproblems abzuschätzen, und ggf. zu neutralisieren. Die dem Ansatz zu Grunde liegende Intuition besteht darin, dass die durch den Messfehler induzierte Verzerrung von der Wahl des Schätzmodells abhängt. So ist bekannt, dass Schätzungen in ersten Differenzen der Variablen eine Tendenz zur Verstärkung des Messfehlerproblems besitzen, denn durch die Bildung (erster) zeitlicher Differenzen wird ein hohes Maß an substanzieller Information (*signal*) aus den Daten herausgenommen wodurch die Variation der (differenzierten) Variablen in höherem Maß durch Messfehler bestimmt wird. Variablen in längere zeitliche ($X_t - X_{t-n}$, mit $n > 1$) Differenzen sollten dagegen mehr substanzielle Information enthalten und weniger stark von Messfehlern beeinflusst sein und entsprechend ist zu erwarten, dass Schätzkoeffizienten mit zunehmender zeitlicher Differenz der Variablen abnehmende Verzerrungen aufweisen. So ist der asymptotische Bias (unter realistischen Annahmen an die sonstigen Parameter) des Schätzmodells in ersten Differenzen $-0,5\beta$ während der asymptotische Bias des Modells in vierten Differenzen nur etwa halb so groß ist. Während die Methode von Griliches und Hausman ausschließlich den Fall von Messfehlern in erklärenden Variablen in Betracht zieht, der unabhängig vom Vorzeichen des wahren Koeffizienten zu einer Verzerrung des Schätzers gegen Null führt, überträgt Levitt (1998a) den Ansatz auf das für Kriminalitätsstudien relevante Problem des *ratio bias* und gelangt zu der folgenden Formel für den asymptotischen Bias der Verhaftungs- bzw. Aufklärungsquote

$$(3) \quad \text{plim } \hat{\beta}_j - \beta = -\frac{\sigma_\gamma^2(1+\beta)}{\sigma_{a/c}^2(1-\rho^j) + \sigma_\gamma^2},$$

in der $\hat{\beta}_j$ den Schätzer von β auf Basis einer Schätzungen in j -ten Differenzen der Variablen bezeichnet, σ_γ^2 die Varianz der Registrierungsrate ($=1-\text{Dunkelziffer}$) repräsentiert, $\sigma_{a/c}^2$ die

Varianz der wahren Aufklärungsquote wiedergibt und ρ die serielle Autokorrelation der wahren Aufklärungsquote darstellt. Aus Gleichung 3 wird deutlich, dass nun anders als bei Griliches und Hausman das Messfehlerproblem nicht zwingend zu einer Verzerrung des Schätzkoeffizienten gegen Null führt, sondern dass im Falle von $0 > \beta > -1$ (dem wahrscheinlichen Fall in Kriminalitätsstudien, wenn β aufgrund der standardmäßigen Logarithmierung der abhängigen Variablen eine Semielastizität oder sofern die jeweilige erklärende Variable auch logarithmiert ist eine Elastizität darstellt) eine negative Verzerrung eines ohnehin schon negativen Koeffizienten und damit eine Überschätzung des Abschreckungseffektes erfolgt. Je höhere jedoch die zeitliche Differenzen der Variablen sind, desto geringer wird wegen der gewöhnlich positiven seriellen Korrelation der Aufklärungsquote ($0 < \rho < 1$) der Bias. Deshalb müssten die Koeffizienten der verdächtigen Variablen in einem Schätzmodell in ersten Differenzen stärker negativ ausfallen als in einem Modell in zweiten Differenzen, in einem Modell in zweiten stärker negativ sein als in einem Modell in dritten Differenzen usw..

Analog zu Levitt (1998a) präsentieren wir deshalb in Tabelle 11 Schätzergebnisse für die Aufklärungsquote, die mit Modellen in ersten, zweiten, dritten und vierten Differenzen erzielt wurden. Über die Schätzungen hinweg abnehmende Koeffizienten und damit ein Indiz für die Relevanz von *ratio bias* kann für Vergewaltigung und sexuelle Nötigung sowie für schweren Diebstahl im Bereich des allgemeinen Strafrechts gefunden werden, wo sich die Effektstärken von -0,49 auf -0,41 respektive von -1,51 auf -1,18 reduzieren. Benutzt man das von Griliches und Hausman (1986) - wohlgemerkt unter speziellen Annahmen – abgeleitete Ergebnis, wonach der Bias der Schätzung in vierten Differenzen nur noch halb so groß ist wie der Bias in ersten Differenzen als Faustregel, dann würde der absolute Bias des Koeffizienten von Vergewaltigung und sexueller Nötigung ($2 \times (-0,49 - (-0,41)) =$) -0,16 und jener von schwerem Diebstahl -0,66 betragen; in Prozent des Koeffizienten der Schätzungen in ersten Differenzen ausgedrückt entspricht dies 32,9% bzw. 43,5% (diese Werte finden sich auch in den Spalten „Ratio Bias“ in Tabelle 11). Überraschenderweise stehen dem jedoch – jeweils für Mord und Totschlag - auch mit steigendem Differenzierungsgrad zunehmende Effektstärken gegenüber. Hierin kommt eine verzögerte Reaktion der Kriminalitätsrate auf Veränderungen der Aufklärungswahrscheinlichkeit zum Ausdruck, für die Levitt (1998a, S. 358) zwei mögliche Begründungen anführt: „First, if criminals are poorly informed about the true likelihood of arrest, one might expect to observe a gradual change in criminal behavior in response to increased law enforcement. Second, if criminals are repeat offenders, the fact that some criminals arrested in one year are convicted and serve prison terms that run into the following year, leads to a dependence of this year’s crime rate on last year’s arrest rate“. Gerade die zweite Begründung scheint gut für Mord und Totschlag als einem Deliktbereich mit stets (langen) Gefängnisstrafen geeignet zu sein.

Da auch im Falle der Verurteilungsquote eine durch Messfehler induzierte Verzerrung der Koeffizienten befürchtet werden muss, können Tabelle 11 auch für diesen Indikator entsprechende Testergebnisse entnommen werden. Eine Ursache für die Existenz von *ratio bias* könnte dabei in der in Abschnitt 2.1 beschriebenen Existenz der Umdefinition von Straftaten bestehen, wonach die ursprüngliche polizeiliche Klassifizierung einer Straftat, die sich ja im Zweifel am strafrechtlich schwerwiegendsten Sachverhalt orientieren soll, auf nachfolgenden Ebenen des Strafverfolgungsprozesses (also von Staatsanwaltschaften oder bei Gericht) eine andere (weniger schwerwiegende) Beurteilung erfahren kann, und so z.B. aus einem versuchten Mord eine schwere Körperverletzung, aus einer gefährlichen eine einfache Körperverletzung oder aus einem Raub ein Diebstahl wird. „Technisch“ kann die Verzerrung des geschätzten Effektes der Verurteilungsquote wie folgt begründet werden: Für die Kriminalitätsrate (erfasste Fälle / Bevölkerung) verwenden wir im Zähler Informationen der Polizei - also der PKS -; die Verurteilungsquote (Verurteilte / Tatverdächtige) setzt sich jedoch sowohl aus

Daten der Polizei im Nenner (Tatverdächtige) als auch der Gerichte - also der StVStat - im Zähler (Verurteilte) zusammen. Wenn Umdefinition nun im Bereich bestimmter Delikte ein quantitativ bedeutendes Problem ist (es gibt hierzu keine konkreten Untersuchungen aber die Bedeutung von Umdefinition wird von Experten des Statistischen Bundesamtes und des Bundeskriminalamtes gerade im Bereich schwererer Kriminalität als relativ bedeutend erachtet), dann tut sich hierdurch ein Potenzial für eine negative Scheinkorrelation zwischen Kriminalitätsrate und Verurteilungsquote auf, da ein hohes Ausmaß an Umdefinition zugleich höhere Kriminalitätsraten und niedrigere Verurteilungsquoten bedeutet (da die von der Polizei erfassten Fall- und Tatverdächtigenzahlen zu hoch ausgewiesen werden). Demnach ist die Existenz von Umdefinition ebenso wie jene des Dunkelfeldes als ein Messfehlerproblem zu bewerten, das die endogene und eine erklärende Variable einer Kriminalitätsregression in entgegengesetzter Richtung beeinflusst und damit zu einer negativen Verzerrung des relevanten (laut Theorie ohnehin negativen) Schätzkoeffizienten und damit zu einer Überschätzung des Abschreckungseffektes führen kann. Tabelle 11 ist zu entnehmen, dass die Schätzergebnisse der Verurteilungsquote für Mord und Totschlag von Jugendlichen (mit einem 45% zu hohen Koeffizienten im Modell in ersten Differenzen) und für Raub im Erwachsenenbereich (28,8%) von *ratio bias* beeinflusst zu sein scheinen, da sich dort mit zunehmendem Differenzierungsgrad der Daten abnehmende Koeffizienten finden. Kontinuierlich abnehmende Koeffizienten sind auch für gefährliche und schwere Körperverletzung zu beobachten. Aus diesem Rückgang ist jedoch nicht unbedingt auf *ratio bias* zu schließen, da sich die Effektstärke über die Modelle hinweg lediglich von -1,60 auf -1,45 reduziert und damit nicht davon ausgegangen werden kann, dass der wahre Koeffizient die Bedingung $0 > \beta > -1$ erfüllt. Wäre der wahre Koeffizient jedoch kleiner als „-1“, dann würde die Existenz eines *ratio bias* nach Gleichung 3 eine Zunahme (und keine Abnahme) der Koeffizienten mit zunehmender Differenzierung der Daten implizieren. Dies mag ein Grund für die kontinuierlich zunehmenden Koeffizienten in den Schätzungen für Vergewaltigung und sexuelle Nötigung für den Bereich des allgemeinen Strafrechts und Raub sowie einfachen Diebstahl nach Jugendstrafrecht sein, da deren wahre Werte - sofern die Veränderung der Koeffizienten zwischen den Schätzungen in ersten und vierten Differenz in etwa der Hälfte des jeweiligen Bias entspricht - offensichtlich kleiner als „-1“ sind. Daneben müssen allerdings die (oben im Zusammenhang mit der Aufklärungsquote angeführten) von Levitt (1998a) vorgeschlagenen Erklärungsansätze in Betracht gezogen werden.

Als abschließende Bewertung der Relevanz des *ratio bias* kann festgehalten werden, dass dieser bei 5 der 18 ursprünglich signifikanten Koeffizienten von Aufklärungs- und Verurteilungsquote zu einer Überschätzung und in 4 Fällen (in Tabelle 11 in den Spalten „Ratio Bias“ mit einem „?“ gekennzeichnet), weil der wahre Koeffizient des relevanten Indikators offenbar kleiner als „-1“ ist, allenfalls zu einer Unterschätzung des Abschreckungseffektes führt; in den übrigen 9 Fällen liegen keine Anzeichen für *ratio bias* vor. Damit stellt der *ratio bias* kein generelles aber ein im Einzelfall zu beachtendes Problem dar. Deshalb werden in den nachfolgenden Berechnungen der opferseitigen Schadensreduktionspotenziale einer Verschärfung der Strafverfolgung entsprechende Korrekturen vorgenommen.

3.3 Schadenreduktionspotenziale von Strafverfolgung aus Opferperspektive

Tabelle 10 gibt lediglich einen Überblick über Signifikanzen, nicht aber über die Effektstärken der Abschreckungsvariablen in Tabellen 4 bis 9. Es sind aber gerade letztere, die für eine effiziente Kriminalpolitik besondere Relevanz besitzen, da in ihnen zum Ausdruck kommt, wie wirkungsvoll der Staat das Kriminalitätsaufkommen durch Veränderungen des Abschreckungsniveaus beeinflussen kann. In der Kenntnis dieser Wirkungsstärken besteht eine der

Grundvoraussetzungen für zukünftige Kosten-Nutzen-Analysen in der deutschen Kriminalpolitik. Aufgrund des fehlenden Wissens darüber, zu welchen Kosten der Staat Größen wie die Aufklärungs- oder Verurteilungsquote in einem bestimmten Umfang beeinflussen kann, ist es uns leider nicht möglich, eine vollständige Kosten-Nutzen-Analyse der Strafverfolgung in Deutschland durchzuführen. Möglich ist allerdings, jenen Teilbereich einer solchen Analyse abzudecken, der den gesellschaftlichen Nutzen aus einer (frei wählbaren) Veränderung der Strafverfolgungsintensität betrifft (unabhängig davon mit welchem Ressourceneinsatz diese erreicht werden kann). Dieser Nutzen besteht zum größten Teil aus vermiedenen Opferschäden infolge eines durch intensivere Strafverfolgung induzierten Kriminalitätsrückgangs, die wir mittels der in Tabellen 4 bis 9 ausgewiesenen Effektstärken der Strafverfolgungsindikatoren in Kombination mit den aktuellen Fallzahlen der jeweiligen Deliktgruppe und durchschnittlichen Opferschäden pro Fall aus einschlägigen Quelle berechnen können. Für die Effektstärke je Deliktgruppe (und nach anzuwendendem Strafrecht) setzen wir den Durchschnittswert der Semielastizitäten aus den Schätzmodellen 1 bis 3 (sofern notwendig deren langfristige Gleichgewichtswerte) an. (Dann ergibt sich z.B. für schweren Diebstahl im Bereich des allgemeinen Strafrechts eine mittlere Semielastizität der Aufklärungsquote in Bezug auf schweren Diebstahl von $(1/3 \times ((-1,322/(1-0,4960)) + (-0,9829/(1-0,4507)) - 1,507) = -1,973$.) Die aktuellen Fallzahlen der relevanten Deliktbereiche wurden der PKS (siehe BKA, 2004) entnommen, wo z.B. für die alten Bundesländer (ohne Berlin) für das Jahr 2003 1.090.430 Fälle von schwerem Diebstahl ausgewiesen werden, aus denen wir wiederum auf der Grundlage der Tatverdächtigenanteile nach Altersgruppen der *RegKrimDA* in einer Approximation 571.000 Fälle berechnen, die von Erwachsenen im Alter von 21 bis unter 60 Jahren verübt wurden. Die Schadensangaben pro Fall können für einfachen Diebstahl mit 470 € und für schweren Diebstahl mit ca. 1.400 € ebenfalls BKA (2004) entnommen werden. Für die Quantifizierung des Schadens eines vollendeten Mords oder Totschlags diente die von Spengler (2004) ermittelte Untergrenze von 2,25 Mio. € und - in Ermangelung von Angaben für Deutschland - wurden für Vergewaltigung und sexuelle Nötigung, schwere und gefährliche Körperverletzung und Raub die diesbezüglichen (inflationsangepassten) Berechnungen von Miller, Cohen und Wiersema (1996) für die USA in Höhe von 92.000, 10.000 und 8.500 € angesetzt.

Aus den voranstehenden Angaben ergibt sich durch eine Erhöhung der deliktspezifischen Aufklärungsquote um 10%-Punkte ein Schadensrückgang aus schwerem Diebstahl in Höhe von $(-1,973 \times 10/100 \times 570.959 \times 1.378 \text{€}) = 155,2 \text{ Mio. €}$. Werden analog hierzu, die Schadenreduktionen für sämtliche Indikatoren und Deliktgruppen nach anzuwendendem Strafrecht berechnet, so erhält man die in Tabelle 12 dargestellten Werte, die sich zu einer jährlichen Gesamtschadensreduktion von 850 Mio. € addieren. Korrigiert man die wegen *ratio bias* vermeintlich überschätzten Abschreckungseffekte um die in Tabelle 11 angegebenen Prozentsätze, so ergeben sich die in Klammern ausgewiesenen Schadenreduktionen mit einem Gesamtschaden in Höhe von 740 Mio. €, der als äußerste Untergrenze des Reduktionspotenzials im gegebenen Szenario angesehen sollte, da

- davon ausgegangen werden kann, dass in Folge der erhöhten Abschreckung auch die Fallzahlen im Bereich des Dunkelfeldes zurückgehen werden,
- das Schätzmodell 2, in das ausschließlich verzögere erklärende Variablen einfließen, durchweg geringe Signifikanzen aufweist, wahrscheinlich aber zugleich am schlechtesten die Erwartungsbildungen der potenziellen Täter repräsentiert,
- die *ratio bias* Korrektur nur auf vermeintlich überschätzte aber nicht auf unterschätzte Abschreckungseffekte angewendet wird,
- der für die Modelle in ersten Differenzen (Modell 3) ermittelten *ratio bias* Korrekturfaktoren auf die (über alle drei Modelle) gemittelten Effekte und damit auch auf

die wahrscheinlich in geringerem Umfang von *ratio bias* verzerrten Fixed Effects Schätzungen angewendet wird,

- andere als zu *ratio bias* führende Messfehler in den Variablen zu einer Verzerrung der Koeffizienten gegen Null führen sollten und
- die verwendeten Schadenssummen pro Fall (insbesondere jene aus BKA, 2004) die Opferkosten nicht in vollem Umfang abdecken.

Diesen sechs Argumenten für eine Unterschätzung der ermittelten Schadensreduktion steht mit möglichen Substitutionseffekten lediglich ein Punkt gegenüber, der für eine Überschätzung spricht. So wäre es denkbar, dass potenzielle Täter, die bisher im Bereich der sechs untersuchten Deliktgruppen aktiv waren, nach einer generellen Erhöhung der Strafverfolgung auf andere Felder ausweichen, in denen sich die staatliche Repression nicht erhöht hat.

Leider muss unsere Analyse jedoch die Antwort darauf schuldig bleiben, ob eine Intensivierung der Strafverfolgung in der diskutierten Größenordnung volkswirtschaftlich auch tatsächlich sinnvoll ist (bzw. ob das gegenwärtige Niveau der Abschreckung vielleicht sogar zu hoch ist), da keine Aussage darüber getroffen werden kann, welcher Ressourceneinsatz nötig ist, um die Aufklärungs- oder Verurteilungsquote einer spezifischen Straftat um einen bestimmten Betrag zu steigern (bzw. welche Kosteneinsparungen im Strafverfolgungssektor bei einer Absenkung des Abschreckungsniveaus erzielt werden könnten). Das größte Schadensreduktionspotenzial ist im Bereich des schweren Diebstahls und der schweren und gefährlichen Körperverletzung zu finden. Was den schweren Diebstahl betrifft, müsste deshalb geprüft werden, zu welchen Kosten die traditionell sehr niedrigen Aufklärungsquoten (< 15% im Bundesdurchschnitt) gesteigert werden können und inwiefern die voranschreitende Praxis der Verfahrenseinstellungen aus Opportunitätsgründen bzw. Kostengründen (die sogenannte Diversion) seitens der Staatsanwaltschaften vor dem Hintergrund der vorliegenden Ergebnisse tatsächlich gesellschaftlich opportun ist. Bedenken hinsichtlich zu niedriger Verurteilungswahrscheinlichkeiten treffen - wenngleich Diversion hier aufgrund der Schwere der Schuld des Täters weniger relevant sein sollte - in noch höherem Maße auf die schwere und gefährliche Körperverletzung zu, da hier das gesamte Schadensreduktionspotenzial auf die Abschreckungswirkung dieses Strafverfolgungsindikators zurückzuführen ist.

4. Schlussfolgerungen

Diese Arbeit stellt die erste umfassend Analyse der Abschreckungswirkung von Strafverfolgung für die Bundesrepublik Deutschland dar. „Umfassend“ bedeutet in diesem Zusammenhang, dass der gesamte Strafverfolgungsprozess von der polizeilichen Aufklärungsarbeit bis zum richterlichen Urteilsspruch mittels der eigens für dieses Projekt aus Bundesländerdaten der Polizeilichen Kriminalstatistik und der Strafverfolgungsstatistik des Zeitraums 1977 bis 2001 geschaffenen „Regionalisierten Kriminalitäts- und Strafverfolgungsdatenbank an der TU Darmstadt (*RegKrimDA*)“ in einem quantitativen Indikatorensystem abgebildet und sodann in Beziehung zu den Kriminalitätsraten von sechs Deliktgruppen der „klassischen Kriminalität“ gesetzt wurde. Eine weitere Innovation der Studie – auch im internationalen Vergleich – besteht in der getrennten Analyse von Erwachsenen und Jugendlichen, für die neben unterschiedlicher Affinität zur Delinquenz mit dem allgemeinen Strafrecht (StGB) und dem Jugendgerichtsgesetz (JGG) zwei unterschiedlich repressive Sanktionssysteme relevant sind. Im gegebenen Untersuchungsrahmen existieren vielfältige Probleme, die die Qualität unserer Abschätzungen des Einflusses von Strafverfolgung auf Kriminalität negativ beeinflussen können. Diese reichen von allgemeinen zeitreihenspezifischen Schätzproblemen bis hin zu Simultaneitäts- und Messfehlerproblemen, die speziell für empirische Kriminalitätsstudien relevant

sind. Wir haben besonderen Wert darauf gelegt, diese Unwägbarkeiten möglichst umfassend zu diskutieren, ihre Relevanz für die vorliegende Analyse mit modernen Teststrategien zu überprüfen und sie ggf. durch den Einsatz geeigneter Schätzmethoden zu berücksichtigen.

Die Ergebnisse zeigen, dass insbesondere von den beiden ersten Stufen des Strafverfolgungsprozesses eine abschreckende Wirkung ausgeht. So erhält man für die Aufklärungsquote in den Regressionen für Eigentumsdelikte in 12 von 18 Fällen einen negativ signifikanten Koeffizienten, der sogar in 8 Fällen Signifikanz zum 1%-Niveau aufweist. Die eindrucksvollsten Ergebnisse wurden jedoch für die Verurteilungsquote erzielt. Diese erweist sich für Gewalt- und Einkommensdelikte jeweils in 12 von 18 Spezifikationen als hochsignifikant negativ (bei nur einem unerwarteten signifikant positiven Koeffizienten im Bereich der Gewaltdelikte). Für die Indikatoren der Strafhärte (Strafart und -höhe) können dagegen mit einer Ausnahme keine robusten Abschreckungseffekte nachgewiesen werden. Letzteres stützt zwar die vorherrschende Meinung deutscher Kriminologen, wonach Sanktionen auch in Hinblick auf ihre generalpräventive Wirkung im Prinzip austauschbar seien, jedoch muss - aufgrund unserer starken Ergebnisse für die Aufklärungs- und Verurteilungswahrscheinlichkeit – deren noch weitergehende Hypothese wonach „die Abschreckungswirkungen (negative Generalprävention) von Androhung, Verhängung oder Vollzug von Strafen auf die Allgemeinheit eher gering [sind]“ (BMI und BMJ, 2001, S. 380) in dieser undifferenzierten Form verworfen werden.

Eine kriminalpolitische Implikation unserer Studie besteht in der Empfehlung einer kritischen Überprüfung der gesellschaftlichen Erwünschtheit einer verstärkt angewendeten Praxis der Staatsanwaltschaften, bei Delikten, die nicht mit einer Mindestfreiheitsstrafe von mindestens einem Jahr bedroht sind, von Diversion Gebrauch zu machen, d.h. Ermittlungsverfahren aus sogenannten Opportunitätsgründen (bzw. Kostengründen) mit oder ohne Auflagen für die Tatverdächtigen einzustellen. Gerade vor dem Hintergrund der hohen Schadensreduktionspotenziale, die sich in unserer Untersuchung aus höheren Verurteilungswahrscheinlichkeiten für schweren Diebstahl und insbesondere Körperverletzung ergeben, ist in Frage zu stellen, ob die beschriebene Tendenz der Staatsanwaltschaften volkswirtschaftlich tatsächlich opportun ist. Zumindest aber sollten unsere Ergebnisse dazu beitragen, die Diversion, die bisher vor allem aus einer spezialpräventiven Perspektive beurteilt und propagiert wurde⁴⁸ auch verstärkt aus einem generalpräventiven Blickwinkel zu betrachten, da unseren Analysen zu Folge gerade von der konkreten Verurteilung prinzipiell verurteilungsfähiger Tatverdächtiger ein wichtiger Abschreckungseffekt ausgeht. Dieses Ergebnis ist vor dem Hintergrund der für die ökonomische Kriminalitätstheorie zentralen Annahme (zumindest teilweise) rationaler Straftäter wenig überraschend, bedenkt man, dass die Wahrscheinlichkeit für einen Täter, der in Deutschland einen schweren Diebstahl begeht, erkannt und dann auch verurteilt zu werden, im Jahre 2001 gemäß der *RegKrimDA* im Durchschnitt nur 3,8% betrug (1977 lag diese Quote noch bei 8,6%).

Es ist jedoch auch darauf hinzuweisen, dass zum jetzigen Zeitpunkt keine konkreten Handlungsempfehlungen bezüglich einer (mehr oder weniger) repressiveren Ausgestaltung des deutschen Strafverfolgungssystems ausgesprochen werden können, da unsere Analyse lediglich Schadensreduktionspotenziale einer erhöhten Abschreckung nicht aber die mit ihrer Erreichung verbundenen Kosten beurteilen kann. Um weitere Einblicke in diese für eine effiziente Kriminalpolitik substanziellen Kosten-Nutzen-Gesichtspunkte gewinnen zu können, müssen zukünftig Forschungsarbeiten einen expliziten Zusammenhang zwischen Maßnah-

⁴⁸ Schäfer (2001, S. 3) kommt allein Aufgrund der Tatsache, dass „als persönliche Abschreckung des Täters [...] häufig bereits der Umstand genügt, dass gegen ihn wegen einer Straftat ermittelt würde“ zu einer positiven Beurteilung der Diversion.

men/Indikatoren der Strafverfolgung, deren Wirkung auf das Kriminalitätsaufkommen und der mit ihrer Variation verbundenen Kosten herstellen. Derartige Analysen können jedoch nur dann mit Erfolg umgesetzt werden, wenn ihnen hinreichend informatives und im Vergleich zur momentanen Situation verbessertes Datenmaterial zur Verfügung steht. Ansatzpunkte zu einer Verbesserung der Datensituation bestehen deshalb neben der Durchführung jährlicher nationaler Opferbefragungen und der Offenlegung detaillierter Kostenstrukturen des Strafverfolgungssystems vor allem in einer Koordination der relevanten amtlichen Statistiken.

Literatur

- Albrecht, H.-J. (1980). Die generalpräventive Effizienz von strafrechtlichen Sanktionen. In Forschungsgruppe Kriminologie (Ed.), *Empirische Kriminologie* (pp. 305–327). Freiburg i. Br.
- Anderson, T. W., & Hsiao, C. (1997). Estimation of Dynamic Models with Error Components. *Journal of the American Statistical Association*, 76, 589–606.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Data. *Review of Economic Studies*, 58, 277–297.
- Ayres, I., & Levitt, S. D. (1998). Measuring the Positive Externalities from Unobservable Victim Precaution: An Empirical Analysis of Lojack. *Quarterly Journal of Economics*, 113, 43–77.
- Baum, C. F., Schaffer, M. E., & Stillman, S. (2002). *Ivreg2: Stata Module for Extended Instrumental Variables/2SLS and GMM estimation*. Statistical Software Components, Boston College Department of Economics. (<http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s425401.html>)
- Baum, C. F., Schaffer, M. E., & Stillman, S. (2003). Instrumental Variables and GMM: Estimation and Testing. *Stata Journal*, 3 (1), 1–31.
- Becker, G. S. (1968). Crime and Punishment: An Economic Approach. *Journal of Political Economy*, 76 (3), 169–217.
- Block, M. K., & Heineke, J. M. (1975). A Labor Theoretic Analysis of the Criminal Choice. *American Economic Review*, 65, 314–325.
- Bornhorst, F., & Baum, C. F. (2001). *Ipshin: Stata Module to Perform Im-Pesaran-Shin Panel Unit Root Test*. Statistical Software Components, Boston College Department of Economics (<http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s419704.html>).
- Bound, J., Jaeger, D. A., & Baker, R. (1995). Problems with Instrumental Variables Estimation when the Correlation Between the Instruments and the Endogenous Explanatory Variables is Weak. *Journal of the American Statistical Association*, 90, 443–450.
- Büttner, T. & Spengler, H. (2002). Lokale Determinanten der Kriminalität und Tätermobilität: Eine empirische Studie mit Gemeindedaten. *Monatsschrift für Kriminologie und Strafrechtsreform*, 85 (1), 1–19.
- Bundeskriminalamt [BKA] (2004). Polizeiliche Kriminalstatistik 2003. Wiesbaden.
- Bundesministerium des Innern und Bundesministerium der Justiz [BMI und BMJ] (2001). Erster Periodischer Sicherheitsbericht. Berlin.
- Cornwell, C. & Trumbull, W. N. (1994). Estimating the Economic Model of Crime with Panel Data. *Review of Economics and Statistics*, 76 (2), 360–366.
- Curti, H. (1999). Zur Abschreckungswirkung strafrechtlicher Sanktionen in der Bundesrepublik Deutschland: Eine empirische Untersuchung. In C. Ott & H.-B. Schäfer (Eds.), *Die Präventivwirkung zivil- und strafrechtlicher Sanktionen* (pp. 71–94). Tübingen: Mohr Siebeck.
- Dölling, D. (1983). Perceptions of Penalties and Offences in Adolescents - A Contribution to the Empirical Analysis of the General Deterrence Effect of Punishment. In H. J. Kerner,

- H. Kury & K. Sessar (Eds.), *Deutsche Forschungen zur Kriminalitätsentstehung und Kriminalitätskontrolle*. Heidelberg: Carl Heymanns Verlag.
- Dölling, D. (1990). Generalprävention durch Strafrecht: Realität oder Illusion? *Zeitschrift für die gesamte Strafrechtswissenschaft*, 102 (1).
- Ehrlich, I. (1973). Participation in Illegitimate Activities: A Theoretical and Empirical Investigation. *Journal of Political Economy*, 81 (3), 521–565.
- Entorf, H. (1996). Kriminalität und Ökonomie: Übersicht und neue Evidenz. *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaft*, 116 (3), 417–450.
- Entorf, H. (1997). Random Walks With Drifts: Nonsense Regression and Spurious Fixed-Effect Estimation. *Journal of Econometrics*, 80, 287–296.
- Entorf, H., Meyer, S. & Möbert, J. (2005). Kosten und Nutzen von Haft und Haftvermeidung (Endbericht). (Demnächst erhältlich unter <http://www.tu-darmstadt.de/fb/fb1/vwl2/>)
- Entorf, H. & Spengler, H. (2000). Socioeconomic and Demographic Factors of Crime in Germany: Evidence from Panel Data of the German States. *International Review of Law and Economics*, 20 (1), 75–106.
- Entorf, H. & Spengler, H. (2002). *Crime in Europe*. Berlin Heidelberg New York: Springer.
- Entorf, H. & Winker, P. (2003). Illegale Drogen und Kriminalität: Wie ausgeprägt ist der Zusammenhang? In H.-J. Albrecht & H. Entorf (Eds.), *Kriminalität, Ökonomie und Europäischer Sozialstaat* (pp. 97–132). Heidelberg: Physica-Verlag.
- Griliches, Z. & Hausman, J. (1986). Errors in Variables in Panel Data, *Journal of Econometrics*, 31, 93–118.
- Heineke, J. M. (Ed.). (1978). *Economic Models of Criminal Behaviour*. Amsterdam: North Holland.
- Heinz, W. (2005). Das strafrechtliche Sanktionensystem und die Sanktionierungspraxis in Deutschland 1882–2003 (Stand: Berichtsjahr 2003), Version 2/2005 (Internet Publikation). Am 01.09.2005 aus dem Internet bezogen, von <http://www.uni-konstanz.de/rtf/kis/sanks03.pdf>.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*, 115, 53–74.
- Judson, R. A., & Owen, A. L. (1999). Estimating Dynamic Panel Data Models: A Guide for Macroeconomists. *Economics letters*, 65, 9–15.
- Karstedt, S. (1991). Attribution Theory and Deterrence Research - A New Approach to Old Problems. In K. Sessar & H. J. Kerner (Eds.), *Developments in Crime and Crime Control Research: German Studies on Victims, Offenders and the Public* (pp. 22–40). New York: Springer.
- Kiviet, J. F. (1995). On Bias, Inconsistency, and Efficiency of Various Estimators in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics*, 68, 53–78.
- Levin, A., Lin, C.-F., & Chu, C.-S. J. (2002). Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-sample Properties. *Journal of Econometrics*, 108, 1–24.
- Levitt, S. D. (1997). Using Electoral Cycles in Police Hiring to Estimate the Effect of Police on Crime. *American Economic Review*, 87 (3), 270–290.
- Levitt, S. D. (1998a). Why do Increased Arrest Rates Appear to Reduce Crime: Deterrence, Incapacitation, or Measurement Error? *Economic Inquiry*, 36 (3), 353–372.
- Levitt, S. D. (1998b). Juvenile Crime and Punishment. *Journal of Political Economy*, 106, 1156–1185.
- Mayhew, P. & Dijk, J. J. M. van. (1997). *Criminal Victimization in Eleven Industrial Countries: Key Findings From the 1996 International Crime Victim Survey*. The Hague, NL: Dutch Ministry of Justice, Directorate of Crime Prevention.
- McCrary, J. (2002). Using Electoral Cycles in Police Hiring to Estimate the Effect of Police on Crime: Comment. *American Economic Review*, 92 (4), 1236–1243.

- Miller, T. R., Cohen, M. A. & Wiersema, B. (1996). Victims' costs and consequences: A new look. Washington DC: National Institute of Justice.
- Nagin, D. (1980). General Deterrence: A Review of the Empirical Literature. In A. Blumstein, J. Cohen, & D. Nagin (Eds.), *Deterrence and Incapacitation: Estimating the Effects of Criminal Sanctions on the Crime Rate* (95–139). National Academy of Science.
- Nickell, S. (1981). Biases in Dynamic Models with Fixed Effects. *Econometrica*, 49, 1417–1426.
- Pfeiffer, M. & Gelau, C. (2002). Determinanten regelkonformen Verhaltens am Beispiel des Straßenverkehrs: Variablen der Norminternalisierung im Zusammenwirken mit Effekten polizeilicher Überwachungstätigkeit. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 54 (4), 694–713.
- Pyle, D. J., & Deadman, D. F. (1994). Crime and the Business Cycle in Post-War Britain. *British Journal Of Criminology*, 34 (3), 339–357.
- Obergell-Fuchs, J., Kury, H., Robert, P., Zaubermann, R. & Pottier, M.-L. (2003). Opferbefragungen in Deutschland und Frankreich. *Monatsschrift für Kriminologie und Strafrechtsreform*, 86 (1), 59–73.
- Saridakis, G. (2004). Violent Crime in the United States of America: A Time-Series Analysis Between 1960–2000. *European Journal of Law and Economics*, 18, 203–221.
- Sauer, M. (2005). Strafverfolgungsstatistik 2003 - Metadaten zur kontrollierten Datenfernverarbeitung, Statistische Ämter der Länder – Forschungsdatenzentrum. Am 26.09.2005 aus dem Internet bezogen, von <http://www.forschungsdatenzentrum.de/bestand/strafverfolgung/2003/index.asp>.
- Schäfer, G. (2001). *Praxis der Strafzumessung* (3. Aufl.). München: Academic Press.
- Schumann, K. F. & Kaulitzki, R. (1991). Limits of General Deterrence: The Case of Juvenile Delinquency. In K. Sessar & H. J. Kerner (Eds.), *Developments in Crime and Crime Control Research: German Studies on Victims, Offenders and the Public* (pp. 1–21). New York: Springer.
- Schumann, K. F., Berlitz, C., Guth, H.-W. & Kaulitzki, R. (1987). *Jugendkriminalität und die Grenzen der Generalprävention*. Neuwied: Luchterhand.
- Scorcu, A., & Cellini, R. (1998). Economic Activity and Crime in the Long Run: An Empirical Investigation on Aggregate Data from Italy, 1951–1994. *International Review of Law and Economics*, 18, 279–292.
- Shea, J. (1997). Instrument Relevance in Multivariate Linear Models: A Simple Measure. *Review of Economics and Statistics*, 79 (2), 348–352.
- Spengler, H. (2004). Ursachen und Kosten der Kriminalität in Deutschland - drei empirische Untersuchungen [Dissertation]. Im Internet erhältlich unter <http://elib.tu-darmstadt.de/diss/000531/>.
- Staiger, D., & Stock, J. H. (1997). Instrumental Variables Regression with Weak Instruments. *Econometrica*, 65 (3), 557–586.
- Statistisches Bundesamt (2004). Fachserie 10 Reihe 3 - 2003. Am 19.11.2004 aus dem Internet bezogen, von <http://www-ec.destatis.de/csp/shop/>.
- Statistisches Bundesamt (2005). Fachserie 14 Reihe 3.1 - 2002. Am 15.07.2005 aus dem Internet bezogen, von <http://www-ec.destatis.de/csp/shop/>.
- Trumbull, W. N. (1989). Estimations of the Economic Model of Crime Using Aggregate and Individual Level Data. *Southern Economic Journal*, 56 (2), 423–439.
- Vilsmeier, M. (1990). Empirische Untersuchung der Abschreckungswirkung Strafrechtlicher Sanktionen. *Monatsschrift für Kriminologie und Strafrechtsreform*, 73 (5), 273–285.
- Viscusi, W. K. (1986a). Market Incentives for Criminal Behavior. In R. B. Freeman & H. Holzer (Eds.), *The Black Youth Employment Crisis*. Chicago: University of Chicago Press.

- Viscusi, W. K. (1986b). The Risks and Rewards of Criminal Activity: A Comprehensive Test of Criminal Deterrence. *Journal of Labor Economics*, 4 (3), 317–140.
- Witt, R., & Witte, A. D. (2000). Crime, Prison, and Female Labour Supply. *Journal of Quantitative Criminology*, 16 (1), 69–85.
- Witte, A. D. (1980). Estimating the Economic Model of Crime With Individual Data. *Quarterly Journal of Economics*, 94 (1), 57–84.
- Wolpin, K. I. (1978). An Economic Analysis of Crime and Punishment in England and Wales, 1894–1967. *Journal of Political Economy*, 86 (5), 815–840.
- Wolpin, K. I. (1980). A Time Series-Cross Section Analysis of International Variation in Crime and Punishment. *Review of Economics and Statistics*, 62 (3), 417–423.
- Wooldridge, J. M. (2003). *Introductory Econometrics* (2nd ed.). Mason, OH: Thomson/South Western.

Anhang

Tabelle 1: Deskriptive Statistik der deliktspezifischen Variablen

Variable	Mord und Totschlag				Vergewaltigung & sexuelle Nötigung				Schwere & gefährliche Körperverletzung			
	Mittelwert	Std.-abw.	Min.	Max	Mittelwert	Std.-abw.	Min.	Max	Mittelwert	Std.-abw.	Min.	Max
<i>Abhängige Variablen</i>												
Straftaten Erwachsener	7,01	2,9	2,45	23,6	24,0	9,48	10,5	52,2	143	48,7	82,9	285
Straftaten Jugendlicher	4,93	4,50	0	36,8	34,6	18,3	0	170	375	256	81,1	1296
<i>Erklärende Variablen</i>												
Aufklärungsquote Indikatoren nach allgemeinem Strafrecht	,939	,039	,740	1	,684	,066	,469	,846	,839	,050	,671	,934
Verurteilungsquote	,262	,107	,038	,833	,270	,072	,104	,600	,180	,034	,102	,292
Inhaftierungsquote	,908	,063	,667	1	,543	,080	,235	,767	,108	,030	,017	,248
Bewährungsquote	,081	,057	0	,333	,436	,080	,219	,700	,282	,107	,116	,647
Geldstrafenquote	,011	,031	0	,25	,021	,021	0	,118	,610	,122	,238	,822
Länge der Haftstrafe	91,9	13,6	48	143	39,7	7,39	23,2	79	14,9	3,00	5,25	24,1
Anzahl der Tagessätze Indikatoren nach Jugendstrafrecht	–	–	–	–	–	–	–	–	60,8	19,5	30,6	107
Verurteilungsquote	,346	,309	0	1	,326	,182	0	1	,269	,116	,031	,640
Inhaftierungsquote	,893	,132	0	1	,313	,131	0	1	,082	,039	0	,292
Bewährungsquote	,099	,126	0	1	,424	,142	0	1	,149	,057	0	,370
Zuchtmittelquote	,006	,036	0	,375	,222	,123	0	,6	,682	,108	,290	,906
Erziehungsmaßregelq.	,002	,015	0	,167	,041	,064	0	,444	,087	,077	0	,442
Länge der Haftstrafe Instrumentvariablen	68,5	11,0	27,6	90	29,2	8,82	6	90	18,4	3,87	6,5	32
Versuchanteil	,674	,100	,218	,873	,351	,085	,153	,554	,064	,019	,026	,112
Tatorte < 20.000 E.	,289	,189	0	,645	,261	,174	0	,566	,246	,163	0	,526
Tatorte 20.–100.000 E.	,245	,143	0	,556	,251	,145	0	,612	,234	,134	0	,458
Tatorte 100–500.000 E.	,203	,108	0	,465	,210	,105	0	,578	,237	,114	0	,439
Tatorte >= 500.000 E.	,259	,325	0	1	,273	,321	0	,974	,283	,327	0	,998

Fortsetzung auf nächster Seite ...

Tabelle 1 (Fortsetzung)

Variable	Raub, räub. Erpressung & räub. Angriff auf Kraftfahrer				Schwerer Diebstahl				Einfacher Diebstahl			
	Mittelwert	Std.-abw.	Min.	Max	Mittelwert	Std.-abw.	Min.	Max	Mittelwert	Std.-abw.	Min.	Max
<i>Abhängige Variablen</i>												
Straftaten Erwachsener	68,8	59,7	16,7	331	2436	1675	567	8315	1973	769	1034	4816
Straftaten Jugendlicher	441	686	58,8	3736	14755	10276	3918	48444	7422	3042	3777	17461
<i>Erklärende Variablen</i>												
Aufklärungsquote Indikatoren nach allgemeinem Strafrecht	,492	,076	,291	,651	,155	,048	,062	,281	,471	,056	,327	,577
Verurteilungsquote	,293	,059	,121	,509	,334	,082	,193	,699	,364	,073	,199	,614
Inhaftierungsquote	,622	,083	,346	,802	,347	,060	,197	,535	,053	,017	,019	,096
Bewährungsquote	,362	,082	,193	,635	,426	,046	,306	,578	,093	,024	,050	,169
Geldstrafenquote	,015	,013	0	,095	,227	,047	,114	,405	,854	,036	,766	,923
Länge der Haftstrafe	42,0	6,33	22,6	61,4	15,6	1,86	10,8	21,9	6,79	1,21	4,08	10,8
Anzahl der Tagessätze Indikatoren nach Jugendstrafrecht	–	–	–	–	82,8	9,82	51,8	109	26,8	5,71	14,7	41,3
Verurteilungsquote	,400	,151	,075	,96	,303	,120	,038	,580	,194	,110	,005	,442
Inhaftierungsquote	,315	,096	,103	,691	,145	,046	,057	,402	,042	,024	,012	,144
Bewährungsquote	,394	,081	,051	,639	,209	,055	,036	,359	,063	,032	,008	,206
Zuchtmittelquote	,250	,104	,033	,606	,553	,108	,240	,768	,732	,149	,268	,930
Erziehungsmaßregelq.	,041	,047	0	,277	,094	,076	0	,369	,164	,126	0	,524
Länge der Haftstrafe Instrumentvariablen	25,6	5,20	13,8	42,8	18,7	2,68	10,8	26,6	15,8	3,17	8,4	48,8
Versuchanteil	,210	,033	,112	,304	,173	,030	,091	,249	,016	,005	,009	,052
Tatorte < 20.000 E.	,157	,110	0	,369	,246	,162	0	,532	,230	,157	0	,466
Tatorte 20.–100.000 E.	,243	,140	0	,513	,258	,147	0	,504	,261	,148	0	,525
Tatorte 100–500.000 E.	,265	,129	0	,499	,205	,096	0	,352	,222	,099	0	,345
Tatorte >= 500.000 E.	,333	,318	,220	,996	,289	,336	0	,998	,277	,323	0	,990

Anmerkungen: Berechnungen auf Grundlage der RegKrimDA. Die Straftaten Erwachsener bzw. Jugendlicher sind als Fälle je 100.000 Einwohner der betreffenden Altersgruppe (Personen im Alter von 21 bis unter 60 Jahren bzw. 14 bis unter 18 Jahren) dargestellt (in die ökonometrische Analyse fließen die Kriminalitätsraten jedoch nicht direkt, sondern in ihren natürlichen Logarithmen ein). Bei sämtlichen anderen Angaben handelt es sich um Anteilswerte. Die einzige Ausnahme ist die Länge der Haftstrafe, die in Monaten angegeben ist. Die Indikatoren nach allgemeinem Strafrecht und Jugendstrafrecht (insbes. die Minima und Maxima) können im Widerspruch zu den gesetzlich vorgeschriebenen Mindest- oder Höchststrafmaßen stehen. Die Gründe hierfür sind die Folgenden: i) „Bei der Aburteilung von Angeklagten, die in Tateinheit (§ 52 StGB) oder Tatmehrheit (§ 53 StGB) mehrere Strafvorschriften verletzt haben, ist nur der Straftatbestand statistisch erfasst, der nach dem Gesetz mit der schwersten Strafe bedroht ist. Insbesondere bei verhängten Gesamtstrafen für in Tatmehrheit begangene Straftaten kann das nachgewiesene Strafmaß höher liegen, als dies die Strafbestimmungen für die statistisch erfasste schwerste Straftat vorsehen“ (Sauer, 2005, S. 8). ii) „Die veröffentlichten Ergebnisse zur Strafverfolgungsstatistik stellen nur auf die verletzte Strafvorschrift ab; Strafmilderungsgründe bleiben hier außer Betracht. [... In der] Strafverfolgungsstatistik ist zwar [...] die Information enthalten, ob es sich um den Versuch einer Straftat handelt und/oder ob die Straftat im Zustand der verminderten Schuldfähigkeit bzw. der Schuldunfähigkeit verübt wurde. Weitere Strafmilderungsgründe (v.a. Beihilfe) werden allerdings nicht erfasst. Auch minder schwere Fälle einer Straftat werden in der Strafverfolgungsstatistik - wie die (besonders) schweren Fälle - generell nur dann differenziert erfasst, wenn diese in einem spezifischen Paragraphen des Strafgesetzbuchs geregelt sind“ (Sauer, 2005, S. 8). Trotzdem werden aufgrund der geringen Relevanz von Geldstrafen für Mord und Totschlag (1,1% der Strafen), Vergewaltigung und sexuelle Nötigung (2,1%) sowie Raub (1,5%) für diese Deliktbereiche keine Werte für die Anzahl der Tagessätze ausgewiesen.

Tabelle 2: Deskriptive Statistik der nicht-deliktspezifischen Variablen

Variable	Mittel- wert	Std.- abw.	Min.	Max
Reales BIP pro Kopf	22972	5734	14892	40968
Arbeitslosenquote	,086	,032	,021	,168
Ausländerquote	,079	,032	,029	,176

Anmerkungen: Berechnungen auf Grundlage der RegKrimDA.

Tabelle 3: *Unit root Tests* der zu erklärenden Variablen (P-Werte)

ln([Straftat] / 100.000 Einwohner)	Variante	Erwachsene		Jugendliche	
		Niveaus	Erste Differenzen	Niveaus	Erste Differenzen
Mord und Totschlag	1	0	0	0	0
	2	0	0	0	0
	3	0	0	0	0
	4	0	0	0	0
Vergewaltigung und sexuelle Nötigung	1	0	0	0	0
	2	0	0	0	0
	3	,049	0	0	0
	4	0	0	0	0
Schwere und gefährliche Körperverletzung	1	,020	0	,003	0
	2	,042	0	0	0
	3	,108	0	,062	0
	4	,539	0	,045	0
Raub	1	0	0	,053	0
	2	0	0	,002	0
	3	,110	0	,284	0
	4	,200	0	,152	0
Schwerer Diebstahl	1	,005	0	,012	0
	2	,094	0	,125	0
	3	,024	0	,010	0
	4	,106	0	,547	0
Einfacher Diebstahl	1	,029	0	,001	0
	2	,006	0	,011	0
	3	,114	0	,021	0
	4	,216	0	,659	0

Anmerkungen: Berechnungen auf Grundlage der RegKrimDA. P-Werte der *unit root* Tests für sämtliche zu erklärenden Variablen der nachfolgenden Analyse - logarithmierte Kriminalitätsraten (siehe die mit „Niveaus“ überschriebenen Spalten), erste zeitliche Differenzen der logarithmierte Kriminalitätsraten (siehe die mit „Erste Differenzen“ überschriebenen Spalten) - nach Im, Pesaran und Shin (2003), die mit der StataTM Routine *ipshin* von Bornhorst und Baum (2001) ermittelt wurden. Die Nullhypothese der Tests ist die Nicht-Stationarität der Variablen (d.h. unter H0 wird davon ausgegangen dass Die variablen / Zeitreihen eine *unit root* besitzen bzw. vom Grade eins integriert sind). Etwaige Lücken der Zeitreihen (bedingt durch die Tatsache, dass für Jugendliche im Bereich der Deliktgruppen Mord und Totschlag sowie Vergewaltigung und sexuelle Nötigung in manchen Bundesländern und Jahren keine Fälle registriert wurden und der Logarithmus von Null nicht definiert ist) wurden durch Interpolationen oder Extrapolationen der Werte geschlossen; dies ist notwendig, da der verwendete Test nur auf „balancierte“ Panels anwendbar ist. Die Testvarianten 1 bis 4 entsprechen Dicky-Fuller (DF) Tests der individuellen Zeitreihen der betreffenden Panelvariablen ohne Trend (Variante 1), DF Tests mit Trend (Variante 2), Augmented Dicky-Fuller Tests mit Lag=1 - ADF(1) Test - ohne Trend (Variante 3) und ADF(1) Tests mit Trend (Variante 4). Die grau unterlegten Zellen kennzeichnen Testergebnisse, die auf Nicht-Stationarität der jeweiligen Variable hinweisen.

Tabelle 4: Regressionsergebnisse für schweren Diebstahl nach angewendetem Strafrecht

Erklärende Variablen	Allgemeines Strafrecht			Jugendstrafrecht		
	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 1	Modell 2	Modell 3
Verzögerte endogene Variable	,4960*** (,0520)	,4507*** (,0802)	–	,5977*** (,0553)	,6368*** (,0621)	–
Aufklärungsquote	-1,322*** (,2003)	-,9829*** (,2612)	-1,507*** (,3568)	-1,083*** (,3120)	-,2993 (,3333)	-,7323 (,4513)
Verurteilungsquote	-,6062*** (,0824)	-,2935*** (,1116)	-,8269*** (,1560)	-,4099*** (,1297)	-,0207 (,1221)	-,6336*** (,1427)
Bewährungsquote	,4396** (,1781)	,3562* (,2034)	,3632 (,2246)	,4986 (,3253)	,1198 (,2739)	,1966 (,2751)
Geldstrafenquote	-,0094 (,2806)	-,0014 (,2424)	,3055 (,3052)	–	–	–
Strafarrest-Maßregelquote	–	–	–	,7211*** (,2534)	,1140 (,2262)	,4938** (,2252)
ln(Länger der Haftstrafe)	-,1204* (,0635)	-,1603** (,0642)	,0109 (,0757)	,0898 (,0826)	-,0733 (,0684)	,1262* (,0730)
ln(Anzahl der Tagessätze)	,0597 (,0715)	,0759 (,0726)	-,1106** (,0546)	–	–	–
ln(BIP pro Kopf)	-,3357** (,1548)	-,0562 (,1450)	-,5498* (,2942)	,2692 (,1842)	,0421 (,2785)	,5230 (,4517)
Arbeitslosenquote	1,576** (,6168)	1,907*** (,6040)	1,327 (1,829)	1,680** (,7834)	1,401* (,8375)	1,438 (1,582)
Ausländerquote	,3269 (,7722)	,1622 (,8004)	-2,420 (2,042)	-,5431 (,9115)	,0313 (,9723)	-2,426 (1,867)
P-Wert Shear Partial R ²	,2399	,6512	,0018	,1719	,3440	,0001
P-Wert Anderson canonical correlations LR-Test	,0131	,1635	,0000	,0037	,0295	,0000
P-Wert Hansen J statistic	,0498	,2679	,0999	,0360	,0192	,0833
P-Wert Endogenitätstest	,057	,375	,123	,232	,924	,963
Anzahl der Beobachtungen	232	235	232	234	237	234
R ²	,9930	,9909	,6769	,9863	,9837	,4551

Anmerkungen: Berechnungen auf Grundlage der RegKrimDA. Alle Schätzungen enthalten Jahresdummies; Modelle 1 und 2 enthalten länderspezifische Konstanten (Fixed Effects); heteroskedastie- und autokorrelations-robuste Standardfehler in Klammern. Die Koeffizienten der Bewährungs-, Geldstrafen- und Strafarrest-Maßregelquote geben prozentuale Veränderungen der abhängigen Variablen für den Fall an, dass sich diese Quoten um einen Prozentpunkt relativ zur Referenzkategorie - der Inhaftierungsquote - verändern. Grau unterlegte Zellen enthalten signifikante der ökonomischen Theorie der Kriminalität widersprechende Schätzkoeffizienten.

„****“, „***“ und „**“ bezeichnen Signifikanz zum 1%-, 5%- und 10%-Niveau.

Tabelle 5: Regressionsergebnisse für Mord und Totschlag nach angewendetem Strafrecht

Erklärende Variablen	Allgemeines Strafrecht			Jugendstrafrecht		
	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 1	Modell 2	Modell 3
Verzögerte endogene Variable	,3604*** (,0590)	,3765*** (,0849)	–	–	–	–
Aufklärungsquote	-,5035 (,4159)	,6266 (,4522)	-,5974** (,2940)	-1,795** (,8705)	-,3031 (1,321)	-,9324 (,8118)
Verurteilungsquote	-1,128*** (,1331)	,1595 (,2204)	-1,068*** (,1074)	-1,074*** (,1148)	,0208 (,1405)	-1,133*** (,1488)
Bewährungsquote	-,1484 (,2022)	,3175 (,2230)	-,1921 (,1266)	-,0194 (,1707)	,3918 (,3245)	-,2341 (,2246)
ln(Länger der Haftstrafe)	,0310 (,1210)	,0376 (,0901)	,0510 (,0853)	,1104 (,1707)	-,1808 (,1891)	,4470** (,1803)
ln(BIP pro Kopf)	-1,100** (,4753)	-,5973 (,4440)	-1,545** (,7280)	1,331* (,7241)	,3161 (,9610)	1,790 (2,044)
Arbeitslosenquote	1,328 (1,925)	2,406 (1,723)	,9681 (2,732)	8,632*** (2,406)	-1,408 (3,924)	12,01 (8,111)
Ausländerquote	2,141 (2,067)	2,825 (1,853)	3,928 (4,373)	9,135** (4,360)	15,77*** (5,204)	-2,731 (11,00)
P-Wert <i>Shea Partial R²</i>	,3064	,6140	,6280	,3278	,2786	,0324
P-Wert <i>Anderson canonical correlations LR-Test</i>	,3502	,6817	,4168	,2258	,2453	,0066
P-Wert <i>Hansen J statistic</i>	,7652	,7712	,9967	,8392	,9078	,4995
P-Wert Endogenitätstest	,000	,089	,035	,002	,930	,683
Anzahl der Beobachtungen	232	235	232	193	186	159
R ²	,8471	,7884	,3226	,6695	,4809	,4854

Anmerkungen: Geldstrafen bzw. Zuchtmittel und Erziehungsmaßregeln stellen für Mord und Totschlag keine relevante Bestrafungsart dar. Siehe ansonsten die Anmerkungen zu Tabelle 1.

Tabelle 6: Regressionsergebnisse für Vergewaltigung und sexuelle Nötigung nach angewendetem Strafrecht

Erklärende Variablen	Allgemeines Strafrecht			Jugendstrafrecht		
	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 1	Modell 2	Modell 3
Verzögerte endogene Variable	,4511*** (,0761)	,5029*** (,0872)		,3047*** (,0589)	,3324*** (,0934)	
Aufklärungsquote	-,4780** (,1953)	,1756 (,2051)	-,4906*** (,1302)	-,4218 (,4649)	,4175 (,5827)	,3811 (,3969)
Verurteilungsquote	-,9075*** (,1327)	,2752 (,1896)	-,8660*** (,0905)	-1,065*** (,1287)	,3382* (,1785)	-1,018*** (,1036)
Bewährungsquote	,0513 (,1248)	,0917 (,1347)	,0490 (,0996)	,1997 (,1509)	,1200 (,1714)	,0812 (,1194)
Strafarrest-Maßregelquote	–	–	–	,9137*** (,1723)	-,1747 (,2171)	,7455*** (,1397)
ln(Länger der Haftstrafe)	-,0732 (,0682)	-,1206* (,0629)	,0338 (,0561)	-,0360 (,0602)	-,0011 (,0523)	-,0040 (,0547)
ln(BIP pro Kopf)	-,1600 (,2230)	-,0262 (,2347)	-,4939 (,4588)	-,7788* (,4408)	-,3834 (,7228)	-,5949 (,8966)
Arbeitslosenquote	1,336* (,7492)	,9409 (,7302)	1,532 (1,576)	1,158 (1,918)	,7547 (2,249)	6,424 (3,955)
Ausländerquote	-1,132 (,7915)	-,7947 (,8179)	-3,185 (2,130)	1,478 (2,489)	4,598 (3,173)	-12,54* (6,710)
P-Wert <i>Shea Partial R²</i>	,0342	,0272	,0925	,0407	,0799	,0390
P-Wert <i>Anderson canonical correlations LR-Test</i>	,0019	,0020	,0296	,0005	,0101	,0624
P-Wert <i>Hansen J statistic</i>	,8943	,5477	,5087	,0395	,7668	,9174
P-Wert Endogenitätstest	,975	,532	,672	,701	,180	,595
Anzahl der Beobachtungen	232	235	232	219	221	209
R ²	,9377	,9221	,3662	,7610	,6381	,4454

Anmerkungen: Geldstrafe stellt für Vergewaltigung und sexuelle Nötigung keine relevante Bestrafungsart dar. Siehe ansonsten die Anmerkungen zu Tabelle 1.

Tabelle 7: Regressionsergebnisse für schwere und gefährliche Körperverletzung nach angewendetem Strafrecht

Erklärende Variablen	Allgemeines Strafrecht			Jugendstrafrecht		
	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 1	Modell 2	Modell 3
Verzögerte endogene Variable	,5975*** (,0527)	,6927*** (,0598)		,6422*** (,0488)	,6932*** (,0551)	
Aufklärungsquote	-,2408 (,2654)	,2956 (,3008)	-,1138 (,5130)	-1,024*** (,3902)	,1708 (,4570)	-1,585*** (,5629)
Verurteilungsquote	-1,876*** (,2586)	-,0333 (,2811)	-1,602*** (,2368)	-,6476*** (,1058)	-,0668 (,1411)	-,5337*** (,1101)
Bewährungsquote	,0200 (,2128)	-,0416 (,2305)	,1000 (,2617)	-,5421* (,3109)	,5188 (,3182)	-,7118*** (,2568)
Geldstrafenquote	,0469 (,1886)	-,2189 (,2143)	,3135 (,2603)	–	–	–
Strafarrest-Maßregelquote	–	–	–	-,5239* (,2258)	,3288 (,2439)	-,5240** (,2074)
ln(Länger der Haftstrafe)	,0873*** (,0296)	,0649* (,0369)	,0245 (,0249)	-,0324 (,0374)	,0093 (,0409)	-,0229 (,0286)
ln(Anzahl der Tagessätze)	,0797 (,0771)	,0925 (,0851)	-,0536 (,1053)	–	–	–
ln(BIP pro Kopf)	-,0260 (,1702)	-,0632 (,1509)	-,0720 (,2648)	,5207** (,2508)	,1336 (,3241)	,4335 (,4581)
Arbeitslosenquote	-1,247** (,5343)	-,7293 (,5016)	-1,078 (1,386)	1,336 (,9644)	1,380 (1,198)	,4646 (1,703)
Ausländerquote	2,431*** (,7178)	,0011 (,9175)	,0023 (1,610)	-1,285 (1,276)	-1,971** (,9481)	2,121 (2,563)
P-Wert <i>Shea Partial R²</i>	,1120	,1037	,0071	,000	,0100	,0025
P-Wert <i>Anderson canonical correlations LR-Test</i>	,0093	,0221	,0011	,000	,0003	,0020
P-Wert <i>Hansen J statistic</i>	,0804	,4541	,3274	,8514	,7393	,4131
P-Wert Endogenitätstest	,693	,431	,154	,841	,275	,464
Anzahl der Beobachtungen	232	235	232	227	231	225
R ²	,9666	,9551	,3372	,9812	,9777	,3252

Anmerkungen: Siehe Anmerkungen zu Tabelle 1.

Tabelle 8: Regressionsergebnisse für Raub, räuberische Erpressung und räuberischer Angriff auf Kraftfahrer nach angewendetem Strafrecht

Erklärende Variablen	Allgemeines Strafrecht			Jugendstrafrecht		
	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 1	Modell 2	Modell 3
Verzögerte endogene Variable	,6347*** (,0498)	,6237*** (,0573)		,6810*** (,0554)	,5932*** (,0635)	
Aufklärungsquote	-,4029** (,1741)	-,4701** (,1980)	-,2689 (,1865)	-1,347*** (,4191)	-1,609*** (,4435)	-,3787 (,4748)
Verurteilungsquote	-,7656*** (,1828)	-,0308 (,1558)	-,5773*** (,1728)	-,9313*** (,1460)	-,1345 (,1438)	-,8779*** (,1402)
Bewährungsquote	-,1989* (,1077)	,1927* (,1168)	-,1562 (,0982)	-,0686 (,1631)	-,3161* (,1911)	,0492 (,1759)
Strafarrest-Maßregelquote	–	–	–	,4084* (,2303)	,0249 (,1969)	,4832** (,2379)
ln(Länger der Haftstrafe)	,0053 (,0488)	-,0654 (,0447)	,0634 (,0558)	,0225 (,0904)	-,2076* (,1251)	,1356 (,0901)
ln(BIP pro Kopf)	-,3948*** (,1511)	-,3897*** (,1484)	,0236 (,3752)	,2165 (,3042)	-,7876** (,3495)	,2644 (,7152)
Arbeitslosenquote	,7732 (,5317)	1,017* (,5700)	,0689 (1,400)	3,089*** (1,159)	1,108 (1,288)	4,123 (2,555)
Ausländerquote	,4153 (,6520)	,2830 (,6095)	1,358 (1,370)	,6332 (1,530)	1,571 (1,336)	2,773 (3,507)
P-Wert <i>Shea Partial R²</i>	,0000	,0000	,0859	,0025	,0037	,5461
P-Wert <i>Anderson canonical correlations LR-Test</i>	,0000	,0000	,0269	,0000	,0000	,1369
P-Wert <i>Hansen J statistic</i>	,5256	,4129	,5390	,1992	,8250	,0170
P-Wert Endogenitätstest	,802	,951	,993	,221	,457	,582
Anzahl der Beobachtungen	232	235	232	234	237	234
R ²	,9897	,9885	,5162	,9802	,9776	,3925

Anmerkungen: Geldstrafe stellt für Raub keine relevante Bestrafungsart dar. Siehe ansonsten die Anmerkungen zu Tabelle 1.

Tabelle 9: Regressionsergebnisse für einfachen Diebstahl nach angewendetem Strafrecht

Erklärende Variablen	Allgemeines Strafrecht			Jugendstrafrecht		
	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 1	Modell 2	Modell 3
Verzögerte endogene Variable	,6281*** (,0649)	,6292*** (,0608)		,5837*** (,0964)	,5541*** (,0693)	
Aufklärungsquote	-,0346 (,1906)	-,3483** (,1763)	,0145 (,2106)	-2,392*** (,8007)	-2,365*** (,7475)	,6632** (,2958)
Verurteilungsquote	-,2822*** (,0952)	,1054 (,0917)	-,6726*** (,1370)	-,2568 (,1855)	,0586 (,1696)	-,5788*** (,2017)
Bewährungsquote	-1,082 (,7119)	-,4607 (,7579)	-,0056 (,5342)	-,5604 (,5468)	1,049* (,5686)	-,6452* (,3878)
Geldstrafenquote	-,3167 (,4979)	-,4385 (,5741)	,8607** (,4283)	–	–	–
Strafarrest-Maßregelquote	–	–	–	,0104 (,4128)	,6374* (,3430)	,0377 (,3896)
ln(Länger der Haftstrafe)	,0002 (,0391)	,0037 (,0346)	-,0223 (,0301)	,0418 (,0478)	-,0068 (,0380)	,0297 (,0218)
ln(Anzahl der Tagessätze)	-,0508 (,0557)	,0383 (,0538)	-,0801 (,0925)	–	–	–
ln(BIP pro Kopf)	-,0014 (,1106)	-,0103 (,0972)	,0108 (,1714)	-,3126* (,1608)	-,1825 (,1442)	,2365 (,2889)
Arbeitslosenquote	,0950 (,4303)	,7179* (,3807)	-,7620 (1,164)	2,475*** (,9606)	2,886*** (,7916)	-,9354 (1,766)
Ausländerquote	,9348 (,5872)	,0788 (,5186)	-,9959 (1,125)	1,369 (,8468)	,6289 (,8690)	-1,132 (1,444)
P-Wert Shear Partial R^2	,0075	,0052	,0203	,0015	,0017	,0001
P-Wert Anderson canonical correlations LR-Test	,0003	,0001	,0207	,0001	,0001	,0009
P-Wert Hansen J statistic	,2637	,8506	,5292	,7125	,3206	,4668
P-Wert Endogenitätstest	,064	,892	,010	,001	,018	,454
Anzahl der Beobachtungen	232	235	232	234	237	234
R ²	,9849	,9844	,6486	–	–	,4384

Anmerkungen: Siehe Anmerkungen zu Tabelle 1.

Tabelle 10: Ratio Bias Tests

	Allgemeines Strafrecht					Jugendstrafrecht				
	1. Diffe- renz	2. Diffe- renz	3. Diffe- renz	4. Diffe- renz	Ratio Bias	1. Diffe- renz	2. Diffe- renz	3. Diffe- renz	4. Diffe- renz	Ratio Bias
Aufklärungsquote										
Mord und Totschlag	-,597** (,294)	-,637** (,309)	-,704** (,335)	-,774** (,356)		-,932 (,812)	-2,40** (1,00)	-3,14*** (1,17)	-3,26*** (1,11)	?
Vergewaltigung und sexuelle Nötigung	-,491*** (,130)	-,459*** (,129)	-,418*** (,145)	-,410** (,173)	32,9%	,381 (,397)	,545 (,430)	,540 (,532)	,731 (,635)	
Gefährliche u. schwere Körperverletzung	-,114 (,513)	-,322 (,589)	-,334 (,604)	-,304 (,626)		-1,59*** (,563)	-1,45** (,590)	-1,44** (,689)	-1,45* (,788)	
Raub	-,269*** (,187)	-,353*** (,215)	-,398*** (,246)	-,369*** (,266)		-,379 (,475)	-,270 (,510)	-,132 (,514)	-,017 (,528)	
Schwerer Diebstahl	-1,51*** (,357)	-1,37*** (,387)	-1,28*** (,413)	-1,18*** (,439)	43,5%	-,732 (,451)	-,023 (,479)	,366 (,494)	,643 (,515)	
Einfacher Diebstahl	,015 (,211)	-,024 (,252)	-,060 (,276)	-,109 (,288)		,663** (,296)	,592* (,348)	,403 (,369)	,225 (,373)	
Verurteilungsquote										
Mord und Totschlag	-1,07*** (,107)	-1,04*** (,119)	-1,06*** (,127)	-1,10*** (,133)		-1,13*** (,149)	-1,10*** (,164)	-,969*** (,188)	-,878*** (,232)	45,0%
Vergewaltigung und sexuelle Nötigung	-,866*** (,091)	-,940*** (,091)	-,974*** (,102)	-,980*** (,115)	?	-1,02*** (,104)	-1,08*** (,124)	-1,12*** (,144)	-1,09*** (,159)	
Gefährliche u. schwere Körperverletzung	-1,60*** (,237)	-1,52*** (,228)	-1,48*** (,218)	-1,45*** (,210)	19,5%	-,534*** (,110)	-,554*** (,136)	-,557*** (,162)	-,563*** (,183)	
Raub	-,577*** (,173)	-,536*** (,152)	-,519*** (,157)	-,494*** (,158)	28,8%	-,878*** (,140)	-,962*** (,132)	-1,02*** (,140)	-1,06*** (,145)	?
Schwerer Diebstahl	-,827*** (,156)	-,835*** (,154)	-,825*** (,167)	-,811*** (,179)		-,634*** (,143)	-,697*** (,147)	-,700*** (,155)	-,695*** (,165)	
Einfacher Diebstahl	-,673*** (,137)	-,739*** (,148)	-,735*** (,148)	-,746*** (,151)		-,579*** (,202)	-,791*** (,244)	-,852*** (,258)	-,894*** (,273)	?

Anmerkungen: Berechnungen auf Grundlage der RegKrimDA. In den Zellen werden die Koeffizienten der Aufklärungs- und Verurteilungsquote nach angewendetem Strafrecht sowohl für Modelle, in denen alle Variablen in ersten, zweiten, dritten als auch vierten zeitlichen Differenzen einfließen ausgewiesen. Die Standardfehler in Klammern sind heteroskedastie- und autokorrelationsrobust. Der Ratio Bias berechnet sich als 2 x die Differenz zwischen dem Koeffizienten der Schätzung in ersten und dem in vierten Differenzen geteilt durch den Koeffizienten der Schätzung in ersten Differenzen x 100. Mit „?“ gekennzeichnete Schätzreihen weisen auf mögliche Fälle von *ratio bias* hin, wenn der wahre Koeffizient des jeweiligen Indikators kleiner als „-1“ ist.

„***“, „**“ und „*“ bezeichnen Signifikanz zum 1%-, 5%- und 10%-Niveau.

Tabelle 11: Statistische Signifikanz der Strafverfolgungsindikatoren

	Gewaltdelikte				Eigentumsdelikte			
	Erwachsene		Jugendliche		Erwachsene		Jugendliche	
	% sign. pro	% sign. contra	% sign. pro	% sign. contra	% sign. pro	% sign. contra	% sign. pro	% sign. contra
Aufklärungsquote	33%	0%	33%	0%	67%	0%	56%	11%
Verurteilungsquote	67%	0%	67%	11%	78%	0%	56%	0%
Bewährungsquote	0%	0%	0%	22%	33%	11%	11%	22%
Geldstrafenquote	0%	0%	–	–	17%	0%	–	–
Strafarrest-Maßregelquote	–	–	33%	33%	–	–	56%	0%
Länge der Haftstrafe	11%	22%	0%	11%	22%	0%	11%	11%
Anzahl d. Tagessätze	0%	0%	–	–	17%	0%	–	–

Anmerkungen: Berechnungen auf Grundlage der RegKrimDA. Grau unterlegte Zellen weisen auf robuste Ergebnisse im Sinne des im Text dargelegten Kriteriums hin.

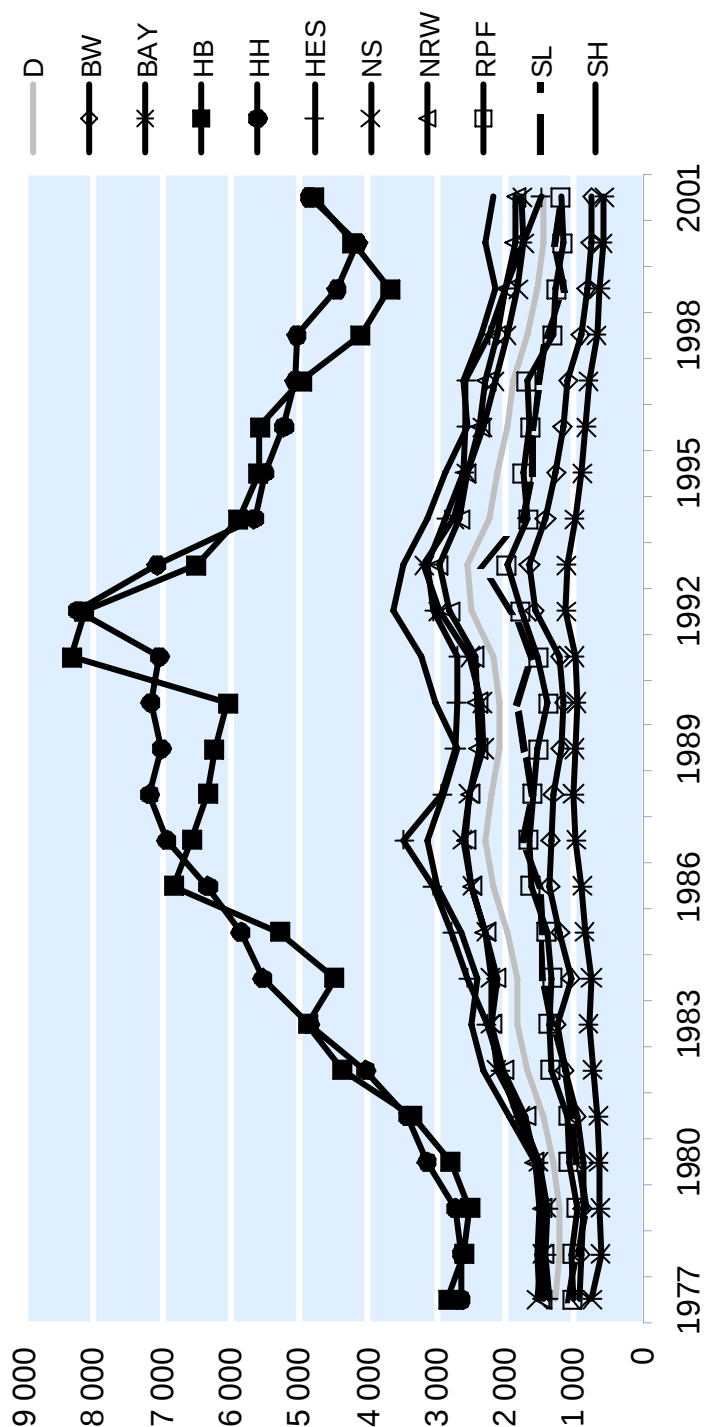
Tabelle 12: Jährliche Schadensreduktion für Kriminalitätsoffer in Mio. € durch permanent erhöhte Abschreckung

(bei Erhöhung des jeweiligen Strafverfolgungsindikators um 10%-Punkte bzw. der Verringerung der Bewährungs-, Geldstrafen- und Strafarrest-Maßregelquote um 10%-Punkte relativ zur Inhaftierungsquote)

		Mord & Totschlag	Vergewaltigung & sexuelle Nötigung	Schwere & gefährliche Körperverletzung	Raub	Schwerer Diebstahl	Einfacher Diebstahl	Summe
Erwachsene	Aufklärungsquote	22,8	22,1 (14,8)	0	15,0	155,2 (87,7)	8,0	223,2 (148,3)
	Verurteilungsquote	108,2	40,9	139,4 (112,2)	17,1 (12,2)	67,2	12,2	385,0 (352,9)
	Bewährungsquote	0	0	0	-0,2	39,9	0	39,7
	Geldstrafenquote	-	-	0	-	0	7,3	7,3
	Länge der Haftstrafe	0	3,9	-9,5	0	13,9	0	8,3
	Anzahl d. Tagessätze	-	-	0	-	2,9	0	2,9
Jugendliche	Aufklärungsquote	4,1	0	20	21,3	23,5	46,9	115,8
	Verurteilungsquote	5,0 (2,8)	4,2	10,6	9,9	14,4	2,6	46,7 (44,5)
	Bewährungsquote	0	0	-10,0	-2,0	0	7,7	-4,3
	Strafarrest-Maßregelquote	-	4,3	-9,0	4,6	20,0	6,0	26,3
	Länge der Haftstrafe	-1,0	0	0	1,3	-1,1	0	-0,8
	Summe	139,0 (136,8)	75,4 (68,1)	141,5 (114,2)	66,9 (62,0)	336,0 (268,5)	91,2	850,0 (740,8)

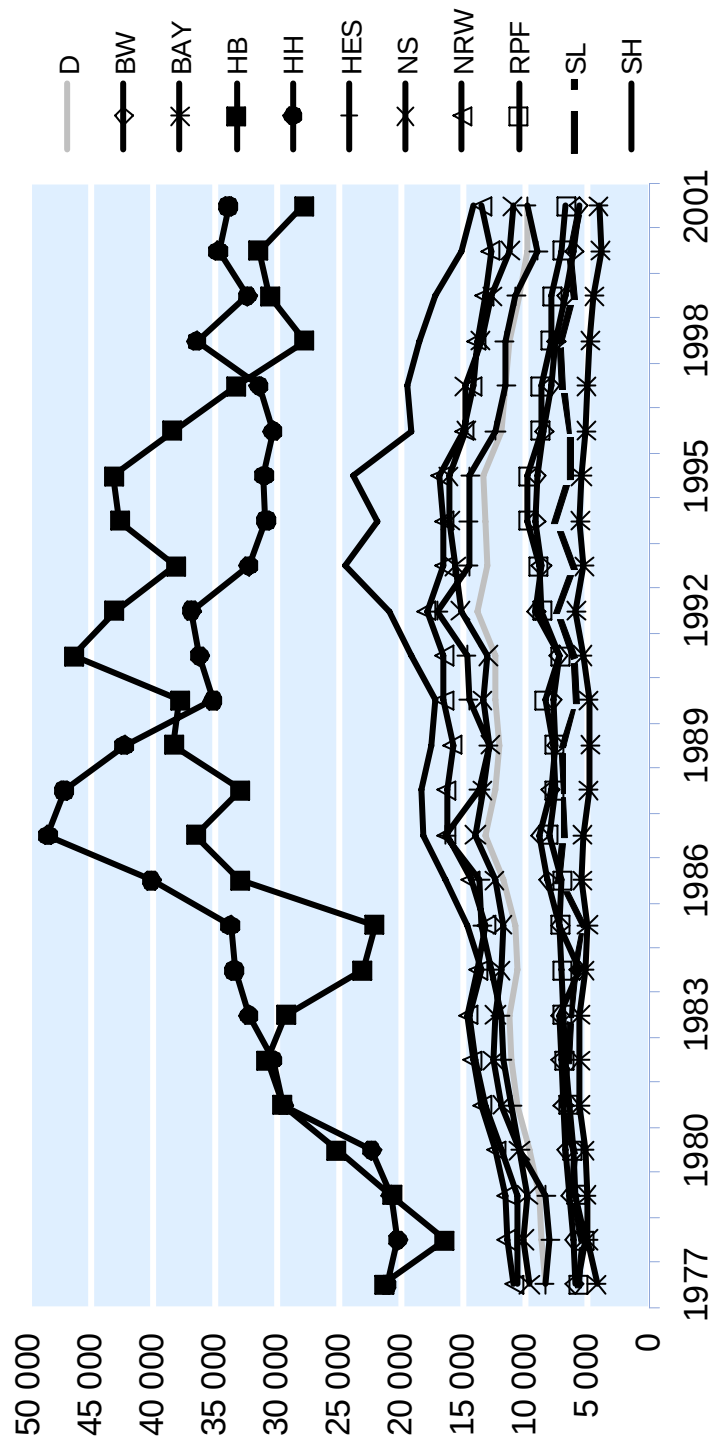
Anmerkungen: Eigene Berechnungen auf der Grundlage der RegKrimDA sowie Fallzahlen aus BKA (2004) und Schadensangaben aus BKA (2004), Miller, Cohen und Wiersema (1996) und Spengler (2004). Die grau unterlegten Zellen weisen nicht mit der Theorie in Einklang stehende Kriminalitätszuwächse und damit Schadenserhöhungen infolge von Verschärfungen des Strafverfolgungssystems aus. Durch Rundungen kann es im Bereich der ersten Nachkommastelle zu Ungenauigkeiten kommen, die dazu führen, dass die Spalten- und Zeilensummen nicht exakt den Summen der jeweiligen Zellen entsprechen. Die Werte in Klammern resultieren aus einer Korrektur von etwaig durch aufgrund *ratio bias* überschätzter Abschreckungseffekte.

Abbildung 1: Schwerer Diebstahl von Erwachsenen (21 bis unter 60 Jahre) in den alten Bundesländern (ohne Berlin) 1977–2001 (Fälle je 100.000 Einwohner der Altersgruppe)



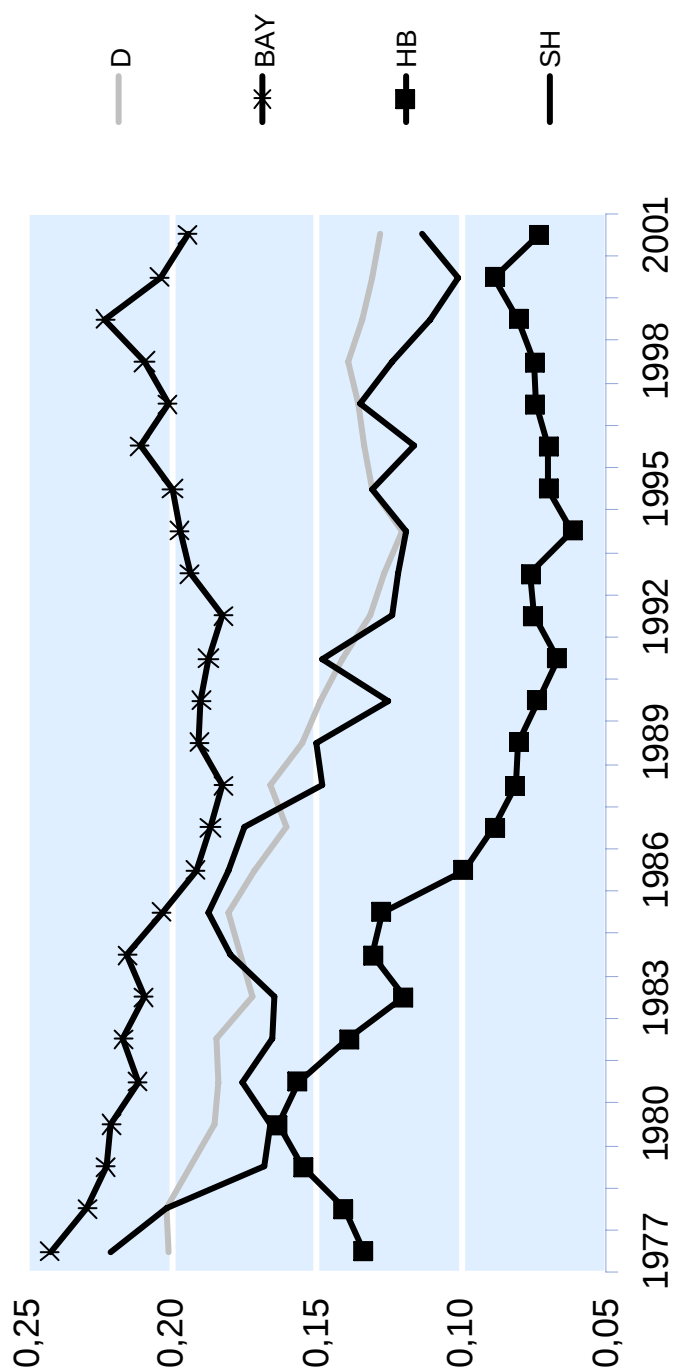
Anmerkungen: Darstellungen auf Grundlage der RegKrimDA

Abbildung 2: Schwerer Diebstahl von Jugendlichen (14 bis unter 18 Jahre) in den alten Bundesländern (ohne Berlin) 1977–2001 (Fälle je 100.000 Einwohner der Altersgruppe)



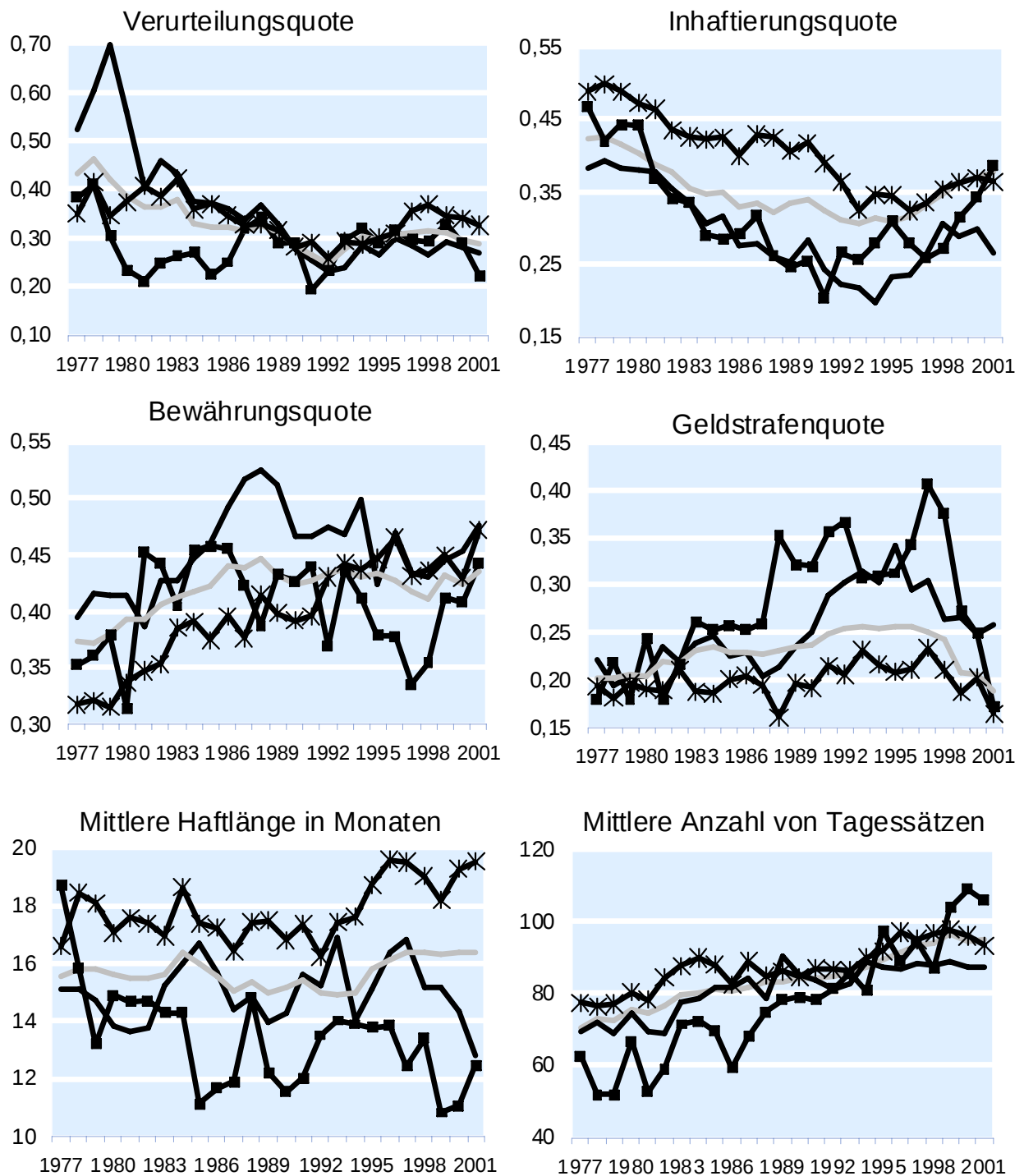
Anmerkungen: Darstellungen auf Grundlage der RegKrimDA

Abbildung 3: Aufklärungsquote bei schwerem Diebstahl in ausgewählten alten Bundesländern 1977–2001 (Anteil der aufgeklärten an den erfassten Fällen)



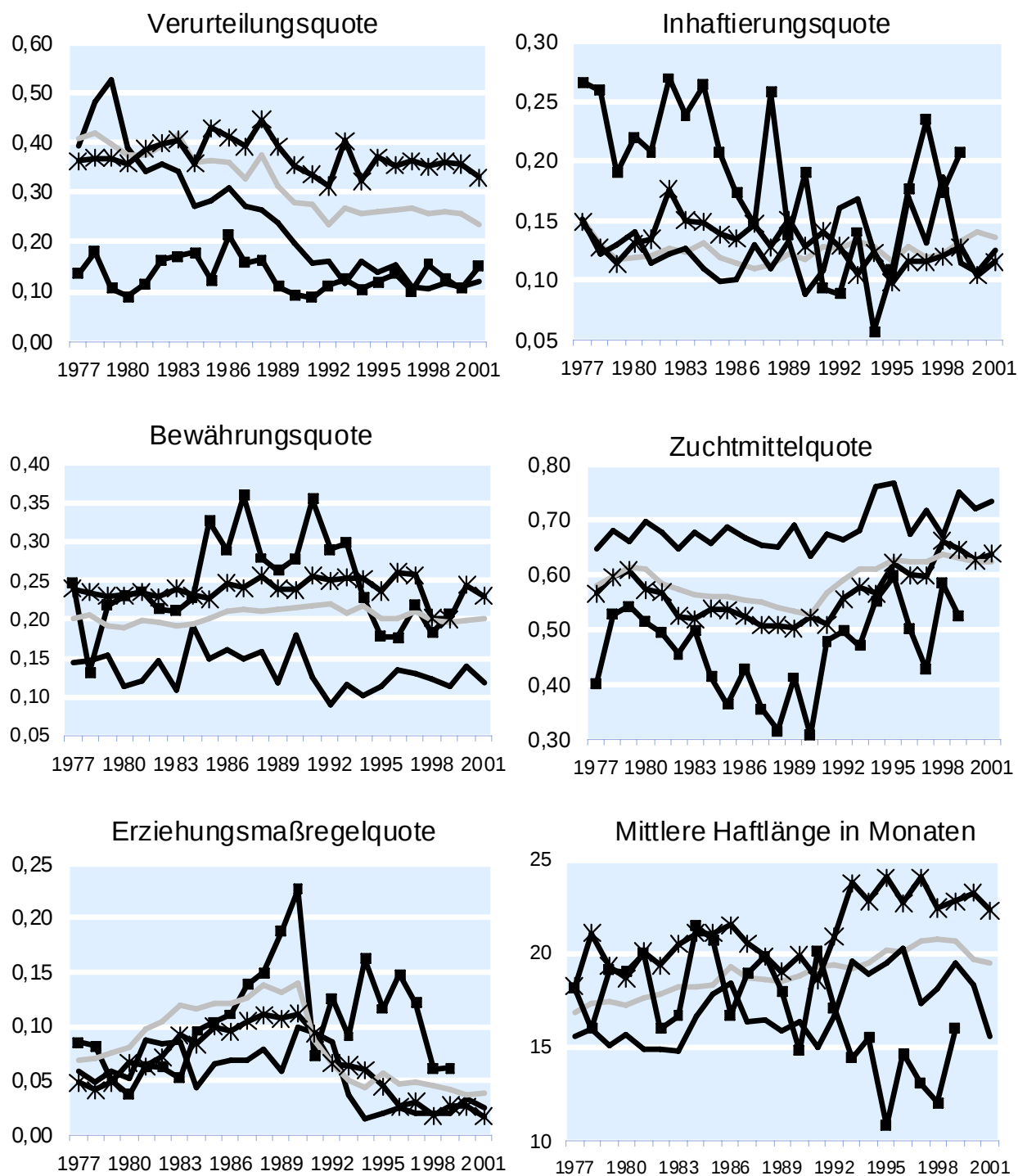
Anmerkungen: Darstellungen auf Grundlage der RegKrimDA

Abbildung 4: Strafverfolgung nach allgemeinem Strafrecht (Erwachsene im Alter von 21 bis unter 60 Jahren) in ausgewählten alten Bundesländern 1977–2001



Anmerkungen: Darstellungen auf Grundlage der RegKrimDA. Sämtliche Quoten sind als Anteilswerte dargestellt.

Abbildung 5: Strafverfolgung nach Jugendstrafrecht (Jugendliche im Alter von 14 bis unter 18 Jahren) in ausgewählten alten Bundesländern 1977–2001



Anmerkungen: Darstellungen auf Grundlage der RegKrimDA. A. Sämtliche Quoten sind als Anteilswerte dargestellt.

ISSN: 1438-2733