

Gewaltkriminalität: Zur Bedeutung von Politikproduktion und parteipolitischer Färbung der Landesregierungen

Christoph Birkel

Der Hallesche Graureiher 2008-2

Martin-Luther-Universität Halle-Wittenberg
Institut für Soziologie
2008

Martin-Luther-Universität Halle-Wittenberg
Forschungsberichte des Instituts für Soziologie

Emil-Abderhalden-Str.7
D-06108 Halle (Saale)
Postanschrift: 06099 Halle (Saale)

Telefon: 0345/5524251
Telefax: 0345/5527150
e-mail: institut@soziologie.uni-halle.de

Druck: Druckerei der Martin-Luther-Universität Halle-Wittenberg

ISSN 0945-7011

Inhaltsverzeichnis

Zusammenfassung	3
1. Einleitung	4
2. Die Entwicklung der Gewaltkriminalität in den westlichen Bundesländern 1971-2004	5
2.1 Begriffliche Vorklärungen	5
2.2 Die Datenquelle	5
2.3 Der kriminalgeschichtliche Kontext	5
2.4 Das Aufkommen an Gewaltkriminalität im Querschnittsvergleich	6
2.5 Die Entwicklung der Gewaltkriminalität in den westlichen Bundesländern 1971-2004	8
3. Entscheidungsvariablen	14
3.1 Erklärungen für die Entwicklung der Gewaltkriminalität	14
3.1.1 Erosion des staatlichen Gewaltmonopols und desintegrativer Individualismus	14
3.1.2 Kriminalität und rationale Klugheitswahl	15
3.1.3 Wandel von Alltagsroutinen und kriminellen Gelegenheiten	16
3.2 Entscheidungsvariablen und ihre Operationalisierung	17
4. Forschungsstand	21
4.1 Sanktionierungswahrscheinlichkeit und Gewaltkriminalität	21
4.2 Sanktionshärte bzw. Punitivität und Gewaltkriminalität	22
4.3 Polizeistärke und Gewaltkriminalität	23
4.4 Die Beziehung zwischen Sanktionierungswahrscheinlichkeit und Polizeistärke bzw. Polizeiausgaben	25
4.5 Sonstige relevante Befunde	25
4.6 Diskussion	26
5. Empirische Analysen	27
5.1 Zielsetzung	27
5.2 Vorgehensweise	27
5.3 Analysen der Raubraten	32
5.3.1 Hypothesen	32
5.3.2 Kontrollvariablen	33
5.3.3 Ergebnisse	34
5.3.4 Zwischenfazit	36
5.4 Analysen der Entscheidungsvariablen: „Do parties matter“?	37
5.4.1 Hypothesen	37
5.4.2 Kontrollvariablen	38
5.4.3 Ergebnisse	43
5.4.3.1 Aufklärungsquote	43
5.4.3.2 Polizeistärke	45
5.4.3.3 Gefangenenrate	47
5.4.4 Zwischenfazit	49
6. Diskussion	50
Tabellenteil	53
Literaturverzeichnis	68

Zusammenfassung

Im vorliegenden Arbeitspapier wird die Frage behandelt, ob das „output“ des Prozesses der Politikproduktion im Bereich der Inneren Sicherheit für die Entwicklung der Gewaltkriminalität in Westdeutschland von Bedeutung ist, und ob dieses wiederum von der parteipolitischen Zusammensetzung der Landesregierungen beeinflusst wird. Die theoretische und empirische Diskussion konzentriert sich dabei auf drei Dimensionen staatlicher Aktivität im Bereich der Kriminalitätsbekämpfung: die Aufklärungsquote, die Polizeistärke und die Gefangenenrate. Unter Rückgriff auf drei theoretische Perspektiven werden Hypothesen bezüglich der Auswirkungen dieser „output“-Dimensionen auf das Kriminalitätsaufkommen formuliert. Die Durchsicht vorhandener Forschungsergebnisse erbringt deutliche Hinweise darauf, dass Aufklärungsquote und die Intensität des Gebrauchs von Haftstrafen für die Kriminalitätsentwicklung von Bedeutung sind, wobei die theoretischen Implikationen dieser Befunde nicht eindeutig sind. Im empirischen Teil des Beitrages werden erste Ergebnisse eigener Analysen zur langfristigen Entwicklung der Gewaltkriminalität und den Einfluss der parteipolitischen Färbung der Landesregierungen auf die Politikproduktion im Bereich der Inneren Sicherheit in den westlichen Bundesländern vorgestellt. In Übereinstimmung mit vorliegenden Befunden ergeben sie Hinweise auf einen kriminalitätsdämpfenden Effekt des Erfolgs der Strafverfolgungsbehörden bei der Aufklärung von Verbrechen. Für die Gefangenenrate und die personelle Ausstattung der Polizei ergeben sich keine Effekte. Bedauerlicherweise erlauben die Befunde keine Entscheidung darüber, welche unter mehreren möglichen theoretischen Interpretationen der vorgefundenen Zusammenhänge Gültigkeit besitzt.

Die Analysen zum Einfluss der Regierungszusammensetzung auf das Politik-„output“ zeigen, dass dieser allenfalls schwach ist, und andere Faktoren – wie die Bevölkerungszusammensetzung und die Arbeitsbelastung der Strafverfolgungsbehörden – von wesentlich größerer Bedeutung sind. Schließlich sind einige der Ergebnisse relevant für gängige Erklärungsansätze für die Rigidität strafrechtlicher Sozialkontrolle: so ergeben sich Hinweise darauf, dass die Neigung zum Gebrauch von Haftstrafen mit der sozialen Ungleichheit steigt.

Allerdings ist eine gewisse Zurückhaltung gegenüber den Befunden geboten, da sie nicht sehr robust sind. Darüber hinaus zeigt sich eine hohe Heterogenität der Zusammenhänge über die Bundesländer hinweg, was die Frage danach aufwirft, welche Variablen die Effekte der hier analysierten Variablen konditionieren. Zudem werfen sie Fragen bezüglich der Gültigkeit vorliegender Analysen auf, die a priori Homogenität der Zusammenhänge unterstellt haben.

1. Einleitung¹

Das Ziel des vorliegenden Textes ist ein dreifaches: Zunächst soll das Aufkommen von Gewaltkriminalität in den deutschen Bundesländern im Querschnitt und im Zeitverlauf dargestellt werden, wobei sich die Betrachtung auf die westlichen Länder (einschließlich Westberlin) in der Periode zwischen 1971 und 2004 konzentriert.² Über die Deskription hinausführen soll eine Analyse der Bedeutsamkeit potentiell politisch beeinflussbarer Faktoren für die Entwicklung der Gewaltkriminalität. Schließlich wird auch geprüft, inwieweit diese Größen von der parteipolitischen Zusammensetzung der Landesregierungen beeinflusst werden.

Im Gegensatz zur üblichen Praxis der vergleichenden Staatstätigkeitsforschung (vgl. Schmidt 1993) interessieren hier weniger Entscheidungen über Ressourcenallokation und Programme sowie ihre Umsetzung („output“) und schließlich ihr Einfluss auf adressierte Akteure („impact“), sondern v.a. die Wirkungen von Politikergebnissen in der Umwelt des politischen Systems („outcome“) (zur Begrifflichkeit vgl. Schubert 1991: 28-32). Die Frage ist also: „Does output matter?“ Gleichwohl wird durch Untersuchung der Frage, ob sich die parteipolitische Färbung der Landesregierungen auf das „output“ auswirkt, ein Bezug zur Staatstätigkeitsforschung im herkömmlichen Sinne hergestellt.

Der Beitrag ist wie folgt strukturiert: Im zweiten Abschnitt erfolgt eine Darstellung der Gewaltkriminalität in den westlichen Bundesländern, wobei eine Einbettung in den übergreifenden historischen Kontext erfolgt. Im dritten Abschnitt werden politische Entscheidungsvariablen auf der Ebene der Bundesländer identifiziert und operationalisiert, und zwar unter Rückgriff auf drei theoretische Erklärungsansätze. Nach einem kurzen Referat vorliegender Befunde zur Bedeutung der Entscheidungsvariablen und einer knappen Beschreibung von Daten und Analyseverfahren folgt die Präsentation der Ergebnisse erster eigener statistischer Auswertungen von Raubraten. Daran schließen weitere Analysen zum Einfluss der Kabinettszusammensetzung auf die Entscheidungsvariablen an. Eine Diskussion der Befunde schließt den Text ab.

¹ Der Verfasser dankt Achim Hildebrandt, Frieder Wolf, Helmut Thome und Robert Reisz für hilfreiche Anmerkungen zu früheren Fassungen des Papiers. Es stellt eine erheblich erweiterte Fassung von Birkel (2008) dar.

² Vor 1993 sind keine zuverlässigen Daten für die neuen Bundesländer verfügbar. Da mir an einer Betrachtung langfristiger Entwicklungen über Jahrzehnte gelegen ist, können die östlichen Bundesländer daher nicht berücksichtigt werden, abgesehen von Abschnitt 2.4.

2. Die Entwicklung der Gewaltkriminalität in den westlichen Bundesländern 1971-2004

2.1 Begriffliche Vorklärungen

Zunächst ist kurz zu klären, was überhaupt mit dem Begriff „Gewaltkriminalität“ gemeint ist. Unter diesem Begriff subsumiere ich *physische Zwangshandlungen sowie Handlungen, bei denen Zwang durch die Drohung mit Gewalt ausgeübt wird, die sich als Verstoß gegen Rechtsnormen beschreiben lassen*.³ Ich betrachte im Folgenden nicht alle Handlungen, die sich der oben genannten Definition zuordnen lassen, sondern beschränke mich auf einige ausgewählte Delikte, die den Kern dessen darstellen, was üblicherweise im Begriff der Gewaltkriminalität zusammengefasst wird. Im Einzelnen handelt es sich um folgende Kategorien:⁴

- a) *Tötungsdelikte*. Hierunter fallen Mord, Totschlag und Körperverletzung mit Todesfolge. Auch Kindestötung (bis 1998 ein eigener Straftatbestand) ist dieser Kategorie zuzurechnen. Die Delikte werden als Homizide zusammengefasst analysiert, da so Verschiebungen zwischen den Kategorien infolge veränderter juristischer Bewertung gleichartiger Handlungen neutralisiert werden können. *Versuchte* Tötungsdelikte werden hier weitgehend nicht berücksichtigt, da bei ihnen die Abgrenzung zu anderen Tatbeständen besonders unsicher ist und mit erheblichen Schwankungen in der polizeilichen Bewertung identischer Sachverhalte zu rechnen ist (Sessar 1979; Kreuzer 1982).
- b) *schwere und gefährliche Körperverletzungsdelikte*.
- c) *Raubdelikte* (Raub, räuberische Erpressung, räuberischer Angriff auf Kraftfahrer).
- d) *Vergewaltigungsdelikte* (ab 1998 auch sexuelle Nötigungen, da keine separate Erfassung mehr erfolgte). Da hier von einer sehr niedrigen Anzeigebereitschaft auszugehen ist, sind die Ergebnisse für dieses Delikt zurückhaltend zu interpretieren. Es wurde primär mit einbezogen, um den Bereich der sexuellen Gewalt nicht unberücksichtigt zu lassen.

2.2 Die Datenquelle

Meine Darstellung stützt sich auf die polizeilichen Kriminalstatistiken der Bundesländer.⁵ In diesen werden – nach bundeseinheitlichen Erfassungsvorschriften – die von der Polizei untersuchten Straftaten nach Abschluss der Ermittlungen registriert. Diese Statistiken weisen einige wohlbekannte Quellen von Messfehlern, die möglicherweise systematischer Natur sind, auf:⁶ a) Das absolute Dunkelfeld, also der Umfang, in dem Straftaten von niemandem als solche erkannt werden. b) Das relative Dunkelfeld, also der Umstand, dass nicht alle erkannten Straftaten angezeigt werden. c) Die Vorschriften, welche der Registrierung und Zählung der angezeigten Straftaten zugrunde liegen, sowie die konkrete Registrierpraxis und das Kontrollverhalten der Polizei. Zudem beeinträchtigen d) Veränderungen bei den juristischen Deliktdefinitionen und den statistischen Kategorien die Vergleichbarkeit im Zeitverlauf. Dennoch ist die Heranziehung polizeilicher Kriminalstatistiken alternativlos, da sie die einzige Datenquelle zur Kriminalitätsentwicklung in den Bundesländern darstellen. Der Messfehlerproblematik wird, soweit dies möglich ist (vgl. dazu Birkel 2003: 70-75; Birkel/Thome 2004: 37), aber sowohl bei der Darstellung wie in den multivariaten Analysen Rechnung getragen.

2.3 Der kriminalgeschichtliche Kontext

Die folgende Darstellung der Entwicklung von Gewaltdelinquenz in den westlichen Bundesländern ist eine historische Einbettung voranzustellen. Nach den von Manuel Eisner (2002) zusammengetragenen kriminalhistorischen Befunden war die Gewaltkriminalität in verschiedenen Regionen Europas, darunter auch das heutige Deutschland, vom Beginn der Neuzeit bis in die Mitte des 20. Jahrhunderts hinein rückläufig, wenn auch mit Unterbrechungen. Die Homizidrate

³ Für eine ausführlichere Diskussion des Begriffs s. Birkel/Thome (2004).

⁴ Zu den juristischen Tatbestandsdefinitionen vgl. Birkel/Thome (2004).

⁵ Die Daten ab 1987 wurden vom Bundeskriminalamt geliefert, für die Jahre davor teilweise den veröffentlichten Jahressbänden der Polizeilichen Kriminalstatistiken für die einzelnen Bundesländer entnommen, teilweise von den Landeskriminalämtern zur Verfügung gestellt. Der Verfasser bedankt sich bei den Mitarbeitern des Bundeskriminalamtes und der Landeskriminalämter für ihre Unterstützung.

⁶ Für eine ausführliche Diskussion s. Birkel (2003).

ging seit der Mitte des 15. Jahrhunderts bis zur Mitte des letzten Jahrhunderts von durchschnittlich 28 auf 0,8 pro 100.000 Einwohner zurück (ebd.: 63). Seither lassen die Kriminalstatistiken für die meisten Industrieländer eine Trendumkehr erkennen, d.h. das Aufkommen an Gewaltdelikten nimmt wieder zu. Dies gilt auch für die Bundesrepublik Deutschland (für ausführlichere Beschreibungen vgl. Thome/Birkel 2007 und Birkel/Thome 2004): nach Abklingen der Nachkriegskriminalität nahmen zunächst v.a. die Tötungsdelikte von 0,9 auf 1,4 (ohne Körperverletzung mit Todesfolge) bzw. von 1,4 auf 1,7 (seit 1963, mit Körperverletzung mit Todesfolge)⁷ zu; ab ca. 1980 stabilisierten sich die Homizidraten wieder, wobei es Anfang der 90er Jahre zu einem vorübergehenden erneuten Anstieg kam. Bei den Körperverletzungsdelikten sowie Raubdelikten setzte Mitte der 60er Jahre ein sehr viel stärkerer Anstieg ein, der sich in den 80er Jahren zwar zwischenzeitlich spürbar verlangsamte, in den 90er Jahren zunächst aber wieder an Tempo gewann. Im Zeitraum 1957 bis 1997 verdreifachte sich das Aufkommen an Körperverletzungsdelikten (auf die Bevölkerung bezogen), die Häufigkeitsziffer für Raubdelikte nahm 1953 bis 1997 sogar um fast das Zwölfwache zu (Thome/Birkel 2007: 75ff.). Abweichend verlief die Entwicklung der polizeilich registrierten Vergewaltigungen: nach einer Zunahme des Aufkommens in den 50er Jahren waren lange Jahre ca. 11 Fälle pro 100.000 Einwohner zu verzeichnen, bis sich das Niveau in den 80er Jahren auf etwa 8 pro 100.000 Einwohner verschob und hier Ende des Jahrzehnts stabilisierte. In Folge von Änderungen der Tatbestandsdefinition in der zweiten Hälfte der 90er Jahre (s.u.) nahm das registrierte Aufkommen wieder zu, was aber kaum in einer Realentwicklung begründet sein dürfte. Ohnehin ist in Anbetracht der bei Sexualdelikten niedrigen Anzeigebereitschaft nicht anzunehmen, dass die Kriminalstatistiken hier ein zutreffendes Bild der Entwicklung zeichnen. Insgesamt folgt die Gewaltdelinquenz in Westdeutschland langfristig also einer U-förmigen Entwicklung; Erklärungsversuche müssen beiden Ästen diesen Trends gerecht werden. Der im vorliegenden Beitrag betrachtete Zeitraum bezieht sich dabei auf die Periode, in welcher die Trendumkehr bereits vollzogen und dabei der Anstieg der Tötungsdelinquenz schon weitgehend abgeschlossen war, das Wachstum der anderen Gewaltdelikte sich dagegen erst voll entfaltetete.

2.4 Das Aufkommen an Gewaltkriminalität im Querschnittsvergleich

Ehe ich mich der langfristigen Entwicklung der Raubdelikte in den westlichen Bundesländern zuwende, soll kurz ein Vergleich des Aufkommens der Gewaltkriminalität in allen 16 Bundesländern vorgenommen werden. Tabelle 1 zeigt für jedes Bundesland die auf die Einwohnerzahl bezogene Häufigkeit der wichtigsten Delikte im Durchschnitt der Jahre 2000 bis 2004.⁸ Wie zu erkennen ist, variiert das Aufkommen an Gewaltdelikten regional erheblich. Bei den *Tötungsdelikten* reduziert sich die Streuung allerdings sehr stark, wenn die Betrachtung auf vollendete Taten beschränkt wird, was aufgrund der unsicheren Abgrenzung versuchter Delikte gegenüber konkurrierenden Tatbeständen (s.o.) ratsam ist.⁹ Bei dieser Deliktgruppe ist zudem kein klares Muster zu erkennen: zwar weisen die Stadtstaaten Berlin und Bremen die höchsten Homizidraten (vollendete Delikte) auf, aber auch einige nördliche (SH¹⁰) und östliche (MV, TH) Flächenländer zeigen vergleichbare Niveaus. Andererseits zeichnen sich nicht nur die südlichen Bundesländer (wie bei vielen anderen Deliktarten) durch erheblich niedrigere Raten an Tötungsdelikten aus, sondern auch einige Bundesländer im Westen (SL, NW, RP, HE) der Republik – und Sachsen. Wenn es hier ein geographisches Muster gibt, dann am ehesten im Sinne eines Gefälles von Südwest nach Nordost.

⁷ Nur bis 1962 wurden Körperverletzungen mit Todesfolge, die in Zusammenhang mit Unfällen im Straßenverkehr stehen, in der polizeilichen Kriminalstatistik erfasst. Vergleichbarkeit mit späteren Perioden ist also nur gegeben, wenn man diese Deliktategorie nicht oder erst ab 1963 berücksichtigt.

⁸ Es werden langfristige Durchschnitte präsentiert, um den Einfluss kurzfristiger Fluktuationen zu neutralisieren. Die Periode, über die die Mittelwerte gebildet werden, beginnt 2000, weil erst ab diesem Jahr für alle Bundesländer Daten verfügbar sind, und endet 2004, weil für dieses Jahr letztmalig Daten für alle Länder vorliegen.

⁹ Vom Brandenburgischen Landeskriminalamt wurden leider keine separaten Angaben zu vollendeten Delikten übermittelt. Wenn im Folgenden unqualifiziert von „Tötungsdelikten“ die Rede ist, sind damit die Tötungsdelikte *einschließlich* der versuchten Taten gemeint.

¹⁰ Ich verwende folgende Abkürzungen für die einzelnen Bundesländer: BB=Brandenburg, BE=Berlin, BW=Baden-Württemberg, BY=Bayern, HB=Bremen, HE=Hessen, HH=Hamburg, MV=Mecklenburg-Vorpommern, NI=Niedersachsen, NW=Nordrhein-Westfalen, RP=Rheinland-Pfalz, ST=Sachsen-Anhalt, SH=Schleswig-Holstein, SL=Saarland, SN=Sachsen, TH=Thüringen.

Tabelle 1: Häufigkeitsziffern (Fälle / 100.000 Einwohner) für verschiedene Gewaltdelikte (Durchschnitt der Jahre 2000 bis 2004)

Bundesland	Tötungsdelikte	Tötungsdelikte (vollendet)	Raub	Gefährliche und schwere Körperverletzung	Vergewaltigung und sexuelle Nötigung
Stadtstaaten					
Berlin	5,5	2,4	248,6	349,5	19,9
Bremen	8,5	2,4	263,3	263,7	23,1
Hamburg	5,6	2,1	281,8	232,5	17,4
westl. Flächenländer					
Baden-Württemberg	3,0	1,0	34,8	117,6	9,1
Bayern	3,1	1,0	27,2	120,9	9,5
Hessen	4,3	1,3	72,3	142,0	9,5
Niedersachsen	4,3	1,6	63,9	156,0	8,6
Nordrhein-Westfalen	2,7	1,2	78,2	168,0	10,4
Rheinland-Pfalz	3,6	1,3	42,5	158,2	10,0
Saarland	2,9	1,1	52,1	176,8	11,7
Schleswig-Holstein	3,5	2,1	75,1	156,6	12,8
Neue Bundesländer					
Brandenburg	3,7	-	66,9	128,1	8,3
Mecklenburg-Vorpommern	4,7	2,0	81,7	149,6	10,6
Sachsen	2,1	1,1	53,1	102,8	5,4
Sachsen-Anhalt	4,0	1,5	90,0	176,0	8,3
Thüringen	3,4	1,9	46,7	134,8	7,3

Quellen: s. Text.

Eine erheblich stärkere Kluft zwischen Stadtstaaten und Flächenstaaten ergibt sich bei den *Raubdelikten*: hier liegt das Niveau der erstgenannten ganz erheblich über dem der größeren Bundesländer. Dies ist nicht sonderlich verwunderlich, insofern sich die typischen Tatgelegenheiten und -kontexte für Raubdelikte in Großstädten konzentrieren; wenig erstaunlich nimmt Hamburg, der wohlhabendste der drei Stadtstaaten, die „Spitzenstellung“ ein. Außerdem weisen Bayern und Baden-Württemberg die niedrigsten Niveaus auf. Ansonsten zeichnet sich kein klares räumliches Muster ab. Etwas erstaunlich ist die Streuung bei den neuen Bundesländern, unter denen Thüringen ein recht niedriges Niveau aufweist, Sachsen-Anhalt hingegen das höchste unter den Flächenländern insgesamt, während die Raten der anderen drei Länder dazwischen liegen.

Bei den *schweren und gefährlichen Körperverletzungsdelikten* findet sich das höchste Aufkommen ebenfalls in den Stadtstaaten, wobei deren Rangfolge untereinander zu derjenigen bei den Raubdelikten umgekehrt verläuft, was ein Hinweis darauf sein könnte, dass bei diesen Delikten ökonomische Anreize im Sinne der Verfügbarkeit von Opfern, die Wertsachen mit sich führen, hier von geringerer Bedeutung sind. Die Niveaus der Flächenländer liegen erheblich näher beieinander als bei den Raubdelikten, wobei diesmal Sachsen den niedrigsten Durchschnitt aufweist, gefolgt von den „üblichen Verdächtigen“, d.h. Baden-Württemberg und Bayern. Auch Brandenburg weist etwas unerwartet eine vergleichbar niedrige Rate auf, während Sachsen-Anhalt mit dem Saarland zusammen das höchste Aufkommen an Körperverletzungsdelikten zeigt.

Auch bei den *Vergewaltigungen und sexuellen Nötigungen* (separate Daten für Vergewaltigungen sind seit 1999 nicht mehr verfügbar, s.u.) ist das höchste Deliktaufkommen in den Stadtstaaten zu finden, wobei die Hansestadt Bremen das höchste Niveau aufweist. Die geringste Delikthäufigkeit bezogen auf die Bevölkerung ist hier nicht für die südlichen Bundesländer zu verzeichnen, sondern für die östlichen (mit Ausnahme Mecklenburg-Vorpommerns); insgesamt weist Sachsen die geringste Rate auf. Unter den Flächenländern ergibt sich für Schleswig-Holstein die höchste Häufigkeitsziffer, daneben zeigen auch die Bundesländer im Westen ein relativ hohes Aufkommen an registrierten Vergewaltigungen und sexuellen Nötigungen. Inwieweit sich in den regionalen Ni-

veauunterschieden tatsächlich Differenzen der Delikthäufigkeiten oder eher Variationen von Anzeigebereitschaft und polizeilicher Arbeitsweise niederschlagen, ist allerdings schwer zu beurteilen.

Insgesamt lässt sich also Folgendes festhalten: die Stadtstaaten weisen ein deutlich höheres Niveau an Gewaltdelinquenz als die Flächenstaaten auf, insbesondere bei Raubdelikten. Bei einigen Delikten deutet sich ein Nord-Süd-Gefälle in dem Sinne ab, dass Bayern und Baden-Württemberg die niedrigsten Raten aufweisen. Beides war, historisch gesehen, nicht immer der Fall, zumindest was Körperverletzungsdelikte betrifft: vor hundert Jahren wiesen hier die Stadtkreise und der Nordwesten des damaligen Deutschen Reiches die niedrigsten Niveaus auf, während die ländlichen Kreise und – auf höherem räumlichen Aggregierungsniveau – Bayern die höchsten Häufigkeitsziffern zu verzeichnen hatten (Thome 2002). Schließlich zeigen die östlichen Bundesländer große Unterschiede bei den Raten der hier betrachteten Gewaltdelikte, die auf den ersten Blick nicht ohne weiteres mit vergleichbaren Differenzen in ökonomischer Lage oder Siedlungsstruktur in Verbindung zu bringen sind. Zudem kann nicht ausgeschlossen werden, dass die regionale Heterogenität des Aufkommens an *registrierten* Gewaltdelikten weniger auf Unterschiede der realen Verbrechenshäufigkeit, sondern eher auf Variationen im Anzeigeverhalten der Bevölkerung und im Registrierungsverhalten der Polizei zurückzuführen sein könnte, welche unterschiedliche Polizeitraditionen und Organisationsstrukturen reflektieren könnten (Pfeiffer/Wetzels 1994). Allerdings finden sich auch in Opferbefragungen regionale Variationen im Kriminalitätsgeschehen (vgl. z.B. Kury/Obergfell-Fuchs/Würger 1995), die aber oft schwächer ausfallen und nicht statistische Signifikanz erreichen. Teilweise kehrt sich das regionale Muster sogar um. Wetzels/Pfeiffer 1996 kommen zu dem Schluss, dass es innerhalb Westdeutschlands bei Gewaltdelikten tatsächlich kein regionales Gefälle gebe. Es ist also unsicher, ob den hier referierten regionalen Unterschieden im kriminalstatistischen „Hellfeld“ auch tatsächliche Niveauunterschiede in der Häufigkeit von strafbaren Handlungen, die physische Gewaltanwendung beinhalten, korrespondieren. Daher konzentrieren sich die folgenden Darstellungen und Analysen auf eine längsschnittliche Betrachtung, die von regionalen Unterschieden von Anzeigeverhalten und polizeilichem Handeln weniger stark beeinträchtigt werden sollte, da es sich bei diesen um in der Zeit *stabile* Differenzen handeln dürfte, auf die *Variation* der Raten im Zeitverlauf nicht zurückzuführen sein kann.

2.5 Die Entwicklung der Gewaltkriminalität in den westlichen Bundesländern, 1971-2004

Die Untersuchungsperiode für die folgende Darstellung beginnt mit dem Jahr 1971, in dem wesentliche Änderungen bei der Erfassungsprozedur für die Polizeiliche Kriminalstatistik wirksam wurden, und endet 2004, dem Jahr, für das i.d.R. letztmals Daten für die bei den multivariaten Analysen berücksichtigten Kovariaten vorliegen. Bezüglich Berlin beziehen sich die Angaben bis 1990 auf den Westteil, ab 1991 auf die gesamte Stadt.

Abbildung 1 zeigt die Entwicklung der *Tötungsdelikte*. Wie zu erkennen ist, sind die Raten für vollendete Homizide stabil (Bremen, Hessen, Niedersachsen, Schleswig-Holstein) oder leicht rückläufig (Baden-Württemberg, Bayern, Berlin, Saarland, in den letzten Jahren auch Hamburg, Rheinland-Pfalz). Ein leichter Anstieg war nur in Hamburg bis 1990 zu beobachten. Dabei unterscheiden sich allerdings die Niveaus von Stadt- und Flächenstaaten erheblich: Die Homizidrate in Berlin ist im Durchschnitt über die Gesamtperiode mit 3,4 pro 100.000 Einwohner am höchsten (und damit fast das Dreifache der Rate von 1,3 in Baden-Württemberg, dem niedrigsten Niveau), und auch in Bremen mit 2,6 noch deutlich höher als in Hessen, dem Flächenstaat mit dem höchsten durchschnittlichen Aufkommen an Tötungsdelikten (1,8 pro 100.000). Die Homizidraten der restlichen Flächenstaaten liegen überwiegend bei 1,5 bis 1,6 pro 100.000 Einwohner, die Werte für Bayern (1,4) und Schleswig-Holstein (1,7) sind etwas höher bzw. niedriger.

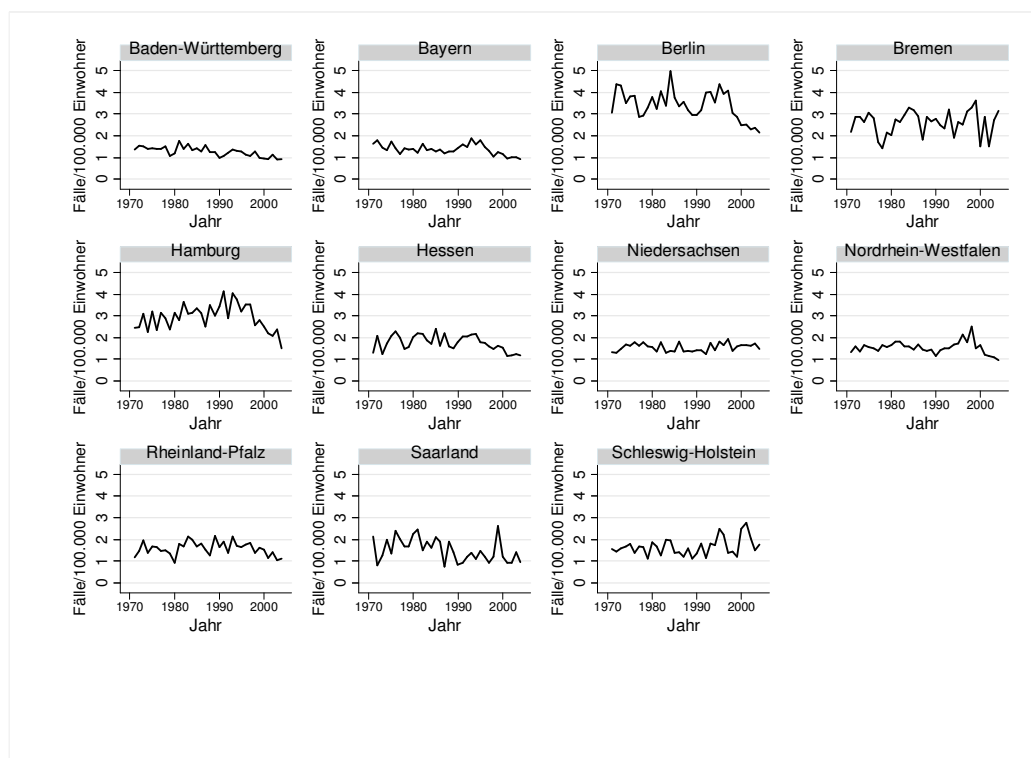


Abbildung 1: Häufigkeitsziffern für vollendete Tötungsdelikte, 1971-2004 (Quellen: s. Text)

Werden die versuchten Tötungsdelikte mit berücksichtigt (hier nicht dargestellt), ergibt sich eine größere Volatilität der Homizidraten, insbesondere in Hamburg und Bremen. Die Entwicklung der registrierten versuchten Tötungsdelikte sagt jedoch mehr über Veränderungen in der Handhabung juristischer Kategorien durch die Strafverfolgungsbehörden und der innerbehördlichen Aufgabenteilung als über das tatsächliche Aufkommen an Gewaltdelikten, bei denen die Tötung des Opfers intendiert war, aus, da die Abgrenzung von anderen in Frage kommenden Tatbeständen (z.B. schwere Körperverletzung, gefährlicher Eingriff in den Straßenverkehr, etc.) höchst problematisch ist (Sessar 1979; Kreuzer 1982). Von einer inhaltlichen Interpretation wird hier daher abgesehen.

Interessant ist des Weiteren eine Betrachtung der Subkategorie „Mord im Zusammenhang mit einem Raubdelikt“: hier sinken die Raten in den meisten Bundesländern, temporäre Anstiege gab es lediglich in Hamburg, Berlin und dem Saarland bis in die 80er Jahre, aber auch in diesen Ländern ist die Entwicklung seither rückläufig. Zumindest diese Form instrumentell motivierter Gewaltkriminalität hat in der Untersuchungsperiode also nicht generell zugenommen (wie bisweilen vermutet wird).

Bei den *schweren und gefährlichen Körperverletzungsdelikten* (Abbildung 2) ist in allen Bundesländern ein starker Zuwachs zu verzeichnen. Dieser ist – von einem niedrigen Ausgangsniveau aus – proportional am stärksten in Niedersachsen (von 58 auf 177 vollendete Delikte pro 100.000 Einwohner, oder 205 Prozent) und am schwächsten in Bremen (von 126 auf 259 = 106 Prozent). Dabei erfolgte der Anstieg in den meisten Bundesländern (Baden-Württemberg, Bayern, Hamburg, Nordrhein-Westfalen, Saarland, Schleswig-Holstein) in zwei Phasen bis ca. 1980 und ab den frühen 90er Jahren, mit einer zwischenzeitlichen Stabilisierung (teilweise sogar einem Rückgang) dazwischen. Modifiziert zeigt auch Niedersachsen diesen Verlauf (der Anstieg verlangsamte sich nur zwischenzeitlich).

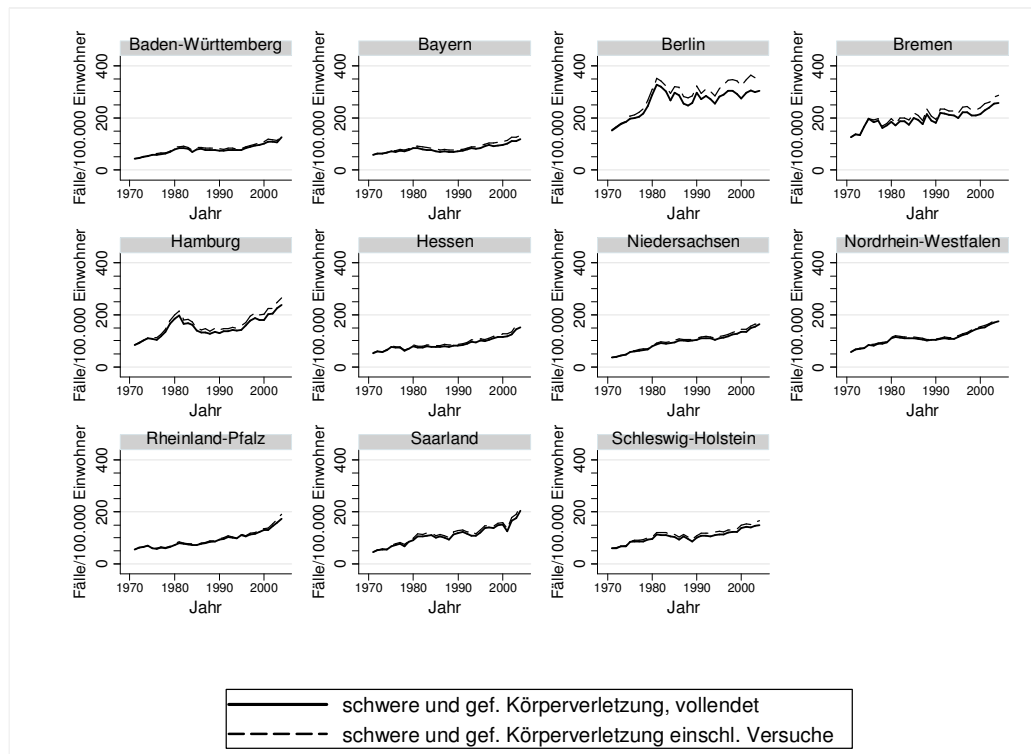


Abbildung 2: Häufigkeitsziffern für schwere und gefährliche Körperverletzung, 1971-2004
(Quellen: s. Text)

Kontinuierliche, sich gegen Ende beschleunigende Zuwächse weisen Hessen, Rheinland-Pfalz und abgeschwächt Bremen auf, während in Berlin seit den 80er Jahren kein weiterer Anstieg zu beobachten ist. Das bei weitem höchste Niveau bei den Körperverletzungsdelikten weist Berlin (mit durchschnittlich 262 Fällen pro 100.000 Einwohnern) auf, das niedrigste Baden-Württemberg (78). Generell haben die Stadtstaaten ein höheres Niveau (Hamburg hat mit 151 den niedrigsten Wert) als die Flächenstaaten (hier „führt“ Nordrhein-Westfalen mit einer Häufigkeitsziffer von 112). Zudem deutet sich ein Nord-Süd-Gefälle an, insofern die südlichen Bundesländer (Bayern, Baden-Württemberg, Rheinland-Pfalz, Hessen; eine Ausnahme bildet das Saarland mit einem Durchschnitt von 109) spürbar niedrigere durchschnittliche Häufigkeitsziffern als die nördlichen Länder aufweisen. In Abbildung 2 ist weiterhin zu erkennen, dass die Häufigkeitsziffern für vollendete schwere Körperverletzungen und schwere Körperverletzungen einschließlich Versuche (zu beachten ist hier, dass Versuche erst seit 1975 strafbar sind und registriert werden) im Zeitverlauf bei einigen Bundesländern zunehmend divergieren, d.h. die Anzahl der versuchten Delikte schneller steigt als die der vollendeten Delikte, was ein Hinweis auf eine steigende Anzeigebereitschaft sein könnte, die sich natürlich auch auf die Statistik der vollendeten Fälle auswirken könnte.

Wie bei den schweren Körperverletzungen ist auch bei *Raubdelikten* in allen Bundesländern ein Anstieg der Inzidenz zu beobachten (Abb. 3), wobei hier die Unterschiede zwischen den Bundesländern ausgeprägter sind. Die einheitliche Skalierung der y-Achsen führt dazu, dass die Grafik für Baden-Württemberg und Bayern weitgehende Stabilität suggeriert. Proportional hat es aber auch in diesen beiden Bundesländern einen spürbaren Zuwachs an Raubdelikten gegeben (wie bei logarithmischer Skalierung sichtbar wird; auf eine Wiedergabe habe ich verzichtet).

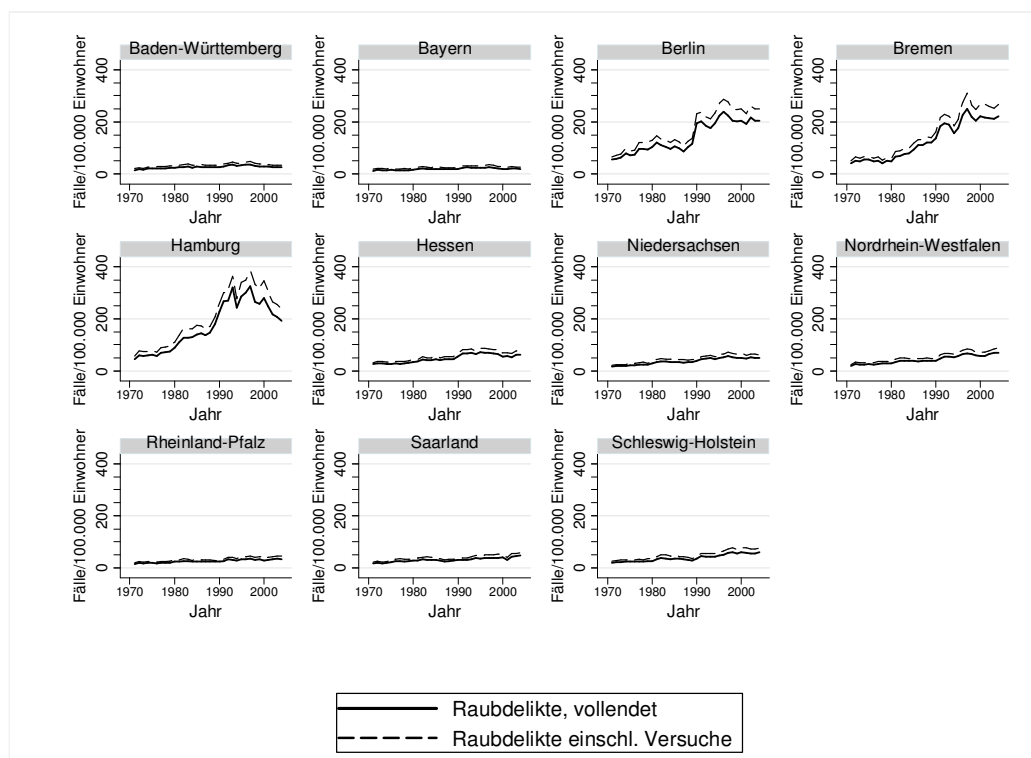


Abbildung 3: Häufigkeitsziffern für Raubdelikte, 1971-2004 (Quellen: s. Text)

Den schwächsten proportionalen Anstieg weist dennoch Bayern (von 13 auf 20, zwischenzeitlich 23, vollendete Delikte pro 100.000 Einwohner) auf, den stärksten Bremen (von 41 auf 220) und Hamburg (von 45 auf 190, zwischenzeitlich um 300). Anders als bei den Körperverletzungsdelikten ist in den meisten Bundesländern in den letzten Jahren eine Stabilisierung oder Abnahme der Raten zu beobachten. Man kann grob drei Verlaufsmuster unterscheiden: kontinuierlicher Anstieg mit allenfalls kurzen Unterbrechungen (westliche Länder: Nordrhein-Westfalen, Rheinland-Pfalz, Saarland), Anstieg und Stabilisierung (Berlin, Bremen, Hessen, Niedersachsen, Schleswig Holstein), sowie Zuwachs und Rückgang (Baden-Württemberg, Bayern, Hamburg). Interessanterweise gruppieren sich hier die Bundesländer nicht nach naheliegenden Kriterien wie Stadt- vs. Flächenstaaten oder Nord- vs. Südländer. Im langfristigen Durchschnitt liegt das Niveau der Stadtstaaten (mit der höchsten Rate in Hamburg mit 171 und der niedrigsten Inzidenz in Bremen mit 128) deutlich höher als dasjenige der Flächenländer (die höchste Rate hat Hessen mit 48), wobei unter den Flächenstaaten keine einfache geographische Systematik auszumachen ist, abgesehen davon, dass Bayern (mit 20 pro 100.000 Einwohner) im langfristigen Durchschnitt das geringste Aufkommen und Baden-Württemberg sowie Rheinland-Pfalz die niedrigsten Niveaus aufweisen. Wie zu erkennen ist, steigen bei den Raubdelikten die Häufigkeitsziffern einschließlich Versuche schneller als diejenigen für vollendete Straftaten, proportional allerdings in vergleichbarem oder geringeren Umfang, sodass der Anteil der versuchten Delikte an der Gesamtziffer ungefähr gleich bleibt oder sogar sinkt. Sofern Veränderungen des Versuchsanteils mit Schwankungen der Anzeigebereitschaft in Zusammenhang stehen, weisen sie hier also nicht auf einen Anstieg der Anzeigeneigung hin.

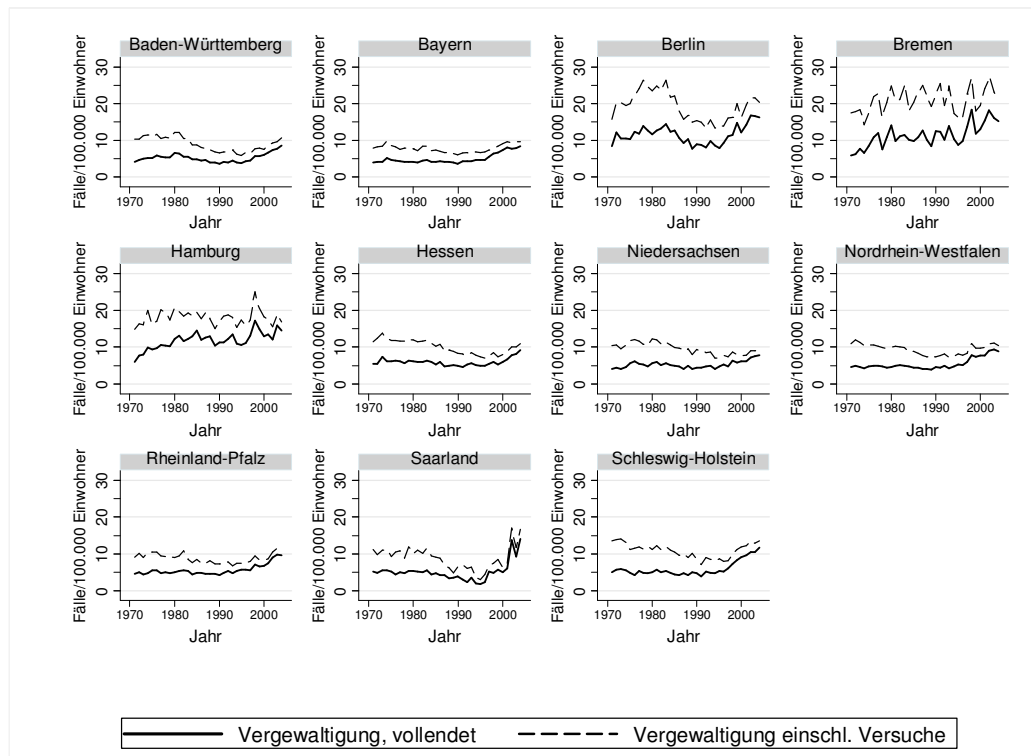


Abbildung 4: Häufigkeitsziffern für Vergewaltigung und (seit 1999) sexuelle Nötigung, 1971-2004 (Quellen: s. Text)

Betrachten wir zuletzt noch die *Vergewaltigungen*. Die Statistik der offiziell registrierten Straftaten ist aufgrund der hier besonders niedrigen Anzeigebereitschaft zurückhaltend zu interpretieren. Im Zeitverlauf hat es zudem wichtige Änderungen in der juristischen Deliktdefinition gegeben, zu nennen ist insbesondere die Ausdehnung der Tatbestandsdefinition auf Vergewaltigungen in der Ehe (zuvor nur als Nötigung geahndet) und die Zusammenfassung mit dem Tatbestand der sexuellen Nötigung 1997 (Dreiunddreißigstes Strafrechtsänderungsgesetz, erneute Modifikation durch das Sechste Strafrechtsreformgesetz 1998). In Zusammenhang hiermit kam es auch zu Änderungen der statistischen Kategorien: 1998 wurden Vergewaltigungen mit besonders schweren Fällen der sexuellen Nötigung zusammen erfasst, seit 1999 gibt es nur noch eine kombinierte Kategorie Vergewaltigung und sexuelle Nötigung. Die Daten für die Jahre vor und nach 1997 sind also nur mit großen Einschränkungen miteinander vergleichbar.

Wie auf Abbildung 4 zu erkennen ist, sanken die Häufigkeitsziffern (einschließlich Versuche) für Vergewaltigung in der Periode vor 1997 in den meisten Bundesländern oder fluktuierten um ein stabiles Niveau. Betrachtet man aber ausschließlich die vollendeten Delikte, ändert sich das Bild: stabile Raten dominierten, in einigen Ländern (Bremen, Hamburg) stiegen die Häufigkeitsziffern auch. Nur im Saarland fiel die Inzidenz spürbar seit den 80er Jahren. Die Gesamthäufigkeitsziffer war also in einigen Bundesländern nur aufgrund eines abnehmenden Versuchsanteils (der in allen Bundesländern rückläufig war) gesunken. Das Absinken des Aufkommens an versuchten Vergewaltigungen verwirrt auf den ersten Blick etwas, da eigentlich eher eine zunehmende Sensibilisierung und damit eine steigende Neigung, auch lediglich versuchte Vergewaltigungen zur Anzeigebereitschaft zu bringen, zu erwarten wäre (Birkel/Thome 2004: 68f. m. w. N.). Eine mögliche Erklärung könnte in einer veränderten Handhabung von Deliktdefinitionen dergestalt liegen, dass Delikte, die früher als versuchte Vergewaltigung eingestuft wurden, nun verstärkt einer anderen Deliktkategorie (etwa sexuelle Nötigung, Körperverletzung, Nötigung, ein Tötungsdelikt) zugeordnet oder als vollendete Delikte eingestuft wurden (obwohl versuchte Vergewaltigung bei der *richterlichen* Bewertung konkurrierende Tatbestände verdrängt, vgl. Lackner/Kühl 1997: 801 (Rn.11)). Diese Überlegungen sind allerdings spekulativer Natur, und es muss offen bleiben, ob

eher der Verlauf der Vergewaltigungen insgesamt oder derjenige der vollendeten Delikte der Realentwicklung entspricht. Ab 1997 ist in allen Bundesländern ein Anstieg der Vergewaltigungen und sexuellen Nötigungen (sowohl bei den Delikten insgesamt wie auch den vollendeten Straftaten) zu beobachten, der besonders deutlich in den Ländern mit bisher stabilen oder sinkenden Raten der vollendeten Delikte ausfällt. Dies könnte ein Indiz dafür sein, dass in Hamburg und Bremen schon bisher Fälle unter der Kategorie „Vergewaltigung“ registriert wurden, die andernorts als sexuelle Nötigung eingestuft worden und somit erst nach 1999 in der gleichen Kategorie wie Vergewaltigungen erfasst worden wären. In jedem Fall ist zu vermuten, dass der Anstieg der registrierten Vergewaltigungen in erster Linie ein Effekt der Veränderung der Kategorien und auch einer steigenden Anzeigebereitschaft ist, und nicht unbedingt auf eine tatsächliche Zunahme sexueller Gewalt schließen lässt. Im Zeitraum bis 1996 wiesen die Stadtstaaten eine ungefähr doppelt so hohe Inzidenz von registrierten Vergewaltigungen wie die Flächenländer auf. Den höchsten langfristigen Durchschnitt verzeichnete Hamburg mit 11 pro 100.000 Einwohner, bei den Flächenstaaten zeigte Hessen mit 5,6 das höchste Aufkommen. Die restlichen Flächenländer hatten Raten zwischen 4 und 5 pro 100.000 Einwohner, wobei das Saarland mit 4,2 den niedrigsten Durchschnitt aufwies. Die Häufigkeitsziffer für Baden-Württemberg lag mit 4,8 im Unterschied zu anderen Gewaltdelikten im Bereich der Niveaus der nördlicheren Bundesländer. In der kurzen zweiten Periode ab 1997 hat Bremen mit 15,2 das höchste Durchschnittsaufkommen, bei den Flächenstaaten ist es Schleswig-Holstein mit nun 9,2, während für Niedersachsen mit 6,4 das niedrigste Niveau zu verzeichnen ist.

Insgesamt ergibt sich also folgendes Bild von der Entwicklung der Gewaltkriminalität in den westlichen Bundesländern: stabile oder rückläufige Raten sind für Tötungsdelikte und Vergewaltigung zu verzeichnen, steigende Häufigkeitsziffern mit anschließender Stabilisierung bei Raub, sowie ein durchgängiges oder nur temporär unterbrochenes Wachstum bei Körperverletzungsdelikten (mit jeweils einzelnen Ausnahmen). Die Stadtstaaten weisen bei allen Delikttypen ein deutlich höheres Niveau als die Flächenländer auf; unter letzteren zeichnen sich Bayern und Baden-Württemberg i.d.R. durch die niedrigsten Raten aus. Ansonsten ist kein klares deliktübergreifendes geographisches Muster zu identifizieren. Dies gilt nicht nur für Niveaus, sondern auch für Zuwachsraten. Offenkundig können die regionalen Differenzen in Aufkommen und Entwicklung unterschiedlicher Formen der Gewaltkriminalität nicht durch simple Korrespondenzen mit Variationen etwa der wirtschaftlichen Prosperität erklärt werden. Ihr Verständnis verlangt eine multivariate Betrachtungsweise und die Einbeziehung delikt-spezifischer Faktoren. Im Bemühen hierum gilt mein weiteres Interesse der Bedeutung eines spezifischen Variablenkomplexes: dem kriminalpolitischen „output“ der politischen Systeme der Bundesländer.

3. Entscheidungsvariablen

Will man die Wirksamkeit der Politiken der einzelnen Bundesländer im Hinblick auf die Entwicklung von Gewaltdelinquenz beurteilen, stellt sich zunächst die Frage, welche Einflussgrößen dem Zugriff der Bundesländer unterliegen und wie bedeutsam sie sind. Solche Größen, welche zumindest theoretisch als „output“ politischer Prozesse auf Landesebene betrachtet werden können, werden im Folgenden (in Anlehnung an Becker 1968) als „Entscheidungsvariablen“ bezeichnet. Bei der Identifikation von Entscheidungsvariablen wird wie folgt vorgegangen: es werden zunächst kurz drei kriminalsoziologische Ansätze zur Erklärung der Entwicklung der Gewaltkriminalität umrissen und die in diesen wesentlichen prinzipiell politisch steuerbaren Einflussgrößen benannt. Sodann wird diskutiert, inwiefern die jeweils zentralen Faktoren Entscheidungsvariablen im o.g. Sinne, also von den Bundesländern beeinflussbar, sind.

3.1 Erklärungen für die Entwicklung der Gewaltkriminalität

Ich beschränke mich auf drei Ansätze: eine in jüngerer Zeit formulierte Perspektive, welche auf Ideen von Emile Durkheim und Norbert Elias zurückgreift, den gelegheitsstrukturellen Ansatz und die ökonomische Kriminalitätstheorie. Dieser Auswahl liegt das Bestreben zu Grunde, einerseits an die theoretische Orientierung früherer Arbeiten zum Thema (Birkel 2006; Thome/Birkel 2007) anzuknüpfen, und andererseits dieser eine bedeutsame andere Perspektive gegenüberzustellen: während der erste der genannten Ansätze auf den Zusammenhang von gesellschaftlichen Wandel und individuellen Handlungsdispositionen fokussiert, versuchen der Gelegenheitsstrukturansatz und die ökonomische Kriminalitätstheorie herauszuarbeiten, wie Individuen mit gegebenen Handlungsdispositionen auf veränderte situative Gegebenheiten und Anreizstrukturen reagieren. Wie sich zeigen wird, führen alle drei Ansätze überwiegend zu ähnlichen Vorhersagen für die Effekte der hier untersuchten Faktoren. Insofern geht es hier weniger darum, die Performanz dieser Perspektiven zu vergleichen (dies wäre wegen der Konvergenz der Erwartungen kaum möglich), sondern es soll vor allem im Bewusstsein gehalten werden, dass die im Aggregat beobachteten Effekte durch sehr unterschiedliche Kausalketten zustande gekommen sein können und daher auch keine Grundlage für die politische Praxis darstellen können. Über kriminalpolitische Schlussfolgerungen kann sinnvoll erst nachgedacht werden, wenn die kausalen Mechanismen geklärt sind, und dies wird hier nicht geleistet werden können.

3.1.1 *Erosion des staatlichen Gewaltmonopols*

Helmut Thome hat einen theoretischen Bezugsrahmen vorgeschlagen, der konzeptionelle Elemente von Durkheim und Elias aufgreift und mit einer modifizierten Variante von Gottfredson und Hirschi's „General Theory of Crime“ verbindet (Thome 2001; Thome 2004; Thome 2005a; Thome/Birkel 2007).¹¹ Für meine Fragestellung ist insbesondere die an Elias Theorie des Zivilisationsprozesses (vgl. Elias 1976) anknüpfende Argumentationslinie relevant. In ihr wird eine partielle Umkehr des von Elias beschriebenen Zivilisationsprozesses postuliert, welche zu einem Bröckeln des Gewalttabus in Industriegesellschaften und einer Zunahme von Gelegenheiten für kriminelles Handeln führt:

Thomes Vermutung ist, dass das staatliche Gewaltmonopol erodiert, weil der Staat im Zuge von Ökonomisierungsprozessen und der Globalisierung zum einen nicht mehr über die nötigen Ressourcen und Steuerungskapazitäten verfügt, um es durchzusetzen. Zum anderen gerät der Staat aufgrund technologischer Entwicklungen z.B. im Bereich der Kommunikationstechnologien ins Hintertreffen gegenüber bestimmten Kriminalitätsformen und Tätergruppen, gegen die er oft nur mit Maßnahmen vorgehen kann, welche seine rechtsstaatliche Legitimität unterminieren. Die Folge beider Entwicklungen ist neben verbesserten Gelegenheiten für kriminelles Handeln eine Umorientierung der Kriminalpolitik von Prävention durch Rehabilitation und Bekämpfung von Kriminalitätsursachen auf Tatverhinderung durch „Gefahrenabwehr“, d.h. Maßnahmen zur Abschreckung potentieller Täter sowie Überwachung und Kontrolle ganzer Bevölkerungsgruppen zur Identifikation von Personen, die eine Straftat beabsichtigen, wie etwa der Videoüberwachung

¹¹ In Ermangelung eines besseren Etiketts werde ich diese Perspektive auch kurz als den „modernisierungstheoretischen Ansatz“ bezeichnen.

öffentlicher Plätze oder verdachtsunabhängige Kontrollen. Es werden nun (in Abkehr vom Ziel des Schutzes individueller Freiheitsrechte) Methoden und Techniken in das Arsenal der Sicherheitsbehörden aufgenommen, die in Grundrechte eingreifen, was möglicherweise zwar die Effektivität des Sicherheitsapparates steigert, aber die Legitimität des Staates und damit die Bereitschaft zur Respektierung seines Gewaltmonopols unterminiert. Weiterer Bestandteil der Umstellung auf eine „oligopolistisch-präventive Sicherheitsordnung“ (von Trotha 1995) ist die in einen umfassenderen Prozess der Vermarktlichung eingebettete Ökonomisierung der Kriminalpolitik, einschließlich einer teilweisen Privatisierung der Strafverfolgung, was zu einer zunehmenden Ungleichheit des Zugangs zum Rechtssystem und sozialräumlichen Segregationsprozessen führt, und dadurch auch zu einer Tendenz zur Rückkehr zur Selbsthilfe und einer teilweisen Normalisierung von Gewalt. Begleiterscheinungen dieser Entwicklung sind ein (auch von der privaten Sicherheitsindustrie geschürter, weil ihrem Geschäft zuträglicher) dramatisierender und emotionalisierter öffentlicher Kriminalitätsdiskurs, in dem ein zunehmendes Strafbedürfnis (Punitivität) artikuliert wird, auf das politische Entscheidungsträger mit einer entsprechenden symbolischen Politik der Strafverschärfung reagieren (vgl. dazu auch Garland 1996).

3.1.2 *Kriminalität und rationale Klugheitswahl*

Ausgangspunkt der ökonomischen Kriminalitätstheorie ist die Annahme, dass sich Personen dann für kriminelle Handlungen entscheiden, wenn der Nutzen dieser Handlungen den Nutzen anderer Handlungen übersteigt (Becker 1968). Dabei wird angenommen, dass stabile Präferenzen die „Nutzenfunktion“ bestimmen, die wiederum zusammen mit den jeweiligen Eintrittswahrscheinlichkeiten von Handlungserfolg und Kosten das „Einkommen“ aus einer Handlung und die mit ihr verbundenen Kosten in den individuell erwarteten Nutzen transformieren. Diesen erwarteten Nutzen versuchen die Individuen zu maximieren. Die Empfindlichkeit, mit der auf eine Veränderung der Kosten strafbarer Handlungen reagiert wird, ist also nicht durch den unmittelbaren Gewinn und die Kosten von Handlungen, sondern den Determinanten der Nutzenfunktion bestimmt. Im Allgemeinen wird jedoch angenommen, dass die Nutzenfunktion konstant ist.

Ob eine Person sich also zu einem gegebenen Zeitpunkt für eine strafbare Handlung entscheidet, ist von der Wahrscheinlichkeit der Bestrafung einer solchen Handlung, den durch eine Bestrafung entstehenden Kosten, sowie einer Reihe anderer Variablen, wie den Größen, welche die Nutzenfunktion bestimmen (z.B. die Risikobereitschaft), oder dem Nutzen alternativer legaler oder illegaler Handlungen (d.h. dem Gewinn aus legalen und illegalen Erwerbsmöglichkeiten und ihrem proportionalen Verhältnis; vgl. Entorf 1996; Ehrlich 1973) abhängig. Dementsprechend gilt auf aggregierter Ebene, dass die Kriminalitätsrate von der durchschnittlichen Sanktionierungswahrscheinlichkeit, der durchschnittlichen Strafhärte, und den durchschnittlichen Werten der anderen Größen abhängt.

Der ökonomische Ansatz bezieht sich im übrigen nicht nur auf Delikte, welche mit einem materiellen Gewinn verbunden sind, sondern auch auf Gewaltdelikte ohne derartigen Nutzen (vgl. Ehrlich 1973: 532f. und 539, Fn.28): es wird unterstellt, dass Gewalttäter in gleicher Weise die mit einer Handlungsoption verbundenen Kosten in Rechnung stellen und daher auf Änderungen der Sanktionierungswahrscheinlichkeit und Strafschwere genauso reagieren wie andere Straftäter. Allerdings sind Gewaltdelikte ohne materiellen Gewinn eher als konsumtive Tätigkeiten denn als besondere Form der Erwerbstätigkeit zu betrachten, weshalb andere Auswirkungen von Veränderungen der legalen Einkommensmöglichkeiten zu erwarten sind: Variationen in der Differenz von legalen und illegalen Einkommensmöglichkeiten spielen für Gewaltdelikte keine Rolle (da diese keine Alternative zu legaler Erwerbstätigkeit sind), an ihre Stelle tritt die Differenz der Kosten legaler und illegaler konsumtiver Aktivitäten. Ein mit Reduktionen anderer Erwerbsmöglichkeiten kompensierter Anstieg des legalen Einkommens ist mit einem Anstieg der Kosten solcher krimineller Handlungen relativ zu denen anderer konsumtiver Tätigkeiten verbunden (da die drohende Einbuße an legalem Einkommen im Sanktionierungsfall nur mit kriminellen Tätigkeiten verbunden ist), weshalb er zu einer Verringerung der Neigung zu Gewaltdelikten führen sollte. Eine Abnahme der für konsumtive Zwecke verfügbaren Zeit würde zu einer Abnahme von Gewaltdelikten, aber einer Zunahme von Eigentumsdelikten führen.

Im Rahmen der ökonomischen Kriminalitätstheorie sollte sich die Entwicklung der allgemeinen wie der Gewaltkriminalität über Veränderungen in den potentiellen Gewinnen aus Straftaten (z.B.

in Folge wachsenden Wohlstands) ebenso wie der Kosten der Strafverfolgung (z.B. durch Ausbau von Verfahrensrechten für Angeklagte) ohne Rückgriff auf Veränderungen in Neigungen zu kriminellem Handeln erklären lassen (Ehrlich 1996). Bei einigen relevanten Variablen hat es in den letzten 30 Jahren z.T. erhebliche Veränderungen gegeben, die auf Verschiebungen in der Kostenstruktur (für potentielle Straftäter wie für die Strafverfolgungsbehörden) hinweisen: die Aufklärungsquoten sind z.B. bei Körperverletzungs- und Raubdelikten bis Anfang der 90er Jahre gesunken und im Sanktionensystem hat es – insbesondere durch die große Strafrechtsreform in den 60er Jahren und die Ausweitung von Diversionsmöglichkeiten Mitte der 70er Jahre – Änderungen gegeben. Es liegt daher nahe, danach zu Fragen, ob diese langfristigen Veränderungen eine alternative Erklärung des Anstiegs der Gewaltkriminalität im Sinne dieses Ansatzes unterstützen; dies soll hier geschehen.

3.1.3 Wandel von Alltagsroutinen und kriminelle Gelegenheiten

Cohen und Felson (Cohen/Felson 1979; Felson 2002) haben vorgeschlagen, die Variation der Raten von Delikten, bei denen es zu unmittelbarem physischem Kontakt zwischen dem Täter und seinem Opfer oder dem Objekt, das der Täter stehlen oder beschädigen möchte, kommt, in Abhängigkeit vom Wandel alltäglicher Lebensroutinen zu betrachten, welche die Gelegenheiten zu kriminellem Handeln strukturieren. Ausgangspunkt ist die Annahme, dass es zum Zustandekommen einer kriminellen Handlung des raum-zeitlichen Zusammentreffens von Dreierlei bedarf: eines motivierten Täters, eines passenden „Ziels“ (potentielle Beute oder ein potentielles Opfer) und der Abwesenheit eines „Wächters“, also einer dritten Person, welche Einschreiten könnte. Im Weiteren sieht die Perspektive von Veränderungen im Aufkommen motivierter Täter ab und fokussiert auf Veränderungen in den Strukturen der Lebensführung, welche bei gleich bleibendem Angebot an motivierten Tätern für sich genommen bereits zu Variationen der Kriminalität führen können.

Im Einzelnen werden fünf Faktoren als entscheidend für das Viktimisierungsrisiko angesehen (Cohen/Kluegel/Land 1981: 507-509): „Exposure“, die physische Zugänglichkeit von Personen oder Objekten für potentielle Täter; „Proximity“, die physische Nähe zwischen den Aufenthaltsorten potentieller Täter und Opfer, „Guardianship“: die Fähigkeit von Personen oder Gegenständen, Straftaten zu verhindern, bei instrumentell motivierten Straftaten zudem „Target Attractiveness“, also die „material or symbolic desirability of persons or property targets to potential offenders“ (Cohen/Kluegel/Land 1981: 508) und die wahrgenommene Widerständigkeit dieser Ziele gegen illegale Handlungen (also etwa das Gewicht von Gegenständen oder die Fähigkeit, Widerstand zu leisten), schließlich definitionsmäßige Besonderheiten der einzelnen Straftaten, welche rein instrumentelle Handlungen beschränken (z.B. erfordern Einbrüche mehr Wissen über das Zielobjekt und sind schwerer zu begehen als Diebstähle, weshalb hier nicht immer die attraktivsten Ziele ausgewählt werden können). „Exposure“, „Proximity“ und „Attractiveness“ sind positiv mit dem Viktimisierungsrisiko assoziiert, „Guardianship“ negativ, die Merkmale der Straftaten konditionieren den Effekt von „Exposure“, „Guardianship“ und „Proximity“ im Verhältnis zu dem der „Attractiveness“: je stärker die Beschränkungen durch die Eigenheiten des Delikts, desto höher ist ihr Gewicht im Verhältnis zu letztgenannter, sofern es sich um instrumentelle Handlungen handelt – bei Körperverletzungsdelikten spielt dies daher keine Rolle.

In Bezug auf „Exposure“ und „Proximity“ wird dabei der Verlagerung von Aktivitäten aus dem Haushalt und der Familie eine hohe Bedeutung zugemessen, da außer Haus das Viktimisierungsrisiko am höchsten ist und hier Personen mit unterschiedlichen Hintergründen aufeinander treffen, wobei teilweise Gegenstände verfügbar sind, welche der Begehung oder Verhinderung delinquenten Handlungen dienlich sein können. Das Timing dieser Begegnungen im öffentlichen Raum wird im Wesentlichen durch die Rhythmen von Arbeit, Schule und Freizeit bestimmt.

In Bezug auf „Guardianship“ und „Attractiveness“ sind technologische Innovationen bedeutsam: neue technologische Möglichkeiten können die Begehung von Straftaten (z.B. durch Absenken des Gewichts hochwertiger Elektrogeräte) erleichtern, aber auch die Möglichkeiten von „Wächtern“, Verbrechen zu Verhüten, verbessern. Schließlich sind private und öffentliche Ausgaben für Verbrechensverhinderung (z.B. für Alarmanlagen, TV-Überwachung) und -bekämpfung für „Guardianship“ von Bedeutung, insofern sie (über die Verfügbarkeit von „Wächtern“) die Möglichkeiten zur Verbrechensbegehung verringern. Allerdings schätzt Marcus Felson die Bedeutung

von Polizeipräsenz und Strafverfolgung als sehr gering ein (Felson 2002: 4f.), da durch die Polizei auch bei großem Personaleinsatz nur ein minimaler Teil des öffentlichen Raums ständig überwacht werden kann, und nur ein sehr geringer Teil der „motivierten Täter“ durch Strafverfolgung ausgeschaltet wird. Der wesentliche Faktor ist seines Erachtens die durch Passanten, Nachbarn etc. im Rahmen von Alltagsroutinen ausgeübte „guardianship“.

Angesichts säkularer Veränderungen in Alltagsroutinen scheint es angebracht zu prüfen, ob die Zunahme der Gewaltkriminalität möglicherweise eher veränderten Gelegenheitsstrukturen als einer gestiegenen Neigung zu gewalttätiger Kriminalität (wie von Thomes Ansatz postuliert) zuzuschreiben ist.

3.2 Entscheidungsvariablen und ihre Operationalisierung

Relevant für das Aufkommen an Gewaltkriminalität sind aus Sicht aller drei Erklärungsansätze eine ganze Reihe von Politikfeldern, in denen die Bundesländer mehr (wie etwa ihren zentralen Zuständigkeitsbereichen, der Bildungspolitik und der Strafverfolgung) oder weniger (etwa der Sozialpolitik und der Arbeitsmarktpolitik) aktiv sind. So hängt z.B. das Sanktionierungsrisiko von der Effektivität polizeilicher Arbeit ab, Einsatztaktiken und Ermittlungsmethoden können sich auf die Legitimität des staatlichen Gewaltmonopols auswirken, von der Wirksamkeit regionaler Beschäftigungspolitiken wird die Höhe der Arbeitslosigkeit beeinflusst, die sich allen drei Ansätzen zu Folge auf das Kriminalitätsaufkommen auswirken sollte. Kriminalpolitik ist, so gesehen, eine „Querschnittsaufgabe“. Es würde aber den Rahmen des vorliegenden Beitrages sprengen, für alle drei Ansätze auszubuchstabieren, welche Politikfelder hier in welcher Weise bedeutsam sind, und inwieweit es hier Handlungsmöglichkeiten auf Ebene der Landespolitik gibt. Ich beschränke mich daher auf die Politikfelder „Innere Sicherheit“ und „Justizpolitik“, in deren Bereich die Verfolgung und Sanktionierung von Straftaten fällt.

Das Politikfeld Innere Sicherheit lässt sich begreifen „... als ein System von staatlichen Institutionen und Einrichtungen, welches durch Verfassung und Organe der demokratischen Willensbildung legitimiert ist, das öffentliche Gewaltmonopol im Rahmen kodifizierter Regeln exekutiv unter Anwendung auch von unmittelbarem Zwang auszuüben.“ (Lange 2003: 226) Gegenstand der Politiken in diesem Feld ist „die Formulierung und Durchsetzung von bestimmten Normen, die mittels der dazu befugten exekutiven Sicherheitseinrichtungen – auch unter Anwendung von unmittelbarem Zwang – exekutiert werden sollen“ (ebd.: 232). Dies gilt auch für die Justizpolitik, welche aber vom Feld der Inneren Sicherheit institutionell deutlich abgegrenzt ist (z.B. gibt es separate Justizministerien) und von anderen Akteuren, die sich durch ihren kommunikativen Code und die daraus resultierenden Problemwahrnehmungen deutlich von denjenigen im Bereich der Inneren Sicherheit unterscheiden, dominiert wird (ebd.: 254f.). Beide Politikfelder fallen weitgehend in den Zuständigkeitsbereich der Länder, welche das staatliche Gewaltmonopol im Inneren ausüben (sieht man von der Bundespolizei ab) und für Strafverfolgung und -vollzug, einschließlich der Rechtsprechung, zuständig sind. Zwar sind das Straf- und das Strafprozessrecht, die Organisation der Gerichte und der Strafvollzug (bisher) durch Bundesrecht einheitlich geregelt, doch die Länder entscheiden über die Organisation von Polizei und Staatsanwaltschaften und die Bereitstellung und Verteilung von Ressourcen für Polizei, Justiz und Strafvollzug. Insofern handelt es sich bei den Bundesländern um eine wesentliche Ebene der Politikproduktion in diesem Bereich (Schmidt 1980: 31f. ordnet ihn den Politikfeldern zu, in denen die Bundesländer die größte relative Autonomie aufweisen). Eine empirische Analyse auf dieser Ebene erscheint also aussichtsreich, insofern ein hohes Maß an Varianz erwartbar ist.

Bei den empirischen Analysen verwende ich aus Gründen der Datenverfügbarkeit nur teilweise unmittelbare Indikatoren für die Entscheidungsvariablen, und teilweise Indikatoren für Größen, die deren Effekt vermitteln sollten und selbst eher „outcome“-Variablen sind (wie etwa die Aufklärungsquote); hier wird angenommen, dass sie mit den nicht gemessenen Entscheidungsvariablen deutlich korrelieren.

Für die Politikfelder Innere Sicherheit und Justiz sind aus Sicht aller drei Ansätze im Wesentlichen die gleichen Faktoren als Entscheidungsvariablen identifizieren, wenn auch z.T. unterschiedliche Effekte und Wirkmechanismen postuliert werden:

- a) Die Sanktionierungswahrscheinlichkeit

Die Wahrscheinlichkeit, dass Straftaten sanktioniert werden, beeinflussen Landesparlamente (über das Budgetrecht) und Landesregierungen, insofern ihre Entscheidungen über Ressourcenausstattung und Organisation der Polizei deren Leistungsfähigkeit, und damit das Maß, indem das Gewaltmonopol durchgesetzt werden kann, beeinflussen. Von der Ausstattung der Staatsanwaltschaften und ihren Sanktionspolitiken hängt es ab, ob aufgeklärte Straftaten auch zu einer Verhandlung vor Gericht führen, oder Ermittlungs- bzw. Strafverfahren mit oder ohne Auflagen eingestellt werden; gerade hier sind erhebliche Variationen zwischen den Bundesländern zu beobachten (vgl. Heinz 2003). Aus Sicht des modernisierungstheoretischen Ansatzes ist die Effektivität des Gewaltmonopols, an die dessen Legitimität wechselseitig gekoppelt ist, weitgehend gleichbedeutend mit der Sanktionierungswahrscheinlichkeit. Ihr Absinken wäre nach der These einer kriminogenen Erosion des Gewaltmonopols zu erwarten. Die ökonomische Kriminalitätstheorie betrachtet die Sanktionierungswahrscheinlichkeit dagegen im Wesentlichen als Determinante der mit einer Straftat verbundenen Kosten für den Täter.¹² Vertreter der gelegenheitsstrukturellen Perspektive halten es zwar prinzipiell für denkbar, dass strafrechtliche Sanktionen als aversive Stimuli wirken und die Motivation zu kriminellem Handeln verringern können, sind aber der Ansicht, dass sich die Sanktionierungswahrscheinlichkeit faktisch unterhalb eines Wertes bewegt, der für einen solchen Effekt notwendig wäre (Felson 2002: 5).

Die Sanktionierungswahrscheinlichkeit lässt sich wiederum zerlegen in die Wahrscheinlichkeit, dass ein Tatverdächtiger zu einer Straftat ermittelt wird, und die Wahrscheinlichkeit, dass dieser auch formell oder informell sanktioniert wird. Aus Gründen der Datenverfügbarkeit ziehe ich hier nur einen Indikator für die erstgenannte Wahrscheinlichkeit, die Aufklärungsquote (Verhältnis der Anzahl der in einem Jahr aufgeklärten Fälle einer Deliktkategorie zur Anzahl der im betreffenden Jahr registrierten Straftaten) heran.¹³ Die Aufklärungsquote hängt nicht nur von der Wirksamkeit polizeilicher Aufklärungsmaßnahmen ab, sondern reflektiert sicherlich in hohem Maße Umfang und Struktur des Kriminalitätsaufkommens (Kunz 2001: 247f.) – insofern ist sie wohl nur ein bedingter Indikator für die Wirksamkeit politischer Entscheidungen; es handelt sich hier also eher um eine „outcome“- als eine „output“-Variable. Andererseits wird die Aufklärungsquote auch von den verfügbaren Ressourcen, insbesondere der Personalausstattung beeinflusst (Ahlberg 2002: 49-51) – und über diese begrenzt steuerbar (vgl. auch unten 4.5 zur Beziehung zwischen Polizeistärke/Polizeiausgaben und Sanktionierungswahrscheinlichkeit).

b) Die Strafhärte

Die nach von Trothas These vom Übergang zu einer „oligopolistisch-präventiven Sicherheitsordnung“ zu erwartende zunehmende Punitivität sollte sich im Handeln von Staatsanwaltschaften sowie demjenigen der (letztendlich über strafrechtliche Sanktionen entscheidende, sich meist aber an den Anträgen der Staatsanwaltschaft orientierenden, vgl. Langer 1994: 96ff., 365-375) Gerichte, d.h. härteren Strafen, niederschlagen. Letztere sind zwar (nach Art. 97 GG) unabhängig und stehen daher nicht direkt unter Einfluss landespolitischer Akteure (wenn auch indirekt, da diese über die Ausstattung der Gerichte befinden), die Staatsanwaltschaften sind aber nach dem Gerichtsverfassungsgesetz (GVG) den Justizministerien unterstellt (zum Weisungsrecht der Justizminister gegenüber den Staatsanwaltschaften vgl. Krebs 2002); insofern ist anzunehmen, dass das Sanktionierungsverhalten (auch) die kriminalpolitische Orientierung der Landesregierungen reflektiert. Von Bedeutung dürfte dies v.a. für die Handhabung der bei Vergehen möglichen Verfahrenseinstellung wegen geringer Schuld und mangelndem öffentlichen Interesse nach §153 der Strafprozessordnung (StPO) sowie der seit 1975 nach §153a StPO bestehenden Möglichkeit der Einstellung gegen Auflagen bei geringer Schuld haben (die Anwendung dieser Möglichkeiten

¹² Strenggenommen kommt es auf die *wahrgenommene* Sanktionierungswahrscheinlichkeit an, die dem objektiven Sanktionierungsrisiko nicht unbedingt entspricht, solange nicht perfekte Informiertheit potentieller Täter unterstellt werden kann. Da zumindest die Aufklärungsquoten regelmäßig veröffentlicht werden und auch eine gewisse Aufmerksamkeit in den Medien genießen, kann eine hohe Korrelation zwischen subjektivem und objektivem Sanktionierungsrisiko vermutet werden – eine Annahme, die allerdings nicht unproblematisch ist (Kleck et al. 2005). Praktisch gibt es aber mangels Daten keine Alternative zu Indikatoren des objektiven Sanktionierungsrisikos.

¹³ Als Datenquelle für die empirischen Analysen dienten die polizeilichen Kriminalstatistiken, vgl. oben. Zu beachten ist, dass Zahlen zu den aufgeklärten Fällen – in Gegensatz zu den Fallzahlen – nicht differenziert nach versuchten und vollendeten Delikten vorliegen. Für Schleswig-Holstein liegen Aufklärungsstatistiken erst seit 1976 vor; für die Jahre davor mussten die schleswig-holsteinischen Aufklärungszahlen als Differenz der entsprechenden Zahlen für ganz Westdeutschland (ausweislich der vom Bundeskriminalamt veröffentlichten polizeilichen Kriminalstatistik für die Bundesrepublik Deutschland) und der Summe der Ziffern für die zehn anderen Bundesländer geschätzt werden.

wird in der Fachliteratur als „Diversion“ bezeichnet (analoge Regelungen existieren im Bereich des Jugendstrafrechts nach § 45 Jugendgerichtsgesetz (JGG)), da die Konkretisierung der unbestimmten Rechtsbegriffe „öffentliches Interesse“ und „Geringe der Schuld“ ausschließlich (wenn auch nur unzureichend) durch Verwaltungsvorschriften der Landesjustizministerien erfolgt (Langer 1994: 99f.). Schließlich fällt auch der konkrete Strafvollzug in den Zuständigkeitsbereich der Landesjustizministerien. Als Indikator für die mit dem Wandel der Kriminalpolitik einhergehende steigende Punitivität ziehe ich hier – einer gängigen Praxis folgend (vgl. z.B. Beckett/Western 2001) – die Inhaftierungsrate (Rate der Gefangenen und Sicherheitsverwahrten pro 100.000 Einwohner) heran.¹⁴ Hier könnte eingewandt werden, dass es sich ähnlich wie bei der Aufklärungsquote um eine auch vom Kriminalitätsaufkommen bestimmte Variable handelt. Ich nehme jedoch an, dass sie in viel stärkerem Maße einer politischen Steuerung zugänglich ist als die Aufklärungsquote, und insofern durchaus eine Entscheidungsvariable darstellt. Ein weiterer in einigen kriminologischen Studien berücksichtigter Indikator ist die durchschnittliche Strafschwere (durchschnittliche Länge von Haftstrafen und durchschnittliche Höhe von Geldstrafen), die ich mangels Daten in meinen eigenen Analysen nicht berücksichtigen werden könne. Dafür werde ich die Ergebnisse der in dieser Hinsicht ziemlich erschöpfenden Analysen von Hannes Spengler (Spengler 2004; Entorf/Spengler 2005; Spengler 2006) diskutieren.

Aus Sicht der ökonomischen Kriminalitätstheorie handelt es sich bei der Gefangenenrate dagegen um einen etwas unscharfen Indikator der Sanktionsschwere (s. z.B. Saridakis 2004), der zweiten Determinante der Kosten einer Straftat für den Täter. Etwas unscharf ist dieser Indikator deshalb, da die Inhaftierungsrate als Verhältnis von Anzahl der Häftlinge und Bevölkerung zu einem Stichtag nicht nur die Dauer der verhängten Straftaten reflektiert, sondern auch die Anzahl der Antritte von Haftstrafen, die wiederum von der Sanktionierungswahrscheinlichkeit und dem Kriminalitätsaufkommen abhängt; sie kann zudem auch in einem Substitutionsverhältnis zu anderen Straftaten stehen. Die Inhaftierungsrate kann prinzipiell also auch unabhängig von der durchschnittlichen Sanktionsschwere variieren; ob dies auch tatsächlich der Fall ist, ist eine empirische Frage. Solange diese nicht beantwortet ist, ist es zumindest plausibel anzunehmen, dass die Inhaftierungsrate bei einem gegebenen Kriminalitätsaufkommen deutlich positiv mit der Strafschwere und/oder der (bedingten) Sanktionierungswahrscheinlichkeit korreliert, die nach der ökonomischen Kriminalitätstheorie beide einen negativen Effekt haben sollten, während aus gelegenheitsstruktureller Sicht eine solche Wirkung unwahrscheinlich ist. Die Effekte von Sanktionsschwere und -wahrscheinlichkeit ließen sich dann zwar nicht separieren, könnten aber in jedem Fall auf die ökonomische Kriminalitätstheorie bezogen werden. Schließlich ist aus gelegenheitsstruktureller Sicht zu bedenken, dass inhaftierte Personen keine Straftaten außerhalb des Gefängnisses begehen können – eine Wirkung, die in der Literatur als „Ausschaltungseffekt“ oder „incapacitation“ bekannt ist. Insofern könnte ein negativer Koeffizient für die Gefangenenrate hierauf und nicht einem Abschreckungseffekt beruhen – wobei dieser aber (wie die Bedeutung von Strafverfolgung überhaupt) vernachlässigbar sein sollte. Ein Ausschaltungseffekt sollte zudem (aus Sicht der ökonomischen Theorie) einen temporären Charakter haben, da das Verschwinden einiger „Marktteilnehmer“ bewirken sollte, dass neue Teilnehmer am „Markt für Verbrechen“ auftreten, weil kurzfristig die Gewinne aus Kriminalität steigen, sodass die Zahl der aktiven Straftäter bald wieder ihr Ausgangsniveau erreicht (Ehrlich 1981). Der Abschreckungseffekt sollte daher (und aus anderen Gründen) überwiegen. Allerdings handelt es sich bei der Inhaftierungsrate nur um ein ziemlich unspezifisches kombiniertes Maß für Sanktionsschwere und bedingte Sanktionierungswahrscheinlichkeit sowie den Ausschaltungseffekt im Durchschnitt aller Straftaten, nicht nur einer bestimmten Deliktgruppe, die sich durchaus anders entwickeln kann. Um daher Aufschluss über die Bedeutung der spezifischen Sanktionsschwere und bedingten Sanktionierungswahrscheinlichkeit zu erhalten, werden die bereits erwähnten Untersuchungen von Hannes Spengler in die Diskussion mit einbezogen. Primärer Zweck der Einbeziehung der Gefangenenrate ist eine bessere Identifi-

¹⁴ Datenquellen: Statistisches Bundesamt (versch. Jahre a; versch. Jahre b; versch. Jahre c); Brings (2007). Es handelt sich um den Bestand an den Gefangenen und Verwahrten in den Justizvollzugsanstalten am 31. März, ab 1986 am 31.12. Der Stichtagswechsel verursachte einen Bruch in den Reihen (ebenso wie die Wiedervereinigung im Falle Berlins), dessen Umfang mittels eines Interventionsmodells (vgl. Thome 2005b: 170ff.) geschätzt und die Reihen entsprechend adjustiert wurden. Für Hamburg wurden in den Quellen keine Daten für die Jahre 1992 und 1993 ausgewiesen. Da die verwendeten Analyseverfahren keine Lücken in den Datenreihen zulassen, wurden für diese Jahre (wie in den Quellen) die Bestandszahl von 1991 übernommen (und auf die aktuelle Bevölkerungszahl bezogen, sodass die Gefangenenrate trotzdem variierte).

kation des Effektes der Aufklärungsquote, da bei einer in Sinne des ökonomischen Ansatzes rationalen Kriminalpolitik eine sinkende Aufklärungsquote in bestimmten Situationen teilweise mit einer steigenden Strafhärte kompensiert werden sollte, sodass ohne deren Berücksichtigung der Effekt der Aufklärungsquote unterschätzt werden würde.

c) Polizeistärke

Die Effektivität des staatlichen Gewaltmonopols, die hier unmittelbar durch die Aufklärungsquote gemessen wird, sollte durch die Polizeistärke (operationalisiert als Beschäftigte im Bereich Polizei pro 100.000 Einwohner) beeinflusst werden,¹⁵ wobei es sich um eine unmittelbar politisch steuerbare Größe und somit durchaus im Wortsinne eine Entscheidungsvariable handelt. Sie sollte sich einerseits auf die Aufklärungsquote auswirken, andererseits ist darüber hinaus auch ein Einfluss auf das Sicherheitsgefühl oder die Zufriedenheit der Bürger mit der Polizeiarbeit denkbar (insoweit bspw. eine höhere Polizeidichte eine höhere öffentliche Präsenz von Polizeibeamten ermöglicht), was wiederum Legitimitätsüberzeugungen positiv beeinflussen sollte. Insofern sollte die Polizeistärke aus modernisierungstheoretischer Sicht auch bei Kontrolle der Aufklärungsquote einen negativen Effekt auf die Häufigkeit von Gewaltdelikten haben.

Aus Sicht der ökonomischen Kriminalitätstheorie ist ebenfalls sowohl mit einem direkten Abschreckungseffekt (durch sichtbare Polizeipräsenz, welche das wahrgenommene Ergreifungsrisiko bei Taten im öffentlichen Raum erhöht) als auch einem indirekten, über eine tatsächlich höhere Sanktionierungswahrscheinlichkeit vermittelten Effekt der Polizeistärke zu rechnen (Marvell/Moody 1996: 609; Corman/Mocan 2000: 585). Anders aus gelegenheitsstruktureller Perspektive, die gegebenenfalls primär einen direkten Effekt im Sinne von mehr „Guardianship“ vorsieht. Indirekt können Ausschaltungseffekte operieren, insofern eine größere Polizeistärke die Wahrscheinlichkeit einer Verurteilung zu einer Haftstrafe erhöhen könnte. Wie erwähnt, halten Vertreter dieser Perspektive beide Effekte aber für vernachlässigbar. Insofern wäre nach dem Routine-Aktivitäten-Ansatz für die Polizeistärke kein Effekt zu erwarten.

¹⁵ Genauer gesagt ziehe ich hier zwei Reihen heran: a) Die Anzahl der Vollbeschäftigten der Länder bei der Polizei pro 100.000 Einwohner, b) die Anzahl aller Beschäftigten der Länder (einschließlich der Teilzeitbeschäftigten) bei der Polizei pro 100.000 Einwohner; Quellen waren: Statistisches Bundesamt (versch. Jahre d; versch. Jahre e) und Häußler (2007). Die zweite Reihe weist einen Bruch auf, da bis 1979 nur die Teilzeitbeschäftigten T1 (mindestens 20 Stunden wöchentliche Arbeitszeit) ausgewiesen wurden. Außerdem waren für 1972 keine Angaben zur Teilzeitbeschäftigung verfügbar. Die Lücke wurde durch Einfügung des jeweiligen Mittelwertes der zeitlich benachbarten Beobachtungen (1971 und 1973) geschlossen. Außerdem wiesen beide Reihen für einige Bundesländer dadurch Brüche auf, dass nach und nach die letzten kommunalen Polizeien in die Landespolizeien eingegliedert wurden (dieser Prozess fand 1975 mit der Verstaatlichung der Münchener Polizei den Abschluss, vgl. Götz 1987: 442). Auch hier wurde eine entsprechende Adjustierung der Reihen vorgenommen. Ich berichte hier ausschließlich Ergebnisse unter Verwendung der Beschäftigten einschließlich der Teilzeitbeschäftigten; die Heranziehung nur der Vollbeschäftigten führt zu gleichartigen Resultaten.

4. Forschungsstand

Der folgende knappe Überblick über relevante Forschungsergebnisse konzentriert sich überwiegend auf deutsche Untersuchungen. Untersuchungen aus dem englischsprachigen Raum werden herangezogen, soweit es keine Untersuchungsergebnisse für Deutschland gibt.

4.1 Sanktionierungswahrscheinlichkeit und Gewaltkriminalität

Befunde liegen hier auf Ebene der westlichen Bundesländer (ohne Berlin) aus einer Reihe von Untersuchungen von Horst Entorf und Hannes Spengler vor, die verschiedene Modelle im Pooled Cross-Section Time-Series-Design geschätzt haben. Zunächst zu den Befunden zur ersten Komponente der Sanktionierungswahrscheinlichkeit, der Aufklärungsquote. Entorf/Spengler (2000) finden in ihrer Untersuchung für den Zeitraum von 1975 bis 1996 bei der Schätzung von Fehlerkorrekturmodellen nur teilweise lang- und kurzfristige Effekte der Aufklärungsquote. Ein Anstieg der deliktspezifischen Aufklärungsquote für Raub um ein Prozent hätte ihren Ergebnissen zu Folge kurzfristig zu einer Abnahme der entsprechenden Deliktrate um 0,2 Prozent und langfristig um 1,5 Prozent geführt. Kurzfristig hätte sich zudem auch ein Effekt mit $-0,33$ bei den Vergewaltigungen ergeben, während die Aufklärungsquote bei Mord/Totschlag, sowie schwerer und gefährlicher Körperverletzung keine Rolle spielte. In einem statischen Modell für alle Bundesländer im Zeitraum 1993-1996 fand sich allerdings immerhin ein kontemporärer negativer Effekt der Aufklärungsquote bei Mord/Totschlag (mit einer Elastizität von $-1,9$).

In weiteren Analysen von Entorf und Winker (Entorf/Winker 2001; 2002; 2003; 2005) wird eine andere Modellierungsstrategie (dynamische Fixed-Effects-Modelle zur Ermittlung von langfristigen Effekten, Modelle in Differenzen zur Ermittlung kurzfristiger Zusammenhänge) gewählt, wobei der möglichen Endogenität der Aufklärungsquote teilweise durch Verwendung von Instrumenten-Variablen-Schätzern Rechnung getragen wird. Es ergeben sich hier nur teilweise signifikante negative Koeffizienten bei Mord/Totschlag und Raub, bei Schätzung in Differenzen auch für schwere Körperverletzung, in keinem Fall aber für Vergewaltigung. Die Koeffizienten verlieren allerdings bei Verwendung von Instrumenten-Variablen-Schätzern die Signifikanz, in einem Fall (schwere Körperverletzung) ändert sich zudem das Vorzeichen.

In einer dritten Serie von Untersuchungen, diesmal für den Zeitraum 1977-2001, wählen Entorf und Spengler (Spengler 2004; Entorf/Spengler 2005; Spengler 2006) die gleiche Modellierungstechnik wie Entorf und Winker. Dabei werden nun altersgruppenspezifische Kriminalitätsraten (Jugendliche und Erwachsene, bei Spengler 2004 auch Heranwachsende) analysiert, welche auf Basis der Tatverdächtigenstatistik geschätzt wurden. Die Ergebnisse weisen auf langfristige kriminalitätsdämpfende Effekte der Aufklärungsquote bei Raub, lang- und kurzfristige Effekte nur bei Erwachsenen und Heranwachsenden bei Vergewaltigung sowie nur bei Jugendlichen im Falle von schwerer Körperverletzung hin. Für Mord/Totschlag ergeben sich bei Erwachsenen nur kurzfristige Zusammenhänge, und nur langfristige bei Jugendlichen. Insgesamt sprechen die vorliegenden Befunde also für eine negative Beziehung zwischen Aufklärungsquote und Kriminalitätsaufkommen – wie sie sowohl nach der ökonomischen Kriminalitätstheorie als auch in der modernisierungstheoretischen Perspektive zu erwarten ist – insbesondere bei Gewaltdelikten, die mit einem ökonomischen Motiv verbunden sind (Raub).

Welche Bedeutung hat die Wahrscheinlichkeit, dass eine strafrechtliche Sanktionierung erfolgt? Auch hier geben die Untersuchungen von Horst Entorf und Hannes Spengler (Spengler 2004; Entorf/Spengler 2005; Spengler 2006) Hinweise, da in ihnen auch der Einfluss der Verurteilungsquote (bezogen auf alle Tatverdächtigen) bei einer gegebenen Aufklärungsquote untersucht wurde. Für diesen Indikator ergeben sich für alle vier untersuchten Kategorien von Gewaltdelikten (Mord/Totschlag, schwere und gefährliche Körperverletzung, Vergewaltigung und sexuelle Nötigung, sowie Raub, räuberische Erpressung und räuberischer Diebstahl) sowohl kurz- wie langfristig signifikante negative Effekte, und zwar sowohl für Erwachsene wie für Jugendliche und Heranwachsende (mit Ausnahme eines positiven Parameters bei Jugendlichen in einer Spezifikation für Raubdelikte). Allerdings wurde bei diesen Analysen nicht die (übrigens auch nach der ökonomischen Kriminalitätstheorie zu erwartende) mögliche Endogenität der Sanktionierungswahrscheinlichkeit berücksichtigt: es ist gut denkbar, dass die Justiz auf Überlastung durch ein steigendes Kriminalitätsniveau mit einer stärkeren Selektivität bei der Anklageerhebung und verstärkter

Diversion reagiert, was zu einem Sinken der Verurteilungswahrscheinlichkeit führen würde. Dies könnte zu einer Überschätzung des Effektes der Verurteilungswahrscheinlichkeit geführt haben. Dieses Problem wäre vermutlich durch Berücksichtigung von informellen Sanktionen (Einstellungen durch die Staatsanwaltschaft gegen Auflagen) gemindert worden, was aber aufgrund der Datenlage (in der Staatsanwaltschaftsstatistik werden Einstellungen nicht nach mit der polizeilichen Kriminalstatistik vergleichbaren Deliktkategorien ausgewiesen) schwierig gewesen wäre. Andererseits ist es denkbar, dass die Nicht-Berücksichtigung von informellen Sanktionen zu einer *Unterschätzung* des Effektes der Sanktionierungswahrscheinlichkeit führt, was der Fall sein würde, wenn es eine (nach obiger Überlegung plausible) negative Korrelation zwischen Verurteilungs- und informeller Sanktionierungswahrscheinlichkeit sowie zwischen der informellen Sanktionierungswahrscheinlichkeit (bei gegebener Verurteilungswahrscheinlichkeit) und Kriminalitätsaufkommen gäbe.

4.2 Sanktionshärte bzw. Punitivität und Gewaltkriminalität

Entorf und Spengler berücksichtigen in ihren Analysen auch die Haft-, Geldstrafen- und Bewährungsquoten, bei Jugendlichen auch Strafarrestquoten (Anteil der zu einer Geld-/Bewährungsstrafe bzw. Strafarrest als Maßregel verurteilten an allen Verurteilten; Spengler 2004 verwendet bei Jugendlichen Zuchtmittel- und Erziehungsmaßregelquoten) sowie die durchschnittliche Länge von Haftstrafen und die durchschnittliche Anzahl von Tagessätzen bei Geldstrafen. Für die Analysen bei Heranwachsenden wurde der Anteil der nach allgemeinem Strafrecht verurteilten als Indikator der Strafschwere herangezogen. Die Straftart spielt nach den Schätzergebnissen bei Mord/Totschlag keine Rolle, bei Vergewaltigungsdelikten lang- und kurzfristig nur bei Jugendlichen in dem Sinne, dass ein geringerer Anteil von Haftstrafen zu einem höheren Kriminalitätsaufkommen führt, bei schwerer Körperverletzung ebenfalls nur bei Jugendlichen, aber im umgekehrten Sinne (je höher der Anteil milder Straftaten, desto geringer das Straftatenaufkommen); für Raubdelikte sind die Ergebnisse inkonsistent, insofern eine höhere Bewährungsquote (bzw. geringere Haftquote) bei Erwachsenen und Jugendlichen langfristig mit einem geringeren Aufkommen assoziiert zu sein scheint, während eine höhere Strafarrest-Maßregelquote (d.h. geringere Haftstrafenquote) bei Jugendlichen kurz- und langfristig mit höheren Deliktraten verbunden zu sein scheint. Bei den Heranwachsenden konnte kein Zusammenhang zwischen dem Anteil der nach allgemeinem Strafrecht verurteilten und dem Straftatenaufkommen festgestellt werden. Was die durchschnittliche Härte der verhängten Sanktionen betrifft, so scheint diese bei Mord/Totschlag ebenfalls bedeutungslos zu sein. Bei Vergewaltigung ergibt sich ein langfristiger negativer Effekt der Haftlänge nur bei Erwachsenen, bei Raubdelikten gilt dies nur bei Jugendlichen (Spengler 2004 findet keinen Effekt). Bei den Körperverletzungsdelikten wird (nur bei Erwachsenen) dagegen ein positiver Zusammenhang mit dem Deliktaufkommen ermittelt.

Nach meiner Kenntnis liegen keine Untersuchungen vor, in denen für Deutschland die Beziehung zwischen der Gefangenenrate – die hier als Abschreckungs- bzw. Punitivitäts-Indikator herangezogen wird – und Kriminalitätsaufkommen betrachtet wurde. Ersatzweise werde ich daher auf einige amerikanische Befunde eingehen. Zu nennen ist hier zunächst die Studie von Saridakis (2004), der in einer Zeitreihenanalyse für die USA 1960-2000 keine langfristigen Zusammenhänge zwischen Kriminalitätsraten und Gefangenenrate findet, aber einen kurzfristigen negativen Effekt auf das Aufkommen von Mord- und Vergewaltigungsdelikten (nicht aber Körperverletzungsdelikte und Gewaltdelikte insgesamt). Zu ähnlichen Befunden kommen Marvell/Moody (1994), die in einer Analyse auf Ebene der US-Bundesstaaten in der Periode 1971-1989 kurzfristige negative Zusammenhänge mit Vergewaltigung und Raub, nicht aber Körperverletzung und Homiziden ermitteln. Insofern es sich dabei um kontemporäre Effekte handelt, sprechen diese ihres Erachtens eher für einen Ausschaltungseffekt, da Abschreckungseffekte – die über wahrgenommene Sanktionierungsrisiken vermittelt werden – verzögert eintreten sollten. Zudem ermitteln Marvell und Moody interessanterweise mit Kointegrationstests auch langfristige Zusammenhänge, wobei deren Richtung und Vorzeichen jedoch nicht berichtet werden. Levitt (1996) verwendet in einer ähnlichen Analyse für die US-Bundesstaaten 1972-1993 Veränderungen im Stand von Gerichtsverfahren wegen überfüllter Gefängnisse als Instrumente für die Gefangenenrate und ermittelt einen kurzfristigen negativen Zusammenhang zwischen der um ein Jahr verzögerten Gefangenenrate und dem Aufkommen von Gewaltdelikten insgesamt sowie von Raub und Körperver-

letzungsdelikten (nicht aber Morden und Vergewaltigungen). In Unterschied zu den vorgenannten Studien finden Kovandzic/Vieraitis (2006) auf der Ebene von 58 Landkreisen in Florida für die Periode 1980-2000 keinen signifikanten Zusammenhang zwischen Gefangenenraten und dem Aufkommen an Gewaltdelikten. Spelman (2000) präsentiert einen Überblick über die einschlägige Forschungsliteratur sowie eigene Analysen auf Ebene von 50 US-Bundesstaaten 1971-1997. Ihm zufolge ist von einem negativen Effekt der Gefangenenrate auf das Aufkommen von Gewaltkriminalität auszugehen, wobei dieser mit dem Niveau der Gefangenenrate zunimmt und vom Anteil der von Erwachsenen verübten Delikte abhängt. Er unternimmt aber keinen Versuch, Abschreckungs- und Ausschaltungseffekte zu trennen. Liedka/Piehl/Useem (2006) weisen auf eine methodologische Schwäche Spelmans hin und präsentieren Analysen, nach denen der zunächst negative Effekt der Gefangenenrate mit zunehmender Inhaftierungsrate vielmehr abnimmt und schließlich kippt (außer bei Vergewaltigungsdelikten), wobei die US-Inhaftierungsrate inzwischen den Umkehrpunkt (der bei 300-400 Gefangene pro 100.000 Einwohner liegt) überschritten hat. Vieraitis/Kovandzic/Marvell (2007) finden dagegen in ihrer Analyse für 46 US Bundesstaaten von 1972 bis 2004 in einer Log-Log-Spezifikation ohne quadratischen Term – die funktionale Form des Zusammenhangs könnte also falsch spezifiziert worden sein – negative Elastizitäten von Verbrechensraten gegenüber der Gefangenenrate (nur der Koeffizient für den Effekt auf Körperverletzungsdelikte ist nicht signifikant). Interessant ist, dass sie für die Rate der entlassenen Strafgefangenen für einige Delikte (Homizide, Raub, Einbruch) positive, d.h. kriminogene, Effekte ermitteln, was gegen die Annahme einer spezialpräventiven und für die Vermutung einer devianzverstärkenden Wirkung von Inhaftierung spricht, die den – nach ihren Ergebnissen durchaus vorhandenen – generalpräventiven und/oder Ausschaltungseffekten von Haftstrafen entgegenwirken. Zu erwähnen ist schließlich noch die Metaanalyse von Pratt (2001), nach der „Inhaftierung“ („incarceration“) – unter diesem Oberbegriff werden Effekte von Gefangenenraten, bedingten Verurteilungsraten (also bezogen auf Tatverdächtige) und durchschnittlicher Haftlänge zusammengefasst – zu den fünf stärksten und stabilsten Prädiktoren von Kriminalität auf Aggregatniveau gehört (wobei die Beziehung eine inverse ist)(ebd.: 254; s. auch Pratt/Cullen 2005).

4.3 Polizeistärke und Gewaltkriminalität

Ältere Untersuchungen aus dem englischsprachigen Raum finden entweder keine oder eine (unerwartet) positive Assoziation zwischen Polizeistärke und Kriminalitätsaufkommen (s. die Überblicke bei Cameron 1988; Marvell/Moody 1996; Eck/Maguire 2000). Dies hängt vermutlich mit der Endogenität der Polizeistärke zusammen: Einleuchtenderweise orientieren sich Entscheidungen über die personelle Ausstattung der Polizei auch am Bedarf, d.h. dem Kriminalitätsaufkommen. Außerdem könnte sich die Polizeistärke auch auf das Anzeigeverhalten auswirken, und zwar in der Weise, dass die Anzeigeneigung mit ihr zunimmt, etwa weil sich Opfer von Straftaten dann eher eine Aufklärung erhoffen oder Polizisten leichter greifbar sind. Dies würde zu einer zusätzlichen positiven Verzerrung des Koeffizienten der Polizeistärke führen, wobei diese allerdings nach den Ergebnissen von Levitt (1998) allenfalls gering ist. Viele Studien berücksichtigten die Endogenitätsproblematik zwar durch Verwendung von Mehrgleichungssystemen, was in Querschnittsstudien aber wiederum zu Identifikationsproblemen führt (Cameron 1988: 309; Marvell/Moody 1996: 611). Neuere Untersuchungen greifen daher auf Datensätze mit Raum und Zeitdimension zurück, bei deren Analyse sich das Simultaneitätsproblem einfacher handhaben lässt. Die wohl bekannteste derartige Studie ist die Untersuchung von Levitt (1997), der Wahlzyklen als Instrumente für die Polizeistärke herangezogen hat. In seiner Analyse von Veränderungen der Kriminalitätsraten in 59 amerikanischen Großstädten 1970-1992 findet Levitt einen signifikanten Effekt von Fluktuationen der Polizeistärke auf jährliche Schwankungen des Aufkommens von Gewaltdelikten insgesamt und insbesondere Mord (nicht aber die anderen Gewaltdelikte, wenn für diese separate Modelle geschätzt werden), wobei die Instrumentenvariablen (IV)-Schätzer wesentlich höhere Koeffizienten ergeben. McCrary (2002) hat allerdings Levitts Studie repliziert und gezeigt, dass ein Programmierfehler zu einer Überschätzung der Effekte von Veränderungen der Polizeistärke auf die gesamte Gewaltkriminalität, sowie einer Unterschätzung des Standardfehlers im Modell für Mord führte. Zudem erweisen sich die Instrumente als „schwach“, d.h. sie korrelieren nicht sehr stark mit der Polizeistärke. Nach Maßgabe der (möglicherweise wegen Endogenität positiv verzerrten) einfachen OLS-Schätzer kann nach McCrarys Ergebnissen von schwachen negativen Effekten der

sen von schwachen negativen Effekten der Polizeistärke auf Morde und Raub (nicht aber Vergewaltigung und schwere Körperverletzung) sowie Gewaltkriminalität insgesamt ausgegangen werden (die aber bei Verwendung der – unpräzisen – Instrumentenvariablen-Schätzer nicht signifikant sind). Levitt (2002) hat hieraufhin neue Analysen vorgelegt, in denen die Anzahl der Feuerwehrleute pro Kopf als Instrument für die Polizeistärke verwendet wurde. In Modellen für 122 amerikanische Städte von 1975 bis 1995 ermittelt er (unter Kontrolle einer weiteren Abschreckungsvariable, der Gefangenenrate im Vorjahr) nun einen negativen Effekt des Niveaus (in seiner früheren Arbeit ging diese Variable in Form von Veränderungsraten in die Schätzmodelle ein) der Polizeistärke auf Fluktuationen von Gewalt- und Eigentumskriminalität (mit Instrumentenschätzer deutlich stärker), sowie für Mord und Raub, aber nicht Vergewaltigung und Körperverletzung. Die Ergebnisse sind aber empfindlich gegenüber Spezifikationsänderungen. Eine andere Analysestrategie verwenden Marvell/Moody (1996), die für die amerikanischen Bundesstaaten 1973-1992 und 55 Großstädte 1973-1993 Modelle in Niveaus schätzen, in welche die Polizeistärke um eine Periode verzögert eingeht und die verzögerte abhängige Variable aufgenommen wird, um Verzerrungen der Koeffizienten durch Endogenität zu vermeiden. Sie kommen (ähnlich wie Levitt bezüglich kurzfristiger Schwankungen) zu dem Ergebnis, dass es – unter Kontrolle von u.a. der Gefangenenrate – langfristig einen negativen Effekt der Polizeistärke auf Tötungs- und Raubdelikte, nicht aber Vergewaltigung und schwere Körperverletzungsdelikte gibt. Eine alternative Strategie für die Umschiffung der Endogenitätsproblematik verwenden Klick/Tabarrok (2005): sie machen sich den Umstand zu Nutze, dass in Washington, D.C. die Polizeipräsenz im öffentlichen Raum immer dann erheblich verstärkt wird, wenn (behördenintern) die höchste Terroralarmstufe gilt (deren Verhängung offensichtlich nichts mit dem allgemeinen Kriminalitätsaufkommen zu tun hat). Um den Effekt dieser erhöhten Polizeipräsenz zu ermitteln, schätzen sie Zeitreihenmodelle mit der Anzahl polizeilich registrierter Delikte auf täglicher Basis als abhängiger und einer Dummy-Variable, welche die Ausprägung 1 annimmt, wenn die höchste Terrorwarnstufe gilt, als unabhängiger Variable, wobei das Passagieraufkommen in der U-Bahn (als Indikator für die Verfügbarkeit geeigneter Opfer) kontrolliert wird. Sie ermitteln für die erhöhte Polizeipräsenz einen signifikanten negativen Effekt auf das Aufkommen von Kriminalität insgesamt, Einbruch sowie Diebstähle aus und von Kfz, nicht aber Gewaltdelikte und einfachen Diebstahl. Die dargestellten neueren, methodisch ausgereifteren Untersuchungen weisen also durchaus auf einen dämpfenden Effekt der personellen Ausstattung der Polizei bei zumindest einigen Kategorien von Gewaltkriminalität hin. Allerdings: in einem neueren Überblicksartikel berichten Eck/Maguire (2000) bei Durchsicht der Ergebnisse von 27 Schätzmodellen, die ihres Erachtens angemessen spezifiziert sind, dass sich in 15 Fällen kein, in 8 Fällen ein negativer, und in vier Fällen ein positiver Effekt findet. Insgesamt folgern sie: „Overall, the research suggests that hiring more police officers did not play an independent or consistent role in reducing violent crime in the United States.“ (Eck/Maguire 2000: 217). Auch die Ergebnisse von Pratts (2001) Metaanalyse legen Zurückhaltung nahe, der zufolge die Polizeistärke zu den erklärenden Variablen mit dem schwächsten und instabilsten Effekten auf das Kriminalitätsaufkommen gehört (ebd.: 255; s. auch Pratt/Cullen 2005).

Interessant ist schließlich die Frage, inwieweit der Effekt der personellen Ausstattung der Polizei nicht nur durch Abschreckungseffekte oder eine größere Effektivität des staatlichen Gewaltmonopols, sondern über Auswirkungen auf Kriminalitätsfurcht, Legitimitätsüberzeugungen und Systemvertrauen vermittelt wird. Entsprechende Befunde sind rar. Hinzuweisen ist v.a. auf eine Untersuchung von Karl-Heinz Reuband, die sich allerdings nur auf eine regionale Erhebung stützt. Nach Reuband (2000; 1999) gibt es auf individueller Ebene und im Aggregat zwar keinen Zusammenhang zwischen Sicherheitsgefühl und wahrgenommener Polizeipräsenz (die wiederum ungefähr der tatsächlichen Polizeipräsenz korrespondiert), wohl aber eine positive Assoziation mit der Zufriedenheit mit dem Schutz vor Kriminalität (d.h. die Bürger fühlen sich zwar nicht sicherer, wenn mehr Polizisten sichtbar auf den Straßen postiert sind, sind aber stärker davon überzeugt, dass das Mögliche zu ihrem Schutz getan wird). Des Weiteren hängt die Zufriedenheit mit der Kriminalitätsbekämpfung mit derjenigen mit der staatlichen Leistungsfähigkeit in anderen Bereichen (Wohnungsangebot, Arbeitsmarkt) zusammen, d.h. eine allgemein positive Bewertung des staatlichen „outputs“ wirkt sich auch auf die Zufriedenheit im Bereich der Inneren Sicherheit aus.

4.4 Die Beziehung zwischen Sanktionierungswahrscheinlichkeit und Polizeistärke bzw. Polizeiausgaben

Lassen sich über die personelle und finanzielle Ausstattung der Polizei der Anteil aufgeklärter Delikte und die Sanktionierungswahrscheinlichkeit beeinflussen? Ehrlich (1973: 557f.) findet in einem Modell mit der Verurteilungsquote als abhängiger Variable auf Ebene der US-Bundesstaaten 1960 (nur für Gewaltdelikte) einen signifikanten positiven Effekt der Ausgaben für Polizei und Gerichte pro Kopf auf die unbedingte Sanktionierungswahrscheinlichkeit (gemessen durch die Zahl der Einweisungen in Gefängnisse pro Delikt). Wolpin ermittelt in seiner Zeitreihenanalyse für England und Wales einen positiven Zusammenhang zwischen der Polizeistärke und der Verurteilungsrate für alle Deliktkategorien (Verurteilte/Delikt) (Wolpin 1978: 836). Liska/Chamlin/Reed (1985) identifizieren bei einer Analyse für 77 amerikanische Großstädte im Jahr 1972 derartige Effekte nur für die Aufklärungsquoten (Anzahl der Verhaftungen/Delikte) von Vergewaltigung und Raub, nicht aber bei anderen Delikten (u.a. Tötungsdelikte, Körperverletzung). Kann man die Befunde als Hinweis darauf sehen, dass Mehrausgaben für die Strafverfolgung auch zu einer Steigerung des Sanktionierungsrisikos führen? Cameron (1987) bezweifelt dies. Er gibt einen Überblick über sieben Untersuchungen, in denen der Zusammenhang von Polizeiausgaben und Polizeistärke mit der Aufklärungsquote analysiert wurde. Die Mehrzahl der Studien weist auf eine positive Assoziation von Polizeistärke und der Aufklärungsquote für alle Deliktarten insgesamt hin, bei den Polizeiausgaben ist ein solcher Befund aber selten. In eigenen nach Deliktgruppen disaggregierten Analysen für 41 Polizeidistrikte in England und Wales 1981 ermittelt Cameron allenfalls für die Aufklärungsquote von Raubdelikten (nicht aber anderen Gewaltdelikten) einen positiven Effekt (die Elastizität beträgt 0,9) der Anzahl der Polizisten pro Kopf, aber nicht der Polizeiausgaben. Auch Corman/Joyce/Lovitch (1987) finden bei einem anderen Untersuchungsdesign – sie analysieren monatliche Zeitreihen von Eigentumsdelikten für die Stadt New York für den Zeitraum 1970 bis 1984 mittels so genannter Vektorautoregressiver Modelle – keinen nennenswerten Effekt der Polizeistärke auf die Arrestrate (Verhaftungen je 100.000 Einwohner), einem der Aufklärungsquote sehr ähnlichen Maß für die Sanktionierungswahrscheinlichkeit.¹⁶ Insgesamt ist also nicht klar, ob eine bessere Ressourcenausstattung die Effektivität der Polizeiarbeit bei der Aufklärung von Delikten und/oder einer erhöhten Verurteilungswahrscheinlichkeit führt.

4.5 Sonstige relevante Befunde

Aus policy-analytischer Sicht sind noch einige Befunde von Entorf (1996) sowie die erwähnten Arbeiten von Entorf und Winker von Interesse, die auch den Effekt der Regierungszusammensetzung auf die Gesamtkriminalitätsrate, die Gesamtaufklärungsquote sowie das Aufkommen einzelner Deliktarten untersucht haben. Sie erlauben, also die bereits von Schmidt (1980) formulierte und seinerzeit nur Anhand von „output“-Variablen (Ausgaben für Polizei und Rechtsschutz) untersuchte Fassung der Parteiendifferenzhypothese (die Annahme also, dass die parteipolitische Zusammensetzung der Regierung Einfluss auf Politikergebnisse hat) nun auch in Bezug auf eine „outcome“-Variable zu betrachten. Entorf findet (a) einen Effekt der Regierungszusammensetzung auf die Aufklärungsquote in dem Sinne, dass sie bei Regierungen mit konservativer Beteiligung höher ist als unter einer allein von der SPD geführten Landesregierung. Allerdings wurde in dem geschätzten Modell außer der Regierungszusammensetzung keine anderen Variablen berücksichtigt, sodass der Befund mit Vorsicht zu genießen ist. Des Weiteren ermittelt Entorf (b) einen Einfluss der Regierungszusammensetzung auf die Gesamtkriminalitätsrate auch bei gegebener Aufklärungsquote in dem Sinne, dass diese (im Vergleich zu SPD-Alleinregierungen) höher ist, wenn die Grünen an der Regierung beteiligt sind. Bei Kontrolle zusätzlicher Variablen und Einführung von länderspezifischen Regressionskonstanten (zur Kontrolle unbeobachteter Drittvariablen, die Niveauunterschiede zwischen den Ländern bedingen) verschwindet dieser Effekt allerdings. Ähnlich sind die Ergebnisse für verschiedene Kategorien von Gewaltkriminalität, auf deren

¹⁶ Effektiv unterscheidet sich nur der Nenner: Aufklärungsquote = aufgeklärte Fälle/registrierte Fälle, Arrestrate = verhaftete Tatverdächtige/100.000 Einwohner, wobei Corman/Joyce/Lovitch (1987) das Kriminalitätsaufkommen (Nenner der Aufklärungsquote) als Kontrollvariable berücksichtigen. Da in den USA ein Fall als aufgeklärt gilt, wenn ein Tatverdächtiger arrestiert wird und die meisten Delikte von Einzeltätern verübt werden, entspricht die Zahl der Verhaftungen praktisch der Zahl der aufgeklärten Fälle.

Aufkommen sich eine Regierungsbeteiligung von CDU/CSU nicht auswirkt (Entorf/Winker 2001; 2002; 2003; 2005). Insofern scheint die parteipolitische Zusammensetzung der Regierung nicht über durch die Sanktionierungswahrscheinlichkeit vermittelte Effekte hinaus für das Kriminalitätsaufkommen von Bedeutung zu sein. Allerdings ist zu bedenken, dass möglicherweise weniger die aktuelle Regierungszusammensetzung, als viel mehr eine durch langjährige Regierungsbeteiligung und Durchdringung der Landesverwaltung geschaffene Dominanzstellung einer Partei für die Politikproduktion von Bedeutung ist, wie Schmidt (1980) betont. In diesem Fall könnten die Ergebnisse anders ausfallen, wenn statt einer qualitativen Variablen für die aktuelle Regierungszusammensetzung beispielsweise die Anzahl der kumulierten Regierungsjahre der Parteien im jeweiligen Bundesland als Indikator herangezogen würden.

4.6 Diskussion

Insgesamt lässt sich auf Grundlage vorliegender Ergebnisse folgendes über die Bedeutsamkeit der oben benannten Entscheidungsvariablen festhalten: Vieles spricht dafür, dass die Sanktionierungswahrscheinlichkeit die Bedeutung hat, welche ihr von ökonomischer Kriminalitätstheorie und Modernisierungstheorie zugeschrieben wird. Weniger klar ist dies bei der Sanktionshärte. Soweit für verschiedene Indikatoren Zusammenhänge mit Gewaltkriminalitätsraten ermittelt wurden, hatten diese i.d.R. ein negatives Vorzeichen und sind daher eher im Sinne einer Unterstützung der ökonomischen Kriminalitätstheorie bzw. (im Falle von Gefangenenraten) eines Ausschaltungseffektes zu interpretieren. Relativ häufig sind aber auch nicht von Null verschiedene Effekte, die Robustheit des Effektes ist also geringer. Lediglich eine Studie weist darauf hin, dass der Zusammenhang zwischen Gefangenenrate und Aufkommen an Gewaltdelikten kurvilinear ist, d.h. zunehmende Punitivität möglicherweise einen kriminogenen Effekt im Sinne des modernisierungstheoretischen Ansatzes hat, der ab einem gewissen Punkt – den die USA inzwischen überschritten haben, der aber (noch?) weit von dem in anderen Industrieländern üblichen Niveau der Gefangenenraten entfernt liegt – Ausschaltungs- und Abschreckungseffekte überwiegt. Wesentlich geringere Bedeutung als Aufklärungs- und Verurteiltenquoten sowie Strafhärte scheint die Personalausstattung der Polizei zu haben, die allenfalls einen leichten kriminalitätsdämpfenden Effekt zu haben scheint. Dieses Resultat ist konsistent mit den vorliegenden Befunden zum Einfluss der Ressourcenausstattung auf Aufklärungs- und Verurteiltenraten, der bestenfalls gering ist. Diese Form des „Outputs“ politischer Entscheidungsprozesse scheint also wenig relevant im Hinblick auf „Outcomes“ zu sein. Was schließlich den Einfluss „politischer“ Variablen auf die Entscheidungsvariablen und über diese hinaus auf das Kriminalitätsaufkommen betrifft, so gibt es erste Evidenzen dafür, dass die politische Orientierung von Landesregierungen bezüglich der Sanktionierungswahrscheinlichkeit durchaus einen Unterschied macht, ein nicht über diese vermittelter Effekt auf die Belastung mit Delinquenz aber nicht anzunehmen ist.

5. Empirische Analysen

5.1 Zielsetzung

Bei den im Folgenden dargestellten Analysen gilt mein Hauptinteresse der Frage, ob die oben genannten Entscheidungsvariablen einen Einfluss auf das Aufkommen an Raubdelikten haben. Daneben werden auch Ergebnisse von Berechnungen mit den Entscheidungsvariablen als *abhängiger Variable* präsentiert. Diese sollen ein Licht auf die von Manfred G. Schmidt (1980) seinerzeit auch im Hinblick auf das Politikfeld Innere Sicherheit diskutierte Frage, ob die parteipolitische Zusammensetzung der Landesregierungen relevant für Politikergebnisse (hier: die Entscheidungsvariablen) ist, werfen.

5.2 Vorgehensweise

Meinen Analysen liegt ein Datensatz zugrunde, der für $N=11$ Bundesländer jeweils bis zu $T=34$ jährliche Beobachtungen aufweist. Bei einer solchen Datensatzstruktur spricht man von "Pooled Time-Series Cross-Section" (= "Pooled Time Series" oder "Time-Series Cross-Section") im Unterschied zu Panel-Daten, für die üblicherweise gilt, dass $N \gg T$, T relativ klein (i.d.R. weniger als zehn Zeitpunkte) ist, und die Einheiten meist eine Zufallsstichprobe darstellen (Beck/Katz 1996: 2; 1995: 271-274). Im ökonomischen Schrifttum werden allerdings beide Varianten undifferenziert unter der Bezeichnung „Panel-Daten“ gehandelt (für Überblicke vgl. Baltagi 2001; Hsiao 2003). Ich werde im Folgenden wechselweise die Begriffe "Pooled Time-Series Cross-Section" und „Panel“ für Datensätze mit dominanter Zeitdimension verwenden. Die Modellauswahl muss sich bei derartigen Daten zunächst danach richten, ob die Reihen in der Zeitdimension stationär sind oder aber einen stochastischen oder deterministischen Trend aufweisen. Die klassische Inferenzstatistik, wie sie aus dem Kontext von Querschnittsanalysen bekannt ist, ist nämlich nur im stationären Fall anwendbar. Im nicht-stationären Fall sind spezielle Modelle heranzuziehen (vgl. Breitung/Pesaran 2005 für einen Überblick). Die Feststellung, ob die Datenreihen stationär sind, wurde anhand sogenannter „Einheitswurzeltests“ getroffen, welche die Nullhypothese prüfen, dass die Daten einen stochastischen Trend aufweisen (also integrierte Prozesse 1. Ordnung (I(1)) sind).¹⁷ Hierbei war zu beachten, dass deren Größe bei Vorliegen querschnittlicher Abhängigkeitsstrukturen verzerrt wird (O'Connell 1998). Zunächst wurde daher die Matrix der bivariaten Korrelationen zwischen den Reihen der 1. Differenzen¹⁸ für die einzelnen Bundesländer betrachtet, um Hinweise auf querschnittliche Abhängigkeiten zu erhalten. Ergaben sich deutliche Korrelationen zwischen den Reihen für die einzelnen Länder (dies war insbesondere bei den Häufigkeitsziffern für Raubdelikte der Fall), wurde neben konventionellen Panel-Einheitswurzeltests auch Pesarans (2003) CIPS*-Test für querschnittlich korrelierte Daten berechnet. Zu beachten ist freilich, dass auch dieser Test nicht bei allen Formen querschnittlicher Abhängigkeit optimale Größeneigenschaften besitzt, während andererseits konventionelle Tests von bestimmten Abhängigkeitsstrukturen kaum beeinträchtigt werden (Baltagi/Bresson/Pirotte 2005), wobei es keine Möglichkeit gibt festzustellen, welche genaue Form bei den vorliegenden Daten gegeben ist. Insofern ist einzuräumen, dass die Ergebnisse für querschnittlich korrelierte Daten mit einer gewissen Unsicherheit behaftet sind. Neben dem bereits erwähnten CIPS*-Test wurden der Einschätzung von Stationarität/Nicht-Stationarität die Ergebnisse zweier konventioneller Einheitswurzeltests zugrundegelegt: der W_{t-bar} -Test von Im, Pesaran und Shin (Im/Pesaran/Shin 2003) und der metaanalytische Fisher-ADF-Test von Maddala/Wu (1999). Beide Tests prüfen die Nullhypothese, dass die Daten für alle Einheiten (hier: Bundesländer) integrierte Prozesse 1. Ordnung sind. Die Alternativhypothese lautet, dass die Daten *für mindestens ein Land* stationär oder stationär um einen deterministischen Trend (je nach Spezifikation der Testgleichung) sind.¹⁹ Die Verwerfung der Nullhypothese impliziert also nicht zwangsläufig, dass die Daten für *alle* Einheiten stationär sind. Im

¹⁷ Hadri (2000) hat auch einen Test für die umgekehrte Nullhypothese, dass die Daten stationär sind, vorgelegt. Dieser Stationaritätstest ist aber praktisch unbrauchbar, da er extreme Größenverzerrungen aufweist, sobald die Daten autokorreliert sind (was i.d.R. der Fall ist) (Hlouskova/Wagner 2006).

¹⁸ Es wurden die 1. Differenzen betrachtet, da hohe Korrelationen zwischen den Reihen in Niveaus auch auf Nicht-Stationarität zurückzuführen sein können.

¹⁹ Es sind auch Tests vorgeschlagen worden (vgl. z.B. Levin/Lin/Chu 2002; Breitung 2000), bei denen die Alternativhypothese lautet, dass die Daten für *alle* Einheiten stationär sind. Sie neigen aber zwangsläufig auch zur Verwerfung von H_0 (alle Reihen sind nicht-stationär), wenn nur einzelne Reihen stationär sind (also auch H_1 falsch ist).

Moment gibt es noch keine Möglichkeit, mit befriedigender Zuverlässigkeit festzustellen, welche Einheiten möglicherweise trotz Verwerfung der Nullhypothese stochastische Trends aufweisen. Bei allen verwendeten Tests sind vom Anwender die deterministischen Komponenten (Konstante und möglicherweise ein Zeittrend) der Testgleichung (die für jede Einheit separat geschätzt wird) zu spezifizieren. Die korrekte Spezifikation der Testgleichung ist von hoher Bedeutung: ist sie zu sparsam, können Größenverzerrungen auftreten, während überflüssige Parameter die Teststärke beeinträchtigen können. Im Gegensatz zur Analyse einzelner Zeitreihen (s. Dickey/Fuller 1981) sind für den Kontext der Analyse von Panel-Daten keine formalen Tests verfügbar, welche die Entscheidung hierüber unterstützen könnten. Insofern folgte ich der Empfehlung in der Literatur zur Analyse einzelner Zeitreihen (Hamilton 1994: 501), eine sowohl unter der Null- als auch der Alternativhypothese plausible Spezifikation zu wählen. Dies führte immer zum Einschluss einer einheitsspezifischen Konstanten (wegen der sehr unterschiedlichen Niveaus der Bundesländer). Ein einheitsspezifischer Zeittrend wurde in die Testgleichung aufgenommen, wenn die Reihe für mindestens ein Land Anzeichen für ein lineares Zu- oder Abnehmen über die Zeit erkennen ließ, Stationarität um einen konstanten Mittelwert also keine plausible Alternativhypothese mehr darstellte. Neben den deterministischen Komponenten war zudem der sogenannte Augmentierungsgrad für die Testgleichungen zu wählen, d.h. festzustellen, wie viele verzögerte Werte der abhängigen Variable in der rechten Seite aufzunehmen waren, um Residuen zu erhalten, die frei von serieller Korrelation sind. Die Frage des Augmentierungsgrades ist von ähnlicher Bedeutung wie die Spezifikation der deterministischen Komponenten, d.h. sie ist für Größe und Teststärke von Relevanz. Hier wurden die Augmentierungsgrade für die einzelnen Testgleichungen wie folgt bestimmt: zunächst wurde ein maximaler Augmentierungsgrad k_{\max} nach folgenden Formeln festgelegt:

$$k_{\max} = \text{int} \left[12 \left(\frac{T}{100} \right)^{1/4} \right]$$

sofern (T - Anzahl der exogenen Variablen) > 12, andernfalls

$$k_{\max} = \text{int} \left[(T - \text{Anzahl der exogenen Variablen}) \left(\frac{T}{100} \right)^{1/4} \right]^{20}$$

Anschließend wurde die Testgleichung mit allen Augmentierungsgraden zwischen $k=0$ und k_{\max} berechnet und die Spezifikation gewählt, welche das modifizierte Akaike-Informationskriterium (MAIC, vgl. Ng/Perron 2001) minimiert. In einigen Fällen führte diese Prozedur zu einer Überpezifikation der Testgleichung.²¹ Hier wurde der Augmentierungsgrad dann über sequentielle t-Tests für die Signifikanz des letzten verzögerten Terms (auf 10%-Niveau), beginnend mit k_{\max} , gewählt (ein Verfahren, bei dem auch eine Unterspezifikation unwahrscheinlich sein sollte, vgl. Ng/Perron 1995). Es zeigte sich eine große Empfindlichkeit gegenüber der Methode der Auswahl der Augmentierungsgrade, insofern das Testergebnis bei Wahl des alternativen Verfahrens dann meist anders ausfiel.

Tabelle A1 im Tabellenteil enthält die Ergebnisse der Einheitswurzeltests. Wie zu erkennen ist, konnte für die Häufigkeitsziffern der Gewaltdelikte die Nullhypothese der Nicht-Stationarität aller Einheiten nicht zurückgewiesen werden, mit Ausnahme der Homizidraten. Konventionelle Methoden der Analyse von Panel-Daten können also nur für letztere herangezogen werden.

Wie Tabelle A 1 außerdem zu entnehmen ist, weisen auch die meisten anderen Variablen stochastische Trends auf.²² Da langfristige Gleichgewichtsbeziehungen nur zwischen Größen bestehen können, welche den gleichen Integrationsgrad aufweisen, ergeben sich aus den Ergebnissen der Einheitswurzeltests erste inhaltliche Schlussfolgerungen: weder Gefangenennraten noch Polizeistärke sind für die langfristige Entwicklung der Homizidraten von Bedeutung.

²⁰ Die erste Formel wird von Ng/Perron (2001: 1544) empfohlen, die zweite stellt eine im Programm Eviews implementierte Abwandlung der ersten dar, welche bei kleinen T die Selektion eines zu hohen k_{\max} vermeiden soll (Quantitative Micro Software 2007).

²¹ So führte die Spezifikation nach dem MAIC dazu, dass die Nullhypothese der Nicht-Stationarität für die in den meisten Bundesländern um ein stabiles Niveau fluktuierenden Homizidraten nicht zurückgewiesen werden konnte. Nach Wahl des Augmentierungsgrades über sequentielle t-Tests war dies aber der Fall.

²² Da sich die weiteren Analysen auf die Kategorie „Raub“ beschränken, wurden keine Einheitswurzeltests für die Aufklärungsquoten der anderen Deliktategorien berechnet.

Die weiteren hier vorgelegten Analysen beschränken sich aus Platzgründen auf die Raten der vollendeten Raubdelikte. Hierbei handelt es sich um eine Deliktkategorie mit einer sehr dynamischen Entwicklung im Beobachtungszeitraum. Da der Tatbestand physischen Angriff und materielle Schädigung beinhaltet, ist von einer im Vergleich etwa zu Körperverletzungsdelikten recht hohen und wenig volatilen Anzeigebereitschaft auszugehen, sodass Verzerrungen der Hellfelddaten durch z.B. eine steigende Sensibilität gegenüber Gewalt weniger schwer ausfallen dürften.

Nachdem die Einheitswurzeltests ergeben hatten, dass die Raten der Raubdelikte und die erklärenden Variablen stochastische Trends aufweisen, wurde im nächsten Schritt geprüft, ob die Raubraten mit den anderen Variablen kointegriert sind. Man spricht davon, dass zwei Variablen kointegriert sind, wenn sie a) den gleichen Integrationsgrad (I) aufweisen, und b) eine lineare Kombination (also die Residuen einer Regression der einen auf die andere Reihe) beider Reihen stationär ist (Engle/Granger 1987). Wie Phillips/Moon (1999) gezeigt haben, hängen die Eigenschaften von Regressionsmodellen mit nicht-stationären Panel-Daten davon ab, ob Kointegration vorliegt oder nicht. Im kointegrierten Fall schätzen die Regressionskoeffizienten die Kointegrationsparameter konsistent. Im Gegensatz zum Fall der Analyse einzelner Zeitreihen schätzen die Regressionskoeffizienten auch im nicht-kointegrierten Fall konsistent die „langfristigen durchschnittlichen Regressionskoeffizienten“ (Phillips/Moon), allerdings mit sehr geringer Präzision (die Koeffizienten folgen in diesem Fall ebenfalls einer Normalverteilung, deren Varianz sich nach einer sehr komplizierten Formel – die daher hier nicht wiedergegeben wird – bestimmt).

Ob Kointegration vorliegt, wurde anhand sogenannter Kointegrationstests geprüft. Herangezogen wurde hier Pedronis (1999) parametrische „Gruppen t-Statistik“, die nach dem Prinzip residuenbasierter Kointegrationstests für einzelne Zeitreihen konstruiert ist: für jede Einheit wird eine einfache Regressionsgleichung geschätzt und dann ein Einheitswurzeltest für die Residuen berechnet. Sind die Residuen stationär, kann die Nullhypothese keiner Kointegration zurückgewiesen werden. Pedronis Test beinhaltet noch eine parametrische Korrektur für serielle Korrelation der Residuen. Die individuellen Teststatistiken werden dann gemittelt und der Mittelwert einer Standardisierung unterzogen, sodass unter der Nullhypothese eine standard-normalverteilte Teststatistik resultiert. Die Nullhypothese des Panel-Kointegrationstests lautet: „Für keine Einheit besteht Kointegration“, die Alternative ist „für mindestens eine Einheit ist Kointegration gegeben“.

Die Kointegrationstests mit den Raubraten als abhängige Variable wurden für die logarithmierten Reihen durchgeführt,²³ ansonsten werden jene Ergebnisse für die Kointegrationstests dargestellt, die resultieren, wenn die Variablen in der Form (teilweise in Niveaus, teilweise in natürlichen Logarithmen) in die Testgleichungen eingingen, in der sie auch in den nachfolgend berichteten Kointegrationsmodellen aufgenommen wurden. Es wurden jeweils individuen-spezifische Konstanten und Trends als deterministische Komponenten in die Testgleichung aufgenommen, der Augmentierungsgrad wurde anhand des Akaike-Informationskriteriums (AIC) festgelegt. Tabelle A 2 präsentiert die Ergebnisse einer Reihe bivariater Kointegrationstests:²⁴ Die Nullhypothese keiner Kointegration mit den Strafverfolgungsindikatoren kann demnach nur im Verhältnis der Raubraten zu den Aufklärungsquoten, und – allerdings nur auf 10%-Signifikanzniveau – den Gefangeneneraten verworfen werden. Die Polizeistärke ist offenbar nicht mit den Raten der Raubdelikte kointegriert. Unter den Kontrollvariablen stehen das Bruttoinlandsprodukt pro Kopf, die Sozialhilfebezugsrate und die Fluktuationen des Anteil von männlichen Personen im Alter von 15-24 Jahren an der Gesamtbevölkerung in einer Kointegrationsbeziehung zu den Häufigkeitsziffern der Raubdelikte.

Kointegrationstests geben zunächst nur Auskunft über das Bestehen von Kointegrationsbeziehungen, nicht aber über Vorzeichen und Stärke sowohl langfristiger als auch kurzfristiger Effekte. Diese sind mittels spezieller multivariater Modelle zu bestimmen. Meine weiteren Analysen konzentrieren sich auf die Schätzung der Kointegrationsparameter, da kurzfristige Zusammenhänge

²³ Die Kointegrationstests waren auch in Niveaus berechnet worden, lieferten aber seltener Hinweise auf Kointegration als bei Anwendung auf die Logarithmen, was ein Hinweis darauf ist, dass eine Log-Log-Spezifikation der Beziehungen zwischen Raubraten und Kovariaten korrekt ist. Kointegration in Niveaus impliziert im allgemeinen auch Kointegration in Logarithmen, aber nicht umgekehrt (Banerjee et al. 1993: 199).

²⁴ Von multivariaten Kointegrationstests wurde abgesehen, da Pedronis Test im multivariaten Fall nur valide ist, wenn die unabhängigen Variablen untereinander nicht kointegriert sind. Wie eine Reihe paarweiser Tests auf Kointegration zwischen den unabhängigen Variablen zeigte, sind diese aber häufig untereinander kointegriert.

nur von sekundärem Interesse sind. Dabei war dem Problem der möglichen Endogenität der Regressoren (im Sinne von Rückwirkungen der abhängigen Variablen auf die unabhängige) – das in der empirischen Literatur zum Zusammenhang zwischen Strafverfolgungsindikatoren und Kriminalitätsaufkommen breite Beachtung findet und im Kontext der Kointegrationsanalyse ein häufig anzutreffendes Phänomen ist – Rechnung zu tragen. Des Weiteren wurde die große querschnittliche Heterogenität des Datensatzes berücksichtigt, indem nicht von vornherein unterstellt wurde, dass die Kointegrationsparameter für alle Bundesländer identisch sind. Dies ist insofern von Bedeutung, als Modelle, die Einheitlichkeit der Parameter unterstellen, den Durchschnitt der Parameter nicht konsistent schätzen, wenn diese heterogen sind Pesaran/Smith (1995: 91). Es wurden zwei Modellierungsstrategien gewählt: a) Schätzung von Lang- und Kurzfristparametern über individuelle Fehlerkorrekturmodelle und ein Modell, welches homogene Kointegrationsparameter unterstellt, aber heterogene kurzfristige Koeffizienten zulässt (der „pooled mean group estimator“, vgl. Pesaran/Shin/Smith 1999). Im Rahmen dieser Strategie ist es möglich, die Hypothese einheitlicher Kointegrationsparameter einem formalen Test zu unterziehen. b) Schätzung der Kointegrationsparameter über individuelle und „gepoolte“ Modelle, bei denen mögliche Verzerrungen durch Endogenität der Regressoren durch Aufnahme von zurückliegenden und zukünftigen Differenzen der Variablen als Regressoren in die Gleichung („Dynamic Ordinary Least Squares“ (DOLS), s. Stock/Watson 1993 für einzelne Zeitreihen und Kao/Chiang 2000 für nicht-stationäre Panels).

ad a) Fehlerkorrekturmodelle

Ausgangspunkt ist eine Modellierung als sogenanntes „Autoregressives Distributed Lag“ (ARDL)-Modell:

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^p \rho_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \beta'_{ij} X_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(Das Subskript „t“ bezieht sich auf den Zeitpunkt, das Subskript „i“ auf die Einheit, „j“ auf den Grad der Verzögerung; X_{ij} ist ein $(k \times 1)$ -Vektor unabhängiger Variablen). Im kointegrierten Fall ist der Fehlerterm in (1) stationär (was ansonsten bei der Schätzung der Gleichung mit nicht-stationären Daten nicht der Fall wäre). Es ist dann eine Reparametrisierung als sogenanntes „Fehlerkorrekturmodell“ („Error Correction Model“, ECM) möglich:

$$\Delta y_{it} = \varphi_i (y_{i,t-1} - \vartheta'_i X_{it}) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij} \Delta y_{i,t-1} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta'_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

mit

$$\begin{aligned} \varphi_i &= -(1 - \sum_{j=1}^p \rho_{ij}), \\ \theta_i &= \sum_{j=0}^{q-1} \frac{\beta_{ij}}{1 - \sum_k \lambda_{ik}}, \\ \lambda_{ij} &= - \sum_{m=j+1}^p \rho_{im}, \text{ und} \\ \delta_{ij} &= - \sum_{m=j+1}^q \beta_{im}. \end{aligned}$$

Die Parameter im Vektor θ sind die Koeffizienten für die langfristigen Zusammenhänge, die φ -Parameter sind die sogenannten Fehlerkorrekturparameter, welche die Geschwindigkeit der Rückkehr zum langfristigen Entwicklungspfad von y nach Veränderungen einer der unabhängigen Variablen beschreiben und bei korrekter Modellspezifizierung stets ein negatives Vorzeichen haben müssen. Ist ein φ -Koeffizient gleich Null, bedeutet dies, dass y langfristig nicht auf Änderungen im stochastischen Trend von x reagiert, d.h. (vereinfacht gesagt) keine Kointegrationsbe-

ziehung besteht.²⁵ Die δ -Koeffizienten repräsentieren kurzfristige Effekte von Fluktuationen der x -Variablen um ihren Trend, die λ -Parameter beschreiben die Geschwindigkeit, mit der kurzfristige Schwankungen von y abgebaut werden.

Da (2) eine nicht-lineare Gleichung ist, schätzt die hier verwendete STATA-Routine `xtpmg`²⁶ die Spezifikation als ARDL-Modell 1. Ordnung in folgender „reduzierte Form“ (entsprechend der „Bårdsen-Transformation“ des Fehlerkorrekturmodells, vgl. Banerjee et al. 1993: 54), aus der dann mittels eines Algorithmus die Parameter in (2) rekonstruiert werden:

$$\Delta y_{it} = \phi_i y_{i,t-1} + \pi_i' X_{i,t} + \psi_i' \Delta X_{i,t} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (3).^{27}$$

Der ungewichtete arithmetische Mittelwert der Parameter der N individuellen Fehlerkorrekturmodelle stellt jeweils einen konsistenten Schätzer des durchschnittlichen Koeffizienten dar, den „mean group (MG) estimator“. Der MG-Schätzer erlaubt also eine Variation aller Modellparameter über die Einheiten – der Preis hierfür ist ein Verlust an Effizienz, da eine große Anzahl von Parametern zu schätzen ist. Sind die θ -Koeffizienten für die Einheiten jeweils identisch (homogen), erlaubt ein entsprechend restringiertes Fehlerkorrekturmodell – der sogenannte „pooled mean group (PMG) estimator“ – eine effizientere Schätzung der langfrist-Parameter. Dies wäre angesichts der geringen Zahl der Beobachtungen ($T=34$), welche für die einzelnen Bundesländer zur Verfügung stellen, von großem Vorteil. Geschätzt wird dann folgende Gleichung:

$$\Delta y_{it} = \phi_i (y_{i,t-1} - \vartheta' X_{it}) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij} \Delta y_{i,t-1} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta'_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Die `xtpmg`-Routine verwendet einen Maximum-Likelihood-Algorithmus zur Schätzung der Parameter von (4). Ob die Restriktion der langfrist-Parameter zulässig ist, kann mittels eines Hausman-Tests (Hausman 1978) geprüft werden.

Der Vergleich von MG- und PMG-Schätzer erlaubt es also, die Annahme homogener Parameter zu prüfen. Hinzuweisen ist allerdings auf einige Einschränkungen der Aussagekraft der Ergebnisse im vorliegenden Fall: Erstens setzt die Schätzung der kurzfrist-Parameter Exogenität der Regressoren voraus, die hier nicht unterstellt werden kann. Dies könnte sich auch auf die Schätzung der langfrist-Parameter auswirken, da diese von den kurzfristigen Koeffizienten abhängen. Zweitens setzt die Ermittlung des MG-Schätzers querschnittliche Unabhängigkeit der Einheiten voraus, die hier möglicherweise nicht gegeben ist.²⁸ Dies hat allerdings keinen Einfluss auf die Ergebnisse der individuellen ECM-Schätzungen (diese bleiben konsistent, sind aber ineffizient, da möglicherweise ein Schätzer – etwa nach Art des „Seemingly Unrelated Regression (SUR)“-Modells – konstruiert werden könnte, der die querschnittliche Abhängigkeit für Effizienzgewinne ausnutzt). Schließlich setzt der PMG-Schätzer voraus, dass die Regressoren untereinander nicht kointegriert sind (Pesaran/Shin/Smith 1999: 624f.), was ebenfalls möglicherweise nicht der Fall ist.

ad b) DOLS

Bei der Modellierung von Kointegrationsbeziehungen zwischen einzelnen Zeitreihen im dynamischen OLS-Modell wird von dem Umstand ausgegangen, dass im kointegrierten Fall die Koeffizienten in einem einfachen, nach dem kleinste-Quadrate-Verfahren geschätzten Regressionsmodell in Niveaus konsistente (sogar außergewöhnlich schnell konvergierende, d.h. „superkonsistente“) Schätzer der Kointegrationsparameter darstellen, aber in kleinen Stichproben durch Endogenität der Regressoren und/oder serielle Korrelation der Residuen verzerrt werden. Diese Verzerrungen lassen sich verringern, indem verzögerte und zukünftige Werte der ersten Differenzen der Regressoren in die Regressionsgleichung aufgenommen werden. In der Regel werden auch die Residuen dieses erweiterten Modells serielle Korrelation aufweisen, daher wird üblicherweise eine autokorrelations- und heteroskedastizitätskonsistent geschätzte Varianz-Kovarianzmatrix für inferenzstatistische Zwecke herangezogen.

²⁵ Es sind daher auch Kointegrationstests vorgeschlagen worden, welche die Hypothese $\phi = 0$ prüfen.

²⁶ Ich bedanke mich bei Edward F. Blackbourne III (Sam Houston State University) für die freundliche Überlassung des von ihm und Mark W. Frank programmierten ADO-Files. Zu Details der Routine vgl. Blackbourne/Frank (2007).

²⁷ Bei Bedarf können zusätzlich verzögerte Werte der 1. Differenzen der Regressoren in das Modell aufgenommen werden.

²⁸ Die Inspektion der Korrelationsmatrix der ersten Differenzen ergab deutliche Hinweise darauf, dass die meisten Variablen querschnittliche korreliert sind.

Das Prinzip der DOLS-Schätzung kann auch auf den Fall von Panel-Regressionsmodellen übertragen werden, allerdings sind die Koeffizienten in diesem Fall anders verteilt (sie folgen einer Normalverteilung, deren Varianz von der langfristigen Varianz-Kovarianzmatrix der Reihen abhängt) (Kao/Chiang 2000). Des Weiteren sind hier verschiedene Varianten denkbar, die unterschiedliche Grade der Homogenität der Parameter über die Einheiten hinweg unterstellen. Bei den hier vorgelegten Analysen wurde eine Routine (xtdols²⁹) verwendet, die Homogenität aller Parameter (bis auf die Regressionskonstanten) sowie der Varianzen der Residuen unterstellt. Geschätzt wurde folgende Gleichung:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1 t + \beta_2' X_{it} + \sum_{j=-q}^{+q} \gamma_j \Delta X_{it+j} + \varepsilon_{it} \quad (5).$$

(5) enthält auch einen Zeitindex t als Regressor, da nicht auszuschließen war, dass einige der beteiligten Reihen neben einer stochastischen auch eine deterministische Trendkomponente („drift“) enthalten.³⁰ Die für statistische Inferenz benötigte langfristige Varianz-Kovarianzmatrix der Residuen wird in der verwendeten Routine nicht-parametrisch unter Verwendung des Bartlett-Kerns und einer Bandbreite von fünf geschätzt. Eine wichtige Frage bei der Schätzung von (5) ist die Festlegung des Wertes für q . Hierzu finden sich in der Literatur allerdings keine klaren Anweisungen (außer dass q in bestimmter Weise mit der Zeitdimension T zunehmen sollte). Die vorliegenden Analysen basieren auf Schätzungen mit $q=2$ oder $q=1$, wobei jeweils geprüft wurde, ob eine Erhöhung auf maximal drei oder eine Absenkung Einfluss auf die Ergebnisse hat.³¹ Angesichts der Erfahrungen mit den MG- und PMG-Schätzern erscheint die Annahme identischer kurz- und langfrist-Parameter für alle i sehr restriktiv. Daher wurden bei der Analyse der Raubraten (mit Jean Salvatis *dolssw*-Routine³²) für die einzelnen Bundesländer auch separate DOLS-Gleichungen mit individuellen Parametern geschätzt. Der Preis für die Aufgabe der Annahme der Parameter-Homogenität bestand allerdings in einer geringen Präzision der Schätzungen, da die Anzahl der Parameter im Verhältnis zur Anzahl der Beobachtungen für die einzelnen Bundesländer bei der vorliegenden Zeitdimension zwangsläufig recht hoch ist. Zudem konnte für q nur ein geringer Wert gewählt werden, da durch Erhöhung von q um 1 jeweils 2 Beobachtungen verloren gehen und $k \times 2$ (k ist hier die Anzahl der Regressoren) zusätzliche Koeffizienten geschätzt werden müssen. In der Regel erwies sich nur ein q -Wert von Eins als praktikabel, allenfalls nach Eliminierung einiger nicht-signifikanter Variablen aus der Schätzgleichung konnte $q=2$ oder $q=3$ gesetzt werden. Die geringe Anzahl der verzögerten und zukünftigen Differenzen der Regressoren in den individuellen Schätzgleichungen birgt die Gefahr in sich, dass Verzerrungen durch Endogenität der Regressoren nicht vollständig beseitigt werden.

5.3 Analysen der Raubraten

5.3.1 Hypothesen

Die empirischen Analysen dienen der Prüfung der im Folgenden explizierten Hypothesen:

a) Aufklärungsquote:

Aus Sicht sowohl der modernisierungstheoretischen Perspektive als auch der ökonomischen Kriminalitätstheorie ist ein negativer Zusammenhang zwischen Aufklärungsquote und Gewaltkriminalität zu erwarten. Beide legen also folgende Hypothese nahe:

H1a: Je höher die (deliktsspezifische) Aufklärungsquote, desto niedriger die (deliktsspezifische) Kriminalitätsrate.

Allerdings gilt aus Sicht der Modernisierungstheorie folgende Einschränkung: sofern eine hohe Aufklärungsquote den Einsatz von Ermittlungsmethoden reflektiert, welche die Legitimität des staatlichen Gewaltmonopols gefährden, ist ein gegenläufiger Effekt denkbar. Solange keine Indi-

²⁹ Der Verfasser dankt Jean Salvati (IMF) für die freundliche Übermittlung des entsprechenden ADO-Files.

³⁰ Da die Fehlerkorrekturmodelle in Differenzen formuliert sind, findet dort eine potentielle „drift“ in Gestalt der Konstanten Berücksichtigung.

³¹ Q -Werte über drei wären impraktikabel gewesen, da dann die Zeitdimension des Datensatzes zu stark geschrumpft wäre (bei $q=4$ hätte sich T auf 25 reduziert).

³² Diese Routine verwendet Den Haan/Levins (1996) parametrische Prozedur zur Schätzung heteroskedastizitäts- und autokorrelationskonsistenter Standardfehler.

katoren hierfür in der Analyse berücksichtigt werden, ist daher auch ein Null-Effekt der Aufklärungsquote mit der modernisierungstheoretischen Perspektive vereinbar, nicht aber mit der ökonomischen Kriminalitätstheorie. Aus Sicht des Routine-Aktivitäten-Ansatzes ist zu erwarten, dass die Nullhypothese aufrechtzuerhalten ist:

H1b: Der Effekt der Aufklärungsquote auf die (deliktspezifische) Kriminalitätsrate ist nicht von Null verschieden.

b) Polizeistärke:

Auch hier konvergieren ökonomische Kriminalitätstheorie und Modernisierungstheorie hinsichtlich des erwarteten Zusammenhangs mit dem Kriminalitätsaufkommen, wobei unterschiedliche kausale Mechanismen angenommen werden:

H2a: Je höher die Polizeistärke, desto niedriger die (deliktspezifische) Kriminalitätsrate.

Nach dem Routine-Aktivitäten-Ansatz ist hingegen anzunehmen, dass die Nullhypothese keines Zusammenhangs nicht verworfen werden kann.

H2b: Der Effekt der Polizeistärke auf die (deliktspezifische) Kriminalitätsrate ist nicht von Null verschieden.

c) Gefangenenrate:

Aus modernisierungstheoretischer Perspektive stellt die Inhaftierungsrate einen Indikator für Punitivität und – solange keine direkteren Indikatoren hierfür berücksichtigt werden – einen breiter angelegten Wandel der Kriminalpolitik sowie von Ökonomisierungsprozessen dar, die beide kriminogen wirken. Insofern eine zunehmende Strafhärte selbst auf eine Umkehrung des Prozesses der Abmilderung staatlichen Gebrauchs von Zwangsmitteln, welche in einer fortgeschrittenen Phase Teil des von Elias beschriebenen Zivilisationsprozesses ist (Heiland/Shelley 1992: 4, 9), impliziert, ist mit einem verstärkenden Effekt auf die Inzidenz von Gewaltdelikten zu rechnen.

H3a: Je höher die Inhaftierungsrate, desto höher die (deliktspezifische) Rate an Gewaltdelikten.

Zu einer gegenläufigen Erwartung führen die ökonomische Kriminalitätstheorie und der gelegheitsstrukturelle Ansatz (wobei, wie erwähnt, unterschiedliche Vermittlungsprozesse angenommen werden):

H3b: Je höher die Inhaftierungsrate, desto niedriger die (deliktspezifische) Rate an Gewaltdelikten.

Ein nicht signifikant von Null verschiedener Effekt entspräche der gelegheitsstrukturellen Perspektive.

H3c: Zwischen Gefangenenrate und Kriminalitätsaufkommen besteht kein statistischer Zusammenhang.

5.3.2 Kontrollvariablen

Neben den o.g. Strafverfolgungsindikatoren wird in den multivariaten Analysen eine Reihe von Kontrollvariablen berücksichtigt, die sich in der empirischen Kriminalitätsforschung als relevant erwiesen haben und mit den interessierenden unabhängigen Variablen korreliert sein könnten:

a) Der prozentuale Anteil der 15-24-jährigen Männer an der Gesamtbevölkerung (jeweils am 31.12.).³³ Bekanntlich ist die Kriminalitätsbelastung bei männlichen Jugendlichen und jungen Männern am höchsten, sodass die Kriminalitätsrate mit ihrem Anteil an der Bevölkerung variieren wird. Es ist nicht unplausibel anzunehmen, dass sich Entscheidungen über die personelle Ausstattung der Polizei auch an der Stärke der kriminell hoch aktiven Altersgruppen orientieren, also personelle Aufstockungen erfolgen, wenn stark besetzte Kohorten das relevante Alter erreichen. Es ist also denkbar, dass der Bevölkerungsanteil der jungen Männer eine Suppressorvariable darstellt, welche eine denkbare negative Beziehung zwischen Polizeistärke und Kriminalitätsaufkommen unterdrückt.

b) Die Anzahl der Bezieher laufender Hilfe zum Lebensunterhalt (kurz: Sozialhilfeempfänger) außerhalb von Einrichtungen pro 100.000 Einwohner.³⁴ Hierbei handelt es sich um einen groben Armutsindikator, da die Höhe der Sozialhilfe etwa 40 Prozent des durchschnittlichen verfügbaren

³³ Quelle: Statistisches Bundesamt (2006a).

³⁴ Datenquellen: Bartsch (2006) und Statistisches Bundesamt (2006b).

Nettoeinkommens pro Kopf beträgt, also etwas unterhalb der gängigen Armutslinie von 50 Prozent liegt (zur Problematik der Armutsmessung vgl. Andreß 1999). Von Relevanz sollte die Armutsquote deshalb sein, weil von ihr aus modernisierungstheoretischer Sicht ein kriminogener Effekt zu erwarten ist und die Prozesse, welche für Punitivitätstendenzen verantwortlich sind, auch zu einem Anstieg der Armutsquoten führen sollten. Ohne Kontrolle der Armutsquote könnte der Gefangenenrate daher fälschlich ein kriminogener Effekt zugeschrieben werden. Die Sozialhilfebezugsraten weisen 1994 einen Bruch auf, da ab diesem Jahr Asylbewerber nicht mehr erfasst wurden (da diese nun Leistungen nach dem Asylbewerberleistungsgesetz erhielten). Der Effekt dieses Bruches wurde im Sinne einer Interventionsanalyse geschätzt und die Reihen entsprechend adjustiert.

c) Das reale Bruttoinlandsprodukt pro Kopf (Preise von 1995).³⁵ Die Wirtschaftskraft könnte einen Effekt auf das Kriminalitätsaufkommen haben, insofern sie einen Indikator für legale und illegale Einkommensmöglichkeiten darstellt.

d) Die Arbeitslosenquote.³⁶ Praktisch alle kriminologischen Theorien lassen einen Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und Kriminalitätsaufkommen erwarten. Gleichzeitig wird in der Literatur zum Gebrauch strafrechtlicher Sanktionen seit Rusche und Kirchheimers klassischer Abhandlung (Rusche/Kirchheimer 1939) die Annahme diskutiert, dass die Institution des Gefängnisses in kapitalistischen Systemen der Bewältigung eines Überangebots an Arbeitskräften dient und daher die Gefangenenraten positiv mit der Arbeitslosenquote assoziiert sein sollten. Insofern handelt es sich auch hier um eine Variable, die statistisch kontrolliert werden sollte.³⁷

5.3.3 Ergebnisse

a) Panel-DOLS

Tabelle A 3a zeigt die Koeffizienten des Panel-DOLS Modells nach schrittweiser Eliminierung nicht signifikanter Koeffizienten.³⁸ Alle Variablen wurden in logarithmierter Form in das Modell aufgenommen (vgl. oben Fn.23), sodass die Koeffizienten als Elastizitäten zu interpretieren sind und die proportionale Reaktion der Raubraten auf eine proportionale Veränderung der jeweiligen unabhängigen Variablen repräsentieren. Wie zu sehen ist, ergibt sich für die Aufklärungsquote ein signifikanter negativer Effekt. Die Rate der vollendeten Raubdelikte wird demnach langfristig um 1,4 Prozent sinken, wenn die Aufklärungsquote um 1 Prozent zunimmt. Im Beobachtungszeitraum bewegten sich die Aufklärungsquoten in dem Bundesland mit der größten Spannweite (HH) zwischen 29 und 61 Prozent. Demnach impliziert der ermittelte Koeffizient eine Abnahme der Raubrate um etwa 50 Prozent, wenn die Aufklärungsquote in einem Bundesland von einem Jahr auf das andere vom Minimum zum Maximum springen und die Werte aller anderen Variablen unverändert bleiben würden.

In Übereinstimmung mit den meisten vorliegenden Ergebnissen ergibt sich für die Gefangenenrate im Unterschied zu den MG-/PMG-Modellen (s.u.) ebenfalls ein negativer Effekt, was eine abschreckungstheoretische Interpretation nahe legt. Die Häufigkeitsziffer für Raubdelikte würde bei einem Sprung der Gefangenenrate vom Minimum (118 Gefangen pro 100.000 Einwohner) zum Maximum (222) demnach um 20 Prozent abnehmen. Außerdem beeinflusst auch der Anteil der 15-24-jährigen Männer an der Bevölkerung (Veränderung der Raubrate um +44 Prozent bei einem

³⁵ Datenquellen: Statistisches Landesamt Baden-Württemberg (2004; 2006). Für 2004 musste das reale BIP/Kopf auf Basis der Veränderungsraten in Statistisches Landesamt Baden-Württemberg (2007) geschätzt werden, da entsprechende Daten für dieses Jahr bisher nicht veröffentlicht wurden.

³⁶ Für die Jahre vor 1974 sind keine Arbeitslosenquoten auf Ebene der Bundesländer verfügbar. Daher wurde hier die jahresdurchschnittliche Arbeitslosenquote wie folgt geschätzt: die für Ende März und Ende September in Statistisches Bundesamt (versch. Jahre f; 2006c) ausgewiesenen Arbeitslosenzahlen wurden auf die Anzahl der Erwerbstätigen Ende April/Anfang Mai (Quellen: Statistisches Bundesamt versch. Jahre f; Moser 2006) bezogen, und dann das arithmetische Mittel dieser beiden Verhältniszahlen gebildet. Für die Jahre ab 1974 korrelieren die 1. Differenzen der so geschätzten Arbeitslosenquote (Korrelationen der Niveaus wären aufgrund des nicht-stationären Verhaltens der Daten wenig aussagekräftig) fast perfekt mit den 1. Differenzen der veröffentlichten jahresdurchschnittlichen Arbeitslosenquoten ($r=0,99$ für alle Bundesländer).

³⁷ Zur aktuelleren Diskussion vgl. Sutton (2004).

³⁸ Die Parameter der verzögerten und zukünftigen Differenzen der Regressoren (γ -Koeffizienten in (5)) sind nicht wiedergegeben, da sie ausschließlich der Beseitigung des Endogenitätsbias dienen und nicht inhaltlich interpretierbar sind.

Anstieg über den gesamten beobachteten Wertebereich) die langfristige Entwicklung der Raubdelikte. Allerdings verliert der Koeffizient des Bevölkerungsanteils der jungen Männer die Signifikanz, wenn die Raubrate für den wiedervereinigungsbedingten Bruch der Berliner Reihe (und einen Ausreißer im Saarland 2001) adjustiert wird (Tabelle A 3b).³⁹ Die anderen Parameter verändern sich aber kaum.⁴⁰ Wird noch eine entsprechende Adjustierung der Aufklärungsquote für einen Wiedervereinigungsbedingten Ausreißer 1991 vorgenommen, bleiben die Ergebnisse unverändert (Tab. A 3c).

Im Unterschied zu den PMG-/MG-Modellen ergeben sich im gepoolten DOLS-Schätzer schließlich keine Effekte von BIP/Kopf und Sozialhilfebezugsrate.

b) Die Mean-Group und Pooled Mean-Group-Schätzer

Tabelle A 4 zeigt die "mean group"-Schätzer des Fehlerkorrekturmodells nach Eliminierung überflüssiger Variablen und Aufnahme zusätzlicher verzögerter Werte der Differenzen einzelner Regressoren und Differenzen der Arbeitslosenquoten, für die sich für einige Länder ein signifikanter kurzfristiger Effekt ergab.⁴¹ Dies galt übrigens nicht für die Differenzen der Polizeistärke und der Gefangenenrate. Des Weiteren enthält die Tabelle auch jeweils den höchsten und niedrigsten Koeffizienten aus den Schätzgleichungen für die einzelnen Länder. Wie zu erkennen ist, streuen die Koeffizienten erheblich über die einzelnen Bundesländer und weisen in keinem Fall durchgängig das gleiche Vorzeichen auf. Zudem unterscheidet sich der durchschnittliche Effekt vieler Variablen, die in den Modellen für einzelne Länder signifikant sind (und deshalb nicht eliminiert wurden) nicht von Null. Unter den Kointegrationsparametern gilt dies für diejenigen der Sozialhilfebezugsquote. Es ist zudem wichtig hervorzuheben, dass der Fehlerkorrekturparameter für einzelne Bundesländer (Berlin; nur auf 10-Prozent-Niveau signifikant: SH, HE, HH, BW, BY) nicht signifikant ist. Dies legt nahe, dass für Berlin keine Kointegrationsbeziehungen mit den Variablen bestehen, für die langfristige Koeffizienten spezifiziert wurden. Von den Strafverfolgungsindikatoren ergeben sich nur für die Aufklärungsquote kurz- und langfristige Effekte: langfristig sinkt die Rate der Raubdelikte durchschnittlich um 1,1 Prozent, wenn die Aufklärungsquote proportional um 1 Prozent steigt. Die Elastizität der Raubdelikte gegenüber der Aufklärungsquote ist also nach den MG- und PMG-Modellen deutlich *kleiner* als nach dem DOLS-Modell, was etwas unerwartet ist, da eine Reduktion des Endogeneitätsbias in letzterem eigentlich zu betragsmäßig *niedrigeren* negativen Koeffizienten führen sollte. Die kurzfristigen Parameter weisen in Gegensatz zum Kointegrationsparameter durchschnittlich ein positives Vorzeichen auf, was eine vorübergehende Zunahme der Raubdelikte in Reaktion auf steigende Aufklärungsquoten nahelegen würde. Es kann aber gut sein, dass sich hier die oben erwähnte mögliche Endogenität der Aufklärungsquote bemerkbar macht – allerdings sollte diese Verzerrung eigentlich negativ sein.

Tabelle A 5 enthält die langfrist-Koeffizienten und die durchschnittlichen kurzfrist-Parameter für den PMG-Schätzer. Wie im Vergleich mit Tabelle A 4 zu erkennen ist, sind die Kointegrationsparameter bei gleichem Vorzeichen betragsmäßig deutlich größer als der Durchschnitt der individuellen Parameter des MG-Schätzers – mit Ausnahme der Aufklärungsquote, bei der das Gegenteil der Fall ist. Dies legt nahe, dass die Unterstellung identischer Kointegrationsparameter im PMG-Modell ungültig ist. Tatsächlich verwirft ein Hausman-Spezifikationstest die Nullhypothese, dass die Differenzen zwischen MG und PMG-Schätzern unsystematischer Natur sind, auf fünfprozentigem Signifikanzniveau. Ein weiterer auffälliger Unterschied ist, dass die Fehlerkorrekturparameter im Durchschnitt der PMG-Schätzer deutlich niedriger sind als die MG-Schätzer. Wie beim MG-Schätzer erweisen sich einzelne von ihnen als nicht-signifikant. Auf Basis eines entsprechenden Wald-Tests lässt sich die Hypothese, dass die Fehlerkorrekturparameter für Baden-Württemberg, Bayern, Berlin und Hamburg gleich Null sind, nicht zurückweisen. Es verstärkt sich also der Eindruck, dass die langfristige Entwicklung der Raubdelikte nicht in allen Bundesländern von der Entwicklung der Wirtschaftskraft, der Sozialhilfebezugsrate und der deliktsspezifischen Aufklärungsquote beeinflusst wird.

³⁹ Die Adjustierung wurde anhand der Koeffizienten für entsprechende Dummy-Variablen in zuvor geschätzten Interventionsmodellen vorgenommen.

⁴⁰ Analoge Ergebnisse werden erzielt, wenn die originalen Reihen verwendet werden und Berlin aus der Analyse ausgeschlossen wird.

⁴¹ Nicht wiedergegeben sind die Koeffizienten für zwei Dummy-Variablen, über die der wiedervereinigungsbedingte Bruch der Berliner Reihe sowie ein Ausreißer unbekannter Ursache in Schleswig-Holstein 2001 modelliert wurden.

c) individuelle DOLS-Modelle

Eine denkbare Erklärung für die Divergenz von PMG- und DOLS-Schätzern ist, dass bei letzteren die tatsächliche Heterogenität der Parameter in einer verzerrten Schätzung des Durchschnitts der individuellen Parameter niederschlägt. Dies sollte nicht mehr der Fall sein, wenn für jedes Bundesland ein eigenes DOLS-Modell spezifiziert wird, also alle Parameter frei variieren können. Tabelle A 6 zeigt die Ergebnisse:⁴² Ähnlich wie im Falle des MG-Schätzers zeigt sich eine große Heterogenität der Koeffizienten, insbesondere bei denjenigen für den Anteil der 15-24-jährigen Männer an der Bevölkerung und das reale BIP pro Kopf, dessen Koeffizienten teilweise signifikant sind. Die Koeffizienten für die Rate der Sozialhilfeempfänger weisen – sofern signifikant – mit zwei Ausnahmen (RP, SH) nun alle das gleiche inhaltlich plausible *positive* Vorzeichen auf. Auffällig ist, dass sich das Vorzeichen des Koeffizienten für die Gefangenenrate im Vergleich zum gepoolten Modell mit nur einer Ausnahme (HH) umkehrt. Dies könnte daran liegen, dass a) der gepoolte Schätzer vom negativen Zusammenhang im Falle Hamburgs dominiert wird und in den anderen Ländern der Zusammenhang tatsächlich positiv ist, was den Erwartungen der modernisierungstheoretischen Perspektive entspräche, b) q überwiegend zu klein ist, um den (positiven) Endogenitätsbias zu eliminieren, oder c) Raub- und Gefangenenraten tatsächlich nicht kointegriert sind (die Nullhypothese keiner Kointegration konnte hier nur auf dem zehnpromtigen Signifikanzniveau zurückgewiesen werden) und die Parameter der Modelle für die einzelnen Zeitreihen daher irreführend sind (Problem der Scheinregression), während der „gepoolte“ Schätzer auch in diesem Fall konsistent bleibt. Da vorläufig nicht entschieden werden kann, welche dieser drei Möglichkeiten zutrifft, verbieten sich inhaltliche Aussagen über den Zusammenhang zwischen Gefangenenraten und dem Aufkommen von Raubdelikten. Heterogen sind auch die Ergebnisse für die Aufklärungsquote, für die ebenso viele signifikante Kointegrationsparameter mit positivem Vorzeichen wie mit negativem Vorzeichen ermittelt werden. Zudem ist der Kointegrationsparameter für ein Bundesland nicht signifikant.

5.3.4 Zwischenfazit

Welche der oben formulierten Hypothesen können als vorläufig bestätigt betrachtet werden?

Da sich in den empirischen Analysen meist ein negativer Zusammenhang zwischen Aufklärungsquote und Aufkommen an Raubdelikten ergab, kann H1a trotz der Heterogenität der Ergebnisse für die einzelnen Länder vorläufig angenommen werden. Die Polizeistärke hatte hingegen keinen Einfluss auf die Raubraten, H2a findet also keine Bestätigung und H2b ist aufrechtzuerhalten. Kein klares Bild ergibt sich aus den Ergebnissen zum Effekt der Gefangenenrate, der je nach gewähltem Modell nicht von Null verschieden, negativ oder auch positiv ist. Insofern scheint im Moment die Aufrechterhaltung der Hypothese keines Zusammenhangs (H3c) die vorsichtigste Deutung der Befunde.⁴³

Dies bedeutet für die Frage nach der Bedeutsamkeit des kriminalpolitischen „outputs“ – soweit es sich in den hier verwendeten Indikatoren niederschlägt – für die Kriminalitätsentwicklung Folgendes: „output does matter“, insofern die Sanktionierungswahrscheinlichkeit für die Kriminalitätsentwicklung relevant zu sein scheint. Die Bedeutsamkeit der Politikproduktion im Bereich der inneren Sicherheit, soweit sie sich in der personellen Ausstattung der Polizei und dem Gebrauch

⁴² Auch hier wurden für Berlin und das Saarland adjustierte Raubraten verwendet. Außerdem wurde die Aufklärungsquote für Berlin adjustiert.

⁴³ Vor dem Hintergrund der Ergebnisse von Liedka/Piehl/Useem (2006) habe ich in den gepoolten DOLS- und PMG-Modellen mit quadratischen Termen und Polynomen höherer Ordnung für die logarithmierte Gefangenenrate experimentiert. Dabei ergaben sich Hinweise darauf, dass eine quadratische Spezifikation in der Tat angemessen wäre, wobei der Zusammenhang dann allerdings eher umgekehrt U-förmig wäre (und nicht, wie bei Liedka et al., U-förmig), d.h. mit steigender Gefangenenrate *steigt* die Raubrate zunächst, um dann ab einem relativ niedrigen Umkehrpunkt (bei 50 Gefangenen pro 100.000 Einwohner in der DOLS-Spezifikation, bei einer Gefangenenrate von 70 in der PMG-Variante) mit weiter steigender Gefangenenrate abzunehmen. In der DOLS-Schätzung erwies sich auch der Koeffizient für die dritte Potenz der Gefangenenrate als signifikant; demnach wäre von einem erneuten Vorzeichenwechsel des Zusammenhangs bei ca. 400 Häftlingen pro 100.000 Einwohner auszugehen – der Umkehrpunkt läge also in einer ähnlichen Region wie bei Liedka et al.. Ein kriminogener Effekt der Gefangenenrate im unteren Wertebereich erscheint mir jedoch nicht sonderlich plausibel; wahrscheinlicher scheint mir, dass sich hier ein Endogenitätsbias bemerkbar macht, der in höheren Regionen verschwindet (weil anzunehmen ist, dass die Gefangenenrate – wegen begrenzten Gefängniskapazitäten etc. – bei höheren Werten weniger stark auf das Deliktaufkommen reagiert als bei einem niedrigen Ausgangsniveau).

von Haftstrafen materialisiert, ist allerdings vorerst als gering einzustufen. Allerdings sind indirekte Auswirkungen der Polizeistärke, etwa vermittelt über die Aufklärungsquote denkbar. Der Frage nach derartigen indirekten Effekten galten (auch) die Analysen zu den Determinanten der Entscheidungsvariablen, die im nächsten Abschnitt vorgestellt werden.

5.4 Analysen der Entscheidungsvariablen: „Do parties matter“?

5.4.1 Hypothesen

Die folgenden Analysen gelten der Frage, ob sich die parteipolitische Zusammensetzung der Landesregierungen auf die hier in Form der Entscheidungsvariablen gemessenen Politikproduktion im Bereich der Inneren Sicherheit und Justizpolitik auswirkt. Es geht hier also um einen Test der sogenannten Parteiendifferenzhypothese (Schmidt 1993: 374), nach der es einen solchen Zusammenhang geben sollte. In der vergleichenden Staatstätigkeitsforschung sind verschiedene Indikatoren für die (formale) Stellung der verschiedenen politischen Parteien im politischen Entscheidungsprozess gebräuchlich (vgl. z.B. Schmidt 1980: 43-46). Als Indikator für die parteipolitische Färbung der Landesregierungen verwende ich hier den Anteil der einzelnen Parteien (SPD, CDU, FDP, Grüne) an den Kabinettsitzen der jeweiligen Landesregierung, berechnet auf Tagesbasis.⁴⁴ Schmidt (1980) betont, dass sich die Regierungsbeteiligung einer Partei in erster Linie dann auf Politikergebnisse auswirken sollte, wenn sie von langer Dauer ist. Dies würde es nahe legen, kumulierte Kabinettsitzanteile oder zurückgreifende gleitende Mittelwerte mit großem Stützbereich als Indikatoren heranzuziehen, aus analysetechnischen Gründen habe ich hierauf jedoch verzichtet.⁴⁵

Aus den oben referierten Erklärungsansätzen lassen sich nicht unmittelbar Hypothesen darüber ableiten, wie sich die Beteiligung bestimmter Parteien an einer Landesregierung auswirken sollte. Ich folge hier Schmidt (1980: 49f.), der davon ausgeht, dass die Unionsparteien bestrebt sind, viele Ressourcen für die Politik der Inneren Sicherheit aufzuwenden, nicht aber die SPD:

H4a: Je höher der Kabinettsitzanteil der Unionsparteien (in Relation zur SPD), desto höher ist die Polizeistärke.⁴⁶

Den beiden kleinen Parteien – FDP und Grüne – ist eine libertäre und eher anti-etatistische Orientierung sowie eine liberale kriminalpolitische Linie gemeinsam.⁴⁷ Es ist daher zu vermuten, dass beide Parteien zu einer schwächeren Personalausstattung der Polizei als die Unionsparteien, aber auch die SPD tendieren:

H4b: Je höher der Kabinettsitzanteil der FDP in Vergleich zu dem der Union, desto niedriger ist die Polizeistärke.

H4c: Je höher der Kabinettsitzanteil der FDP in Vergleich zu dem der SPD, desto niedriger ist die Polizeistärke.

H4d: Je höher der Kabinettsitzanteil der Grünen in Vergleich zu dem der Union, desto niedriger ist die Polizeistärke.

H4e: Je höher der Kabinettsitzanteil der Grünen in Vergleich zu dem der SPD, desto niedriger ist die Polizeistärke.

⁴⁴ Die entsprechenden Daten wurden mir freundlicherweise vom Institut für Politische Wissenschaft (Lehrstuhl Manfred G. Schmidt) an der Ruprecht-Karl-Universität Heidelberg zur Verfügung gestellt. Namentlich gilt mein Dank Frieder Wolf für die Übermittlung der Daten.

⁴⁵ Genauer gesagt ist das Problem, dass die kumulierten Kabinettsitzanteile und gleitende Mittelwerte integrierte Prozesse 2. Ordnung darstellen, die Entscheidungsvariablen aber integrierte Prozesse 1. Ordnung. Von den kumulierten Kabinettsitzanteilen bzw. den gleitenden Mittelwerten kann demnach kein langfristiger Effekt auf die Entscheidungsvariablen ausgehen, da ein solcher gleichen Integrationsgrad voraussetzt, es sei denn, es existiert eine zweite unabhängige Variable mit dem Integrationsgrad 2, die mit den kumulierten Kabinettsitzanteilen / gleitenden Mittelwerten zu einem integrierten Prozess 1. Ordnung „herunter-kointegriert“, der prinzipiell wiederum mit den Entscheidungsvariablen kointegriert sein könnte. Mir sind aber keine inhaltlichen Überlegungen bekannt, die eine solche Konstellation postulieren. Ebenso wenig sind mir Verfahren bekannt, die die Modellierung einer derartigen Beziehungsstruktur im Panel-Kontext erlauben würden.

⁴⁶ Eine äquivalente Formulierung wäre: „Je höher der Kabinettsitzanteil der SPD (in Relation zur Union), desto niedriger ist die Polizeistärke.“

⁴⁷ Zu den Programmatiken von FDP und Grünen vgl. Vorländer (1992) und Müller-Rommel/Poguntke (1992).

Schmidt bezieht sich auf den Ressourceneinsatz, nicht aber Ergebnisse wie die Aufklärungsquote. Der oben (4.) referierte Befund von Entorf und Mitarbeitern, dass die Aufklärungsquoten bei Regierungsbeteiligung von CDU/CSU höher sind, legt aber folgende Hypothesen nahe:

H5a: Je höher der Kabinettsitzanteil der Unionsparteien (in Relation zu dem der SPD), desto höher ist die Aufklärungsquote.

H5b: Je höher der Kabinettsitzanteil der FDP (in Relation zu dem der Union), desto niedriger ist die Aufklärungsquote.

H5c: Je höher der Kabinettsitzanteil der Grünen (in Relation zu dem der Union), desto niedriger ist die Aufklärungsquote.

Bezüglich der Gefangenenrate kann vermutet werden, dass konservative Parteien aufgrund ihrer „law-and-order“-Orientierung versuchen werden, auf einen stärkeren Gebrauch von Haftstrafen hinzuwirken, während sozialdemokratische Parteien in ihrer Kriminalpolitik einen eher sozialstaatlich-rehabilitativen Ansatz verfolgen und eine geringere Präferenz für Haftstrafen haben dürften (s. Sutton 2004 mit passender empirischer Evidenz). Daraus kann gefolgert werden:

H6a: Je höher der Kabinettsitzanteil der Unionsparteien (in Relation zu dem der SPD), desto höher ist die Gefangenenrate.

FDP und Grüne betonen in ihren Programmen die Rechtsstaatlichkeit und präferieren eine liberal-reformistische Kriminalpolitik, wobei sie den erstgenannten Aspekt stärker als die SPD betonen. Insofern ist anzunehmen, dass von Haftstrafen weniger intensiv Gebrauch gemacht wird, wenn eine dieser beiden Parteien an der Regierung beteiligt ist (und zwar in Vergleich zu beiden Volksparteien):

H6b: Je höher der Kabinettsitzanteil der FDP in Vergleich zu dem der Union, desto niedriger ist die Gefangenenrate.

H6c: Je höher der Kabinettsitzanteil der FDP in Vergleich zu dem der SPD, desto niedriger ist die Gefangenenrate.

H6d: Je höher der Kabinettsitzanteil der Grünen in Vergleich zu dem der Union, desto niedriger ist die Gefangenenrate.

H6e: Je höher der Kabinettsitzanteil der Grünen in Vergleich zu dem der SPD, desto niedriger ist die Gefangenenrate.

5.4.2 Kontrollvariablen

Bei der Modellschätzung wurden neben den Kabinettsitzanteilen (hier konnten aufgrund hoher Multikollinearität nicht beide Volksparteien simultan aufgenommen werden) schrittweise Blöcke von Kontrollvariablen eingeführt: a) sozio-ökonomische und demographische Variablen (reales BIP/Kopf, Sozialhilfebezugsquote und Anteil der 15-24-jährigen Männer an der Bevölkerung, im Falle der Gefangenenrate auch die Arbeitslosenquote) von denen vermutet werden kann, dass sie der abhängigen Variablen und der Zusammensetzung der Landesregierungen vorgelagert sein könnten, b) die jeweils anderen Entscheidungsvariablen und die Polizeiausgaben (bei den Modellen für die Polizeistärke wurde die Aufklärungsquote nicht berücksichtigt, da ein Effekt unplausibel erschien⁴⁸), welche potentielle Mediatoren eines Parteeffektes darstellen, c) Indikatoren für Kriminalitätsaufkommen und -struktur sowie die sonstige Arbeitsbelastung der Strafverfolgungsbehörden (Raubrate, Anteil der versuchten Fälle an den Raubdelikten, Bevölkerungsdichte, Bestand an zugelassenen Kraftfahrzeugen je Einwohner;⁴⁹ die letzte Variable wurde bei den Analysen für die Gefangenenrate nicht berücksichtigt). Diese Auswahl stützt sich auf die vorgängigen Kointegrationstests (s. Tabelle A 2 im Anhang), die in der einschlägigen Forschungsliteratur übliche Praxis und Plausibilitätsüberlegungen:

⁴⁸ Vgl. aber die Befunde bei Corman/Joyce/Lovitch (1987), die für die Arrestrate – ein der Aufklärungsquote sehr ähnliches Maß der Sanktionierungswahrscheinlichkeit – einen positiven Effekt auf die Polizeistärke ermitteln, was sie damit erklären, dass eine steigende Arrestrate sinkende Strafverfolgungskosten indiziert, was wiederum die Nachfrage nach polizeilichen Schutz erhöhe (ebd.: 697). Versuchsweise Spezifikationen mit der Aufklärungsquote als unabhängiger Variabler ergaben bei meinen Analysen aber keinen Einfluss auf die Polizeistärke.

⁴⁹ Die Zulassungszahlen wurden freundlicherweise vom Kraftfahrtbundesamt zur Verfügung gestellt.

a) Polizeistärke

- Deliktaufkommen (log. Raubraten⁵⁰): Es ist plausibel anzunehmen, dass sich Entscheidungen über die personelle Ausstattung der Polizei am Deliktaufkommen – also am Bedarf für Strafverfolgung – orientieren. Das Fallaufkommen könnte wiederum indirekt durch die politische Färbung der Landesregierungen beeinflusst werden, etwa vermittelt über die wirtschaftliche Performanz oder sozialpolitische Programme. Wenn dies der Fall ist, sollte sich die Beziehung zwischen Kabinettsitzanteilen und Polizeistärke abschwächen, wenn das Fallaufkommen kontrolliert wird.
- Versuchsanteil. Versuchte Delikte sind mit einem geringeren Schaden für das Opfer verbunden. Die Intensität der polizeilichen Ermittlungen, von der die Aufklärungswahrscheinlichkeit beeinflusst wird, hängt aber wesentlich von der Deliktschwere ab (Dölling 1999). Es könnte daher sein, dass das für die Bearbeitung versuchter Delikte ein geringerer Ressourcenbedarf veranschlagt wird, so dass die Polizeistärke bei gegebenem Deliktaufkommen mit zunehmendem Versuchsanteil sinken sollte. Insofern der Versuchsanteil erheblich nach Art des Raubdelikts (Handtaschenraub, Banküberfall, etc.) variiert (so schwankte 2006 auf Ebene des Bundesgebietes die Aufklärungsquote bei den in der polizeilichen Kriminalstatistik ausgewiesenen Subkategorien zwischen 30% bei Handtaschenraub und 80% bei Raub von Betäubungsmitteln; vgl. Bundeskriminalamt 2007: Tabelle 01) und die Anteile der einzelnen Deliktarten mit den sozio-ökonomischen Bedingungen korrelieren dürfte, könnte sich hierdurch wiederum eine Korrelation mit der parteipolitischen Zusammensetzung der Landesregierung ergeben.
- Bruttoinlandsprodukt pro Kopf: Da die Lage der öffentlichen Haushalte wesentlich von der Wirtschaftskraft abhängt und es nicht unplausibel ist anzunehmen, dass sich die personelle Ausstattung der Strafverfolgungsbehörden auch nach der Finanzlage richtet, könnte das BIP/Kopf mit der Polizeistärke korrelieren.⁵¹ Die Stärke der Beziehung wird vermutlich dadurch abgeschwächt, dass *querschnittliche* Differenzen der Finanzkraft der Bundesländer durch den Länderfinanzausgleich weitgehend nivelliert werden.⁵² Andererseits korrelieren längsschnittliche Schwankungen der Wirtschaftskraft stark mit solchen der allgemeinen wirtschaftlichen Lage in der gesamten Republik – und damit auch mit den zu Umverteilungszwecken verfügbaren Mitteln. Insofern bleibt die Annahme plausibel, dass die Wirtschaftskraft mit der Finanzkraft der Länder zusammenhängt. Die wirtschaftliche Lage könnte wiederum von der parteipolitischen Zusammensetzung der Landesregierung beeinflusst werden (oder diese beeinflussen), sodass sie kontrolliert werden sollte.
- Sozialhilfebezugsquote (Sozialhilfeempfänger pro 100.000 Einwohner, logarithmiert): Die Sozialhilfebezugsrate kann als ein Indikator für soziale Desorganisation betrachtet werden, die nicht nur zu einem höheren Kriminalitätsaufkommen (und hierdurch vermittelt zu einer höheren Polizeistärke) führen sollte, sondern auch darüber hinaus zu abweichenden Verhaltensweisen, die zwar nicht strafbar sind, aber öffentlich Ängste hervorrufen können, die zu Forderungen nach einer Erhöhung der Polizeistärke führen können (Kent/Jacobs 2005: 738). Alternativ kann die Sozialhilfequote als ein grober Indikator für Einkommensungleichheit betrachtet werden (da Armutsquoten und Ungleichheitsmaße üblicherweise hoch korrelieren, vgl. Land/McCall/Cohen 1990). Aus Sicht verschiedener Theorien ist anzunehmen, dass auf wachsende ökonomische Ungleichheit mit einem Ausbau des Strafverfolgungsapparates reagiert wird, um marginale Bevölkerungsgruppen kontrollieren zu können (Jacobs/Helms 1997: 1364f.). Insofern ist eine positive Assoziation von Polizeistärke und Sozialhilferate plausibel. Gleichzeitig könnten Sozialhilfequote und parteipolitische Zusammensetzung der Regierungen miteinander zusammenhängen.
- Anteil der 15-24-Jährigen Männer an der Bevölkerung: Wie oben erwähnt, ist anzunehmen, dass bei Entscheidungen über die Personalausstattung der Polizei auch die zahlenmäßige Stärke dieser Altersgruppe berücksichtigt wird. Es ist gleichzeitig anzunehmen, dass sich das Wahlverhalten jüngerer Personen von älteren Altersgruppen unterscheidet, der Anteil 15-24-

⁵⁰ Es wurde stets der natürliche Logarithmus gebildet.

⁵¹ Mit dieser Begründung nehmen z.B. auch Jacobs/Helms (1997) das BIP/Kopf in ihr Modell für die Polizeistärke auf.

⁵² Hierauf haben Achim Hildebrandt und Frieder Wolf hingewiesen.

Jähriger Männer also hierüber vermittelt auch mit den Kabinettsitzanteilen der verschiedenen Parteien korrelieren könnte.⁵³ Diese Größe sollte daher kontrolliert werden.

- Bevölkerungsdichte (logarithmiert): Die Bevölkerungsdichte kann als Maß des Urbanisierungsgrades betrachtet werden. Da anzunehmen ist, dass in Großstädten die Anonymität größer ist und daher in diesen die Identifikation von Tätern schwieriger ist (Kent/Jacobs 2005: 739), ist hier der Ressourcenbedarf für die Aufklärung von Straftaten höher. Es ist daher von einem positiven Zusammenhang zwischen Bevölkerungsdichte und Polizeistärke auszugehen.
- Motorisierungsgrad (zugelassene Kraftfahrzeuge pro Einwohner, logarithmiert). Diese Variable soll (wie bei Wolpin 1978: 835f.) als „proxy“ für die Belastung der Polizei durch Aufgaben, die nicht mit der Aufklärung von Straftaten zu tun haben, dienen. Der wichtigste dieser Tätigkeitsbereiche der Polizei ist nämlich die Verkehrsregelung.
- Gefangenenrate (logarithmiert): bei einem gegebenen Deliktaufkommen könnte die Gefangenenrate ein Indikator für die Deliktstruktur sein (in dem Sinne, dass der Anteil von Delikten, für die Haftstrafen verhängt werden, höher ist – hierbei dürfte es sich v.a. um schwere Straftaten handeln, in die üblicherweise auch höhere Anstrengungen zur Aufklärung investiert werden). Zu vermuten wäre dann ein positiver Zusammenhang mit der Polizeistärke. Alternativ kann die Gefangenenrate auch als Indikator für eine repressive Orientierung der Kriminalpolitik betrachtet werden, die sich auch in einer höheren Polizeidichte niederschlagen sollte. Andererseits stellen aus Sicht der ökonomischen Kriminalitätstheorie Manipulationen von Sanktionierungswahrscheinlichkeit und Sanktionshärte alternative Strategien der Kriminalitätskontrolle dar, die jeweils unter spezifischen Bedingungen – auf die ich hier nicht eingehe (s. Becker 1968) – optimal sind. Insofern wäre auch eine negative Assoziation von Gefangenenrate und Polizeistärke plausibel. In jedem Fall stellt die Gefangenenrate eine relevante Variable dar, die kontrolliert werden sollte.
- Polizeiausgaben:⁵⁴ Eine Erhöhung der Polizeistärke erfordert Mehrausgaben für die Polizei. Es ist daher zu erwarten, dass ein Parteeffekt im Wesentlichen durch diese Variable vermittelt wird.

b) Aufklärungsquote

- Deliktaufkommen (log. Raubraten): die Arbeitsbelastung sollte sich auf die Aufklärungsquote auswirken, da pro Fall weniger Ressourcen zur Aufklärung verfügbar sind, je höher das Deliktaufkommen ist (dies sollte insbesondere bei einer gegebenen Ressourcenausstattung gelten). Wie erwähnt, könnte außerdem die Kriminalitätsbelastung durch die parteipolitische Färbung der Landesregierungen beeinflusst werden.
- Versuchsanteil. Die Intensität der polizeilichen Ermittlungen, von der die Aufklärungswahrscheinlichkeit beeinflusst wird, hängt wesentlich von der Deliktschwere ab, die bei versuchten Delikten geringer ist (vgl. oben). Insofern sollte die Aufklärungsquote mit dem Versuchsanteil abnehmen.
- Bruttoinlandsprodukt pro Kopf: Es könnte sein, dass sich die Wirtschaftslage auf die Deliktstruktur auswirkt, etwa wenn bei guter Wirtschaftslage der Anteil von Handtaschenraub zunimmt (weil mehr geeignete Opfer mit attraktiver Beute verfügbar sind) – einer Deliktategorie mit unterdurchschnittlicher Aufklärungsquote. In diesem Fall sollte die Wirtschaftskraft auf die Aufklärungsquote einen Effekt haben, der nicht unbedingt ausschließlich über den Versuchsanteil vermittelt wird. Insofern könnte eine Abschwächung eines Parteien-Effektes nach Kontrolle des BIP als weiterer Hinweis auf das Vorliegen einer Kausalkette im erläuterten Sinne interpretiert werden. Allerdings ist es auch denkbar, dass die Kausalität zwischen Wirtschaftskraft und parteipolitischer Zusammensetzung in der anderen Richtung verläuft. Ein bivariat beobachteter Parteeffekt könnte dann scheinkausalen Charakter haben, solange das BIP als abhängiger und unabhängiger Variable vorgelagerter Faktor nicht kontrolliert wird.

⁵³ So tendieren Jungwähler stärker zu SPD und Grünen, wobei es hier allerdings durchaus Schwankungen im Zeitverlauf gibt (vgl. Müller-Rommel/Poguntke 1992: 352ff. und Schmitt 1992: 150ff.).

⁵⁴ Ausgaben für den Aufgabenbereich Bundesgrenzschutz/Polizei in Mio. Euro pro 10.000 Einwohner in Preisen von 2000; Quellen: Statistisches Bundesamt (versch. Jahre a; 2006d).

- Sozialhilfebezugsquote (Sozialhilfeempfänger pro 100.000 Einwohner, logarithmiert): Es könnte sein, dass es sich hier wie beim BIP um eine Variable handelt, die sich sowohl auf die parteipolitische Zusammensetzung der Landesregierungen als auch – vermittelt etwa über die Deliktstruktur – auf die Aufklärungsquote auswirken könnte.⁵⁵ Zudem könnte in Erweiterung der obigen Überlegung, wonach es sich um einen Indikator für soziale Desorganisation handelt, die zu Forderungen nach intensiverer formeller Sozialkontrolle führen könnte, vermutet werden, dass sich dieser Druck auch in höheren Aufklärungsquoten niederschlägt.⁵⁶
- Anteil der 15-24-Jährigen Männer an der Bevölkerung: jüngere Tatverdächtige weisen eine höhere Geständnisbereitschaft auf als ältere (Walter 2001: 192), sodass von jüngeren Tätern verübte Delikte eine größere Aufklärungswahrscheinlichkeit aufweisen. Da anzunehmen ist, dass der Anteil der von jungen Tätern verübten Raubdelikte mit dem Bevölkerungsanteil der entsprechenden Altersgruppe zunimmt, sollten Aufklärungsquote und Anteil der jungen Männer an der Bevölkerung positiv miteinander korrelieren. Gleichzeitig ist nicht auszuschließen, dass sich das Wahlverhalten jüngerer Personen von älteren Altersgruppen unterscheidet, der Anteil 15-24-Jähriger Männer also hierüber vermittelt auch mit dem Kabinettsitzanteilen der verschiedenen Parteien korreliert. Diese Größe sollte daher kontrolliert werden.
- Bevölkerungsdichte (logarithmiert): mit der Bevölkerungsdichte könnte die Wahrscheinlichkeit zunehmen, dass es bei Raubdelikten Tatzeugen gibt, was die Aufklärungswahrscheinlichkeit erhöhen sollte. Andererseits kann die Bevölkerungsdichte auch als Maß des Urbanisierungsgrades betrachtet werden. Da anzunehmen ist, dass in Großstädten die Identifikation von Tätern schwieriger ist (s.o.; vgl. auch Cameron 1987: 4), wäre auch ein negativer Effekt der Bevölkerungsdichte plausibel. In ein Modell für die Aufklärungsquote sollte diese Größe daher aufgenommen werden.
- Motorisierungsgrad (zugelassene Kraftfahrzeuge pro Einwohner, logarithmiert). Effekte der personellen und finanziellen Ausstattung der Polizei auf die Aufklärungsquote werden möglicherweise nur bei Kontrolle der Belastung durch andere Aufgaben – die durch diese Variable gemessen wird – sichtbar.
- Gefangenenerate (logarithmiert): bei einem gegebenen Deliktaufkommen könnte die Gefangenenerate ein Indikator für die Deliktstruktur sein (s.o.). Außerdem könnte die Gefangenenerate auch eine stärkere „law-and-order“-Orientierung der Strafverfolgungsbehörden indizieren. Bestandteil einer derartigen Linie könnten auch geringere Anforderungen an die Qualität von Beweismitteln sein, welche zur sicheren Identifikation eines Täters (und damit Aufklärung eines Falles) notwendig erachtet werden. Insofern könnte aufgrund der niedrigeren Schwelle, ab der ein Fall als aufgeklärt gilt, eine positive Korrelation zwischen Gefangenenerate und Aufklärungsquote bestehen.
- Polizeistärke (Polizisten insgesamt pro 100.000 Einwohner) und (reale) Ausgaben für den Bereich „Polizei“ pro Einwohner: Ein eventueller Effekt der parteipolitischen Orientierung der Landesregierungen auf die Aufklärungsquote sollte v.a. über Entscheidungen über die personelle und finanzielle Ausstattung der Polizei vermittelt werden, die sich beide jeweils positiv auf die Aufklärungsquote auswirken sollten.

⁵⁵ Zu dieser Annahme passen amerikanische Befunde, nachdem die Aufklärungsquote mit der ökonomischen Ungleichheit (für die die Sozialhilfebezugsquote als ein grober Indikator betrachtet werden kann) zunimmt (Liska/Chamlin/Reed 1985).

⁵⁶ Diese Argumentation lehnt sich an Liska/Chamlin/Reed (1985: 135) an, welche ihren Befund, dass die Aufklärungsquote (und zwar sowohl für von Weißen wie von Farbigen verübte Delikte) bei Kontrolle relevanter Drittvariablen (darunter die Polizeistärke) mit dem Bevölkerungsanteil von Schwarzen steigt, dahingehend interpretieren, dass die sichtbare Präsenz benachteiligter Gruppen, welche mit Kriminalität in Verbindung gebracht werden, als Bedrohung empfunden wird, auf die nicht nur mit einer Erhöhung der Polizeipräsenz, sondern auch intensiveren Anstrengungen zur Aufklärung von Straftaten (bei gegebener Polizeistärke) reagiert wird. Man könnte zudem in Analogie annehmen, dass in Deutschland möglicherweise die Präsenz armer Menschen in ähnlicher Weise als Bedrohung empfunden wird – wobei der Bezug von Sozialhilfe im Gegensatz zur Hautfarbe nicht unmittelbar ins Auge springt. Plausibler ist daher die Annahme, dass die Präsenz von Sozialhilfebeziehern mit sichtbaren Anzeichen sozialer Desorganisation einhergeht, die entsprechende Gefühle der Unsicherheit auslösen.

c) Gefangenenrate

- Deliktaufkommen (log. Raubraten): Es ist zu erwarten, dass sich bei einem höheren Deliktaufkommen auch die Gefangenenrate erhöht – einfach deshalb, weil es mehr zu sanktionierende Täter gibt.
- Versuchsanteil. Versuchte Delikte sind mit einem geringeren Schaden für das Opfer verbunden. Da sich die Strafzumessung auch an der Schwere der Delikte orientiert, sollte sich die Gefangenenrate bei gegebenem Deliktaufkommen invers zum Versuchsanteil verhalten.
- Bruttoinlandsprodukt pro Kopf: Die Wirtschaftskraft dient in den Modellen für die Gefangenenrate als Indikator für die Finanzkraft der öffentlichen Haushalte (s. die Diskussion oben), von der auch abhängt, wie viel Ressourcen für den Strafvollzug verfügbar sind (Jacobs/Kleban 2003: 734).
- Sozialhilfebezugsquote (Sozialhilfeempfänger pro 100.000 Einwohner, logarithmiert): Die Sozialhilfebezugsrate kann als Indikator für soziale Desorganisation gelten, die das Strafbedürfnis in der Bevölkerung steigern oder zu einer Substitution von formeller für fehlende informelle Sozialkontrolle führen könnte (Jacobs/Helms 1996: 331). Alternativ kann die Sozialhilfequote als ein grober Indikator für Einkommensungleichheit betrachtet werden (vgl. oben). Analog zu oben genannten Überlegungen wird vielfach vermutet, dass auf wachsende ökonomische Ungleichheit mit schärferer Strafverfolgung reagiert wird, um disruptive Folgen scharfer ökonomischer Stratifikation kontrollieren zu können (Jacobs/Kleban 2003: 732). Aus modernisierungstheoretischer Sicht ist schließlich zu erwarten, dass die postulierte Verschiebung von einem „kooperativen“ zu einem „desintegrativen“ Individualismus (vgl. Thome/Birkel 2007) sowohl mit einer Zunahme von Armut als auch steigender Punitivität verbunden ist. Es spricht also vieles für eine positive Assoziation von Gefangenenraten und Sozialhilferate. Gleichzeitig könnten Sozialhilfequote und parteipolitische Zusammensetzung der Regierungen miteinander zusammenhängen.
- Anteil der 15-24-Jährigen Männer an der Bevölkerung: Wie oben erwähnt, handelt es sich hier um die kriminell aktivste Altersgruppe. Gleichzeitig ist auf Täter bis 21 Jahre das mildere Jugendstrafrecht anwendbar. Mit einem höheren Bevölkerungsanteil junger Männer sollte demnach zwar das Deliktaufkommen (und damit auch die Verurteilungen) zunehmen, gleichzeitig die Zahl der zu Haftstrafen verurteilten Delinquenten abnehmen – es ist insofern eine negative Assoziation dieser Variablen mit der Gefangenenrate anzunehmen (bei gegebenem Deliktaufkommen). Es ist außerdem nicht auszuschließen, dass sich das Wahlverhalten junger Männer von dem höherer Altersgruppen unterscheidet.
- Bevölkerungsdichte (logarithmiert): Es könnte sein, dass sich das Strafbedürfnis in ländlichen Regionen von dem in urbanisierten Gebieten unterscheidet, insofern es bei Stadtbewohnern schwächer ausgeprägt sein sollte (Jacobs/Carmichael 2002: 114; Greenberg/West 2001: 623). Andererseits könnte es sein, dass die größere Anonymität und Heterogenität urbaner Bevölkerungen die Dichte informelle Sozialkontrolle verringert und daher verstärkt auf formelle Sozialkontrolle zurückgegriffen wird – was höhere Gefangenenraten erwarten ließe (Greenberg/West 2001: 622). Auf jeden Fall ist ein Einfluss auf die Gefangenenpopulation anzunehmen. Insofern die Bevölkerungsdichte als Urbanisierungsindikator betrachtet werden kann, könnte sie einen Einfluss auf die Gefangenenrate haben.
- Aufklärungsquote: Je höher die Aufklärungsquote, desto mehr Tatverdächtige sollten (bei gegebenem Kriminalitätsaufkommen) vor Gericht kommen und letztlich auch verurteilt werden. Es ist also anzunehmen, dass es einen positiven Effekt der Aufklärungsquote auf die Gefangenenrate gibt. Einen gegenläufigen Effekt könnte man auf Basis der Überlegung postulieren, dass mit einer punitiveren Orientierung der Kriminalpolitik auch auf eine abnehmende Effektivität des staatlichen Gewaltmonopols, für welche die Aufklärungsquote als ein Indikator betrachtet werden könnte, reagiert wird: dann sollte die Gefangenenrate steigen, wenn die Aufklärungsquote sinkt.
- Polizeistärke und (reale) Ausgaben für den Bereich „Polizei“ pro Einwohner: Wie oben erwähnt, könnten eine Erhöhung der Sanktionierungswahrscheinlichkeit durch Erhöhung der Ressourcen für die Aufklärung von Straftaten oder eine härtere Bestrafung von Tätern alternative Varianten einer repressiv orientierten Kriminalpolitik sein. Insofern ist ein Einfluss der Polizeistärke und der Polizeiausgaben auf die Gefangenenrate denkbar.

5.4.3 Ergebnisse⁵⁷

5.4.3.1 Aufklärungsquote

a) DOLS

Werden neben den Kabinettsitzanteilen keine anderen Variablen berücksichtigt, ergibt sich hier ein signifikanter positiver Koeffizient des Anteils der von der FDP gestellten Minister (relativ zum Anteil beider Volksparteien)(vgl. Tab. A 7, I).⁵⁸ Werden schrittweise verschiedene Kontrollvariablen für sozio-ökonomische Rahmenbedingungen sowie die anderen Entscheidungsvariablen und das Deliktaufkommen eingeführt, schwächt sich der FDP-Effekt allerdings stark ab – und zwar dann, wenn Deliktaufkommen und -struktur konstant gehalten werden. Dafür wird bei Aufnahme aller Kontrollvariablen der negative Koeffizient des SPD-Kabinettsitzanteils signifikant, während der Grünen-Kabinettsitzanteil keinen Einfluss auf die Aufklärungsquote hat.⁵⁹ Für die drei anderen Entscheidungsvariablen ergeben sich zunächst signifikante Effekte, wobei der entsprechende Koeffizient im Falle der Polizeistärke ein unerwartetes negatives Vorzeichen aufweist. Werden jedoch Deliktaufkommen und -struktur kontrolliert, schwächen sich alle Kointegrationsparameter erheblich ab und verlieren die Signifikanz. Die Polizeistärke hat also auch keinen indirekten, über die Aufklärungsquote vermittelten, Effekt auf das Kriminalitätsaufkommen. Wichtiger sind Indikatoren für die Arbeitsbelastung der Polizei, wie die Bevölkerungsdichte, der Motorisierungsgrad, die Rate an vollendeten Raubdelikten und der Versuchsanteil, die alle von Null verschiedene Koeffizienten haben. Auf die Ergebnisse wirkt es sich kaum aus, ob die Rate der Raubdelikte zuvor für Ausreißer (s. oben) adjustiert wurde (dargestellt sind die Ergebnisse mit adjustierten Raubraten). Die Aufklärungsquote sinkt demnach mit dem Deliktaufkommen und steigt mit dem Versuchsanteil und der Bevölkerungsdichte; der letztgenannte Befund geht konform mit der Annahme, dass mit der Bevölkerungskonzentration die Sichtbarkeit von Straftaten zunimmt. Allerdings weist der Parameter des Motorisierungsgrades ein unerwartetes positives Vorzeichen auf, die Aufklärungsquote steigt also mit der Anzahl der Fahrzeuge pro Einwohner. Eine spekulative ad-hoc-Interpretation wäre, dass die Dichte an Kraftfahrzeugen stark mit der allgemeinen technologischen Entwicklung korreliert, und damit auch dem Stand der Ermittlungsmethoden, die ebenfalls Fortschritte machen. Einen stärkeren Einfluss als die Kabinettszusammensetzung auf die Aufklärungsquote haben schließlich auch – bei einem gegebenen Deliktaufkommen – sozio-ökonomische und demographische Variablen (BIP/Kopf, Sozialhilfebezugsrate und Anteil der 15-24-jährigen Männer an der Bevölkerung). Erwartungsgemäß steigt die Aufklärungsquote mit dem Anteil junger Männer, während sie mit zunehmender Wirtschaftskraft sinkt. Allerdings ist der starke negative Effekt der Sozialhilfebezugsrate nicht sehr plausibel; nach obigen Überlegungen zu Reaktionen auf Anzeichen sozialer Desorganisation wäre eigentlich ein positiver Effekt zu erwarten. Es kann freilich sein, dass sich hier Auswirkungen von Armut auf die Deliktstruktur widerspiegeln, oder aber, dass soziale Desorganisationserscheinungen die Beziehungen zwischen Polizei und Bevölkerung belasten, was sich – z.B. wegen geringer Kooperationsbereitschaft der Bürger – auf die Wahrscheinlichkeit, dass Delikte aufgeklärt werden, auswirken könnte. Nach meinen Ergebnissen würde ein Anstieg der Sozialhilfebezugsrate vom beobachteten kleinsten Wert zum größten Wert (entsprechend einer Veränderung um 508 Prozent) eine Abnahme der Aufklärungsquote von über 7 Prozent erwarten lassen. Dagegen ist der Effekt eines Anstiegs des SPD-Anteils an den Ministerposten (relativ zu dem der Union) von 0 auf 100 Prozent mit einer Abnahme der Aufklärungsquote um etwa 2 Prozent vergleichsweise bescheiden.

⁵⁷ Für einige Variablen, die laut Einheitswurzeltests nicht für alle Einheiten I(1) sind (Polizeiausgaben, möglicherweise auch der Versuchsanteil bei den Raubdelikten) wurden dennoch langfrist-Parameter geschätzt, da sie auch bei Verwerfung der Nullhypothese der Nicht-Stationarität für einige Bundesländer nicht-stationär sein (und daher auch einen langfristigen Effekt auf die nicht-stationäre abhängige Variable haben) können. Zudem kann der Einschluss stationärer Variablen wichtig für die Identifikation von langfristigen Beziehungen zwischen nicht-stationären Variablen sein (Harris/Sollis 2003: 112). Schließlich wird in den Fehlerkorrekturmodellen hierdurch auch nicht das Prinzip der „balancierten Regression“ (Banerjee et al. 1993) verletzt.

⁵⁸ Berichtet werden in den Tabellen jeweils die Ergebnisse mit dem Kabinettsitzanteil der Union als Referenz.

⁵⁹ Wird der Kabinettsitzanteils der SPD durch denjenigen der Union ersetzt, ergibt sich für diesen ein betragsmäßig fast identischer *negativer* Koeffizient, und derjenige des FDP-Anteils ist wieder signifikant (d.h. der Unterschied zur SPD ist deutlicher als der zur Union).

b) weitere Analysen

Neben den gepoolten DOLS-Schätzern wurden auch MG- und PMG-Modelle (sowie "gepoolte" dynamische Fixed-Effects-Fehlerkorrekturmodelle, also Gleichung 4 mit identischen Fehlerkorrekturparametern und kurzfrist-Parametern) berechnet. Dabei erwies es sich als ein gewisses Problem, dass die Kabinettsitzanteile der einzelnen Parteien nicht für jedes Bundesland Variation aufweisen (in Bayern regierte z.B. während der gesamten Periode die CSU allein mit einem Kabinettsitzanteil von 100 Prozent). Das führte dazu, dass bei den MG-Modellen nicht für jede Partei Parameter geschätzt werden konnten, bzw. nur für eine Gruppe von fünf (wenn die SPD als Referenz diente) bzw. sechs (mit der Union als Bezugsgruppe – hier musste allerdings NRW ausgeschlossen werden, da dort der CDU-Kabinettsitzanteil konstant Null war) Bundesländern. Im Falle der PMG-Schätzer wirkte sich dieser Umstand dadurch auf die geschätzten langfrist-Parameter aus – die bei dem verwendeten Algorithmus auch von den kurzfrist-Parametern abhängen –, dass keine kurzfristigen Parteeffekte für die entsprechenden Länder geschätzt werden konnten. Die Ergebnisse der MG- und PMG-Schätzungen werden hier nicht ausführlich dargestellt. Der wesentliche Befund war eine große Heterogenität der Koeffizienten; die mit PMG-Modellen ermittelten Parameter wichen meist erheblich ebenso von den über den MG-Schätzer berechneten Durchschnittsparametern ab, wie von den Mitteln gepoolten Fehlerkorrekturmodell ermittelten. Außerdem ergaben sich z.T. völlig andere Ergebnisse, wenn sich die Analyse auf die fünf Bundesländer, bei denen die Kabinettsitzanteile aller Parteien Variation aufweisen, beschränkte. Die Uneinheitlichkeit der Ergebnisse ist ein starker Hinweis darauf, dass die Unterstellung identischer langfristiger Parameter für alle Bundesländer unzulässig ist⁶⁰ – was auch die oben berichteten Ergebnisse für "gepoolte" DOLS-Modelle in Frage stellt. Daher wurde dazu übergegangen, individuelle Fehlerkorrekturmodelle für die einzelnen Länder zu spezifizieren, wobei aufgrund der geringen Anzahl von Beobachtungen nur wenig Variablen aufgenommen werden konnten, sodass hier das Risiko hoch war, dass relevante Drittvariablen nicht berücksichtigt wurden.⁶¹ Insofern sind auch die Ergebnisse der individuellen Fehlerkorrekturmodelle mit Vorsicht zu genießen. Tabelle A 8 zeigt die Parameter der individuellen Fehlerkorrekturmodelle: Es zeigt sich, dass – bei Kontrolle relevanter Drittvariablen – der Koeffizient für den SPD-Kabinettsitzanteil (im Vergleich zu dem der Union) überwiegend (in sechs von zehn Fällen) negativ ist, wobei aber jeweils zwei positive und zwei negative Koeffizienten (also nur vier von zehn) auf mindestens zehnpromutigem Signifikanzniveau von Null verschieden sind.

⁶⁰ Formale Tests der PMG- gegen die MG-Spezifikationen waren jedoch nicht möglich, da die Chi²-Statistik für einen entsprechenden Hausman-Test entweder negativ war, oder die Matrix der Differenzen der Varianz-Kovarianz-Matrizen der Parameter nicht positiv definit war.

⁶¹ Von der Strategie der MG-Schätzung, d.h. der Bildung von Mittelwerten der langfrist-Parameter, wurde Abstand genommen, da hier die Koeffizienten unabhängig von der Präzision, mit der sie geschätzt wurden, das gleiche Gewicht erhalten und bei N=5 daher das Risiko hoch ist, dass der mittlere Koeffizient von einem einzelnen unpräzise geschätzten Parameter dominiert wird. Die individuellen Fehlerkorrekturmodelle wurden (wie beim PMG-Schätzer) als Autoregressives Distributed-Lag-(ARDL)-Modell in der Form der Bardsen-Transformation geschätzt und die langfristigen Parameter sowie deren Standardfehler über die Funktion nlcom in STATA mittels eines nicht-linearen Algorithmus ermittelt. Die Schätzung des Fehlerkorrekturmodells als ARDL hat den Vorteil, dass hier Signifikanztests für die langfristigen Koeffizienten robust gegen die Verletzung der Annahme exogener Regressoren sind (Inder 1993). Bei der Spezifikationssuche wurde wie folgt vorgegangen: es wurde zunächst ein vollständiges ARDL -Modell mit allen Variablen geschätzt (die Zahl der Freiheitsgrade war hier zwangsläufig sehr gering), dann eine Reihe von Regressionen mit den Kabinettsitzanteilen und dem Deliktaufkommen als feste Regressoren, und dann restlichen Variablen jeweils nacheinander als zusätzlicher unabhängiger Variablen. Schließlich wurden noch – ähnlich wie oben – blockweise Modelle geschätzt. Anschließend wurden für jede Variable die Parameterschätzungen in den verschiedenen Modellen verglichen. Wenn im vollen Modell der entsprechende Koeffizient wegen eines großen Standardfehlers nicht signifikant war, aber in einer der anderen Spezifikationen der Parameter das fünf-Prozent-Signifikanzniveau erreichte, wurde die entsprechende Variable beibehalten. Ausgeschlossen wurden nur Variablen, die in allen Modellen nicht signifikant waren. So sollte vermieden werden, dass tatsächlich relevante Variablen nur deshalb ausgeschlossen werden, weil ihr Koeffizient im vollen Modell unpräzise geschätzt wurde (bzw. der Standardfehler durch Multikollinearität größer ausfiel). Anschließend wurden neue Modelle mit einer gegenüber dem vollen Modell verringerten Variablenanzahl spezifiziert und durch schrittweisen Ausschluss nicht signifikanter Regressoren und Aufnahme zusätzlicher kurzfrist-Parameter eine sparsam parametrisierte Modellvariante gesucht, deren Residuen befriedigend (d.h. normalverteilt, homoskedastisch und frei von serieller Korrelation) waren. Um sicherzustellen, dass die ermittelten langfrist-Parameter auch tatsächlich Kointegrationsbeziehungen reflektieren und nicht auf das Phänomen der „Scheinregression“ (welches bei Panel-Modellen im Gegensatz zur Analyse einzelner Zeitreihen selten auftritt) zurückzuführen sind, wurden jeweils Tests auf multivariate Kointegration berechnet, und zwar jeweils sowohl Residuen-basierte Kointegrationstests wie auch ein Test für die Signifikanz des Fehlerkorrektur-Parameters (was einem Kointegrationstest entspricht; vgl. Banerjee/Dolado/Mestre 1998).

Der höchste Koeffizient wird mit -0,27 für Bremen ermittelt, was dort eine langfristige Abnahme der Aufklärungsquote um immerhin 27 Prozent implizieren würde, wenn der SPD-Anteil an der Ministerposten von 0 auf 100 Prozent steigt. Die Koeffizienten sind allerdings sehr heterogen, sodass generalisierende Aussagen schwierig sind. Ähnliches gilt für die Kabinettsitzanteile von FDP und Grünen, welche ebenfalls in den einzelnen Ländern sehr unterschiedliche Koeffizienten aufweisen, die nur in einem geringen Teil der Fälle Signifikanz erreichen. Die drei Entscheidungsvariablen scheinen auch keine potentiellen Mediatoren eines Parteeffektes zu sein, da sie nur in wenigen Bundesländern einen Einfluss auf die Aufklärungsquote haben: die Gefangenenrate hat einen solchen nur in Bayern (wo es, mangels Variation der Kabinettsitzanteile, keine Parteeffekt geben kann), wobei ihr Effekt ein positives Vorzeichen hat (Zunahme der Aufklärungsquote um 6,5 Prozent, wenn die Gefangenenrate vom Minimum zum Maximum steigt), was mit obigen Überlegungen zur möglichen Bedeutung der Gefangenenrate auch als Indikator einer „law-and-order“-Orientierung übereinstimmt. Die Polizeistärke weist in Hamburg und dem Saarland eine unplausible *negative* Assoziation mit der Aufklärungsquote auf (der allerdings mit einer Abnahme der Aufklärungsquote um 0,02 bzw. 0,03 Prozent bei Zunahme der Polizeistärke über den gesamten beobachteten Wertebereich schwach ist), während der positive Koeffizient in Nordrhein-Westfalen klein und nur näherungsweise Signifikant ist. Für die finanzielle Ausstattung der Polizei ergibt sich eine positive Auswirkung auf die Aufklärungsquote nur für Berlin und Schleswig-Holstein. Als bedeutsam erweist sich ansonsten in erster Linie das Delikttaufkommen (mit einem überwiegend negativen Koeffizienten, der in vier Fällen signifikant ist – allerdings erreichen auch die zwei unplausiblen positiven Parameter für Baden-Württemberg und Schleswig-Holstein das zehnpromtente Signifikanzniveau),⁶² teilweise auch die Deliktstruktur (der Koeffizient des Versuchsanteils wird in vier Fällen signifikant, allerdings mit unterschiedlichen Vorzeichen), die Bevölkerungszusammensetzung (erwartungsgemäßer positiver Koeffizient für den Bevölkerungsanteil 15-24-jähriger Männer in Nordrhein-Westfalen, Rheinland-Pfalz und Saarland), die Bevölkerungsdichte (mit einem nicht unbedingt plausiblen, aber den Befunden aus den gepoolten DOLS-Analysen entsprechenden positiven Effekt, der im Falle Schleswig-Holsteins eine Zunahme der Aufklärungsquote um 29 Prozent bei einem Sprung der Bevölkerungsdichte vom Minimum zum Maximum impliziert) und – erstaunlicherweise nur in zwei Ländern – die Belastung der Polizei durch andere Aufgaben, soweit sie in der Kfz-Dichte zum Ausdruck kommt (wobei sich hier das Vorzeichen im Vergleich zu den DOLS-Modellen umkehrt). Für die Sozialhilfe-Bezugsquote erwies sich im Falle Baden-Württembergs interessanterweise eine kurvilineare Spezifikation des Zusammenhangs als angemessen, wonach die Aufklärungsquote mit steigendem Anteil von Sozialhilfeempfängern zunächst steigt (was obigen Überlegungen entspräche), ab einem gewissen Punkt (1338 Sozialhilfebezieher pro 100.000 Einwohner) aber wieder sinkt.⁶³ Hier könnten sich gegenläufige Effekte bemerkbar machen, etwa in dem Sinne, dass auf steigende Armut mit intensiverer Strafverfolgung reagiert wird, deren Effekt auf die Aufklärungsquote aber bei weiter steigender Armut (entsprechend bereits ausgeführter Überlegungen) durch eine Veränderung der Deliktstruktur oder eine sinkende Kooperationsbereitschaft der Bevölkerung neutralisiert wird. Im Sinne letzterer Überlegungen wäre auch der negative Koeffizient in Rheinland-Pfalz zu interpretieren. Für die Wirtschaftskraft ergaben sich bis auf zwei Ausnahmen (Bayern, Rheinland-Pfalz) keine signifikanten Effekte.

5.4.3.2 Polizeistärke

a) DOLS

Bivariat ergibt sich eine negative Assoziation zwischen Polizeistärke und Kabinettsitzanteil der SPD, sowie eine negative zwischen dem Anteil der von den Grünen gestellten Ministerposten und der Polizeidichte. Demnach würden pro zusätzliches Prozent Kabinettsitzanteil der SPD (relativ zu dem der Union) 0,13 Polizisten weniger pro 100.000 Einwohner kommen, während 1 Prozent

⁶² Die implizierten Veränderungen der Aufklärungsquote bei einem Anstieg der Raubraten über den gesamten Wertebereich bewegen sich zwischen -9 (NI) und +6 (SH) Prozent.

⁶³ Die Spannweite der Werte reicht von 890 bis 3444, d.h. der Umkehrpunkt befindet sich im beobachteten Wertebereich. Ein Anstieg der Bezugsrate über den Wertebereich würde eine Abnahme der Aufklärungsquote um 13,5 Prozent erwarten lassen.

mehr „grüne“ Minister mit einer um etwa 1,5 niedrigeren Polizeidichte verbunden wären (Tab. A 9; mit -1,4 ergibt sich ein etwas schwächerer Kontrast zur SPD, wenn diese als Referenzkategorie dient). Der FDP-Kabinettsitzanteil relativ zu dem der Union wirkt sich geringfügig negativ auf die Polizeistärke aus. Bei der schrittweisen Einführung von Kontrollvariablen schwächen sich die Parteien-Effekte jeweils ab, wenn die anderen Entscheidungsvariablen und Indikatoren für den Bedarf an Polizisten aufgenommen werden, bleiben aber signifikant, bis auf den Koeffizienten für die FDP.⁶⁴ Es zeigt sich also, dass die parteipolitische Zusammensetzung der Landesregierungen durchaus einen Effekt auf die personelle Ausstattung der Polizei hat, der möglicherweise teilweise durch die Polizeiausgaben vermittelt wird (die mit 77 zusätzlichen Polizisten pro zusätzlicher Mio. Euro – dieser Betrag ist etwas größer als die Spannweite der beobachteten Werte – zu Buche schlagen). Eine höhere Gefangenenerate wirkt sich nicht auf die Polizeistärke aus, wenn das Deliktaufkommen kontrolliert wird. Wesentlich wichtiger als die Entscheidungsvariablen und die Kabinettszusammensetzung sind Größen, welche als Indikatoren für die polizeiliche Arbeitsbelastung gelten können, wie der Motorisierungsgrad. Bei einem Anstieg der Anzahl der zugelassenen Kfz pro Einwohner vom niedrigsten zum höchsten beobachteten Wert wäre beispielsweise ein Anstieg der Polizeistärke um mehr als 106 pro 100.000 Einwohner zu erwarten, ein Anstieg des SPD-Kabinettsitzanteils von 0 auf 100 Prozent (relativ zu dem der Union) hätte dagegen einen direkten Effekt von 12 Polizisten weniger pro 100.000 Einwohner (ohne Kontrolle relevanter Drittvariablen: -13 Polizisten je 100.000 Einwohner). Die Bevölkerungsdichte hat hingegen keinen direkten Einfluss auf die Polizeidichte. Erwartungsgemäß gibt es einen positiven Zusammenhang mit dem Anteil junger Männer an der Bevölkerung, was vermuten lässt, dass sich Entscheidungen über die personelle Ausstattung der Polizei auch an der Besetzung der kriminell aktivsten Altersgruppe orientieren. Etwas unklar ist, ob das Deliktaufkommen nach Maßgabe der DOLS-Modelle von Bedeutung für die Polizeistärke ist, da der entsprechende Koeffizient bei Verwendung der adjustierten Raubrate einen unplausiblen negativen Koeffizient hat, der nicht signifikant ist, während bei Verwendung der Originaldaten (hier nicht wiedergegeben) ein signifikanter positiver Koeffizient zu verzeichnen ist. Ähnliches gilt für den Versuchsanteil, dessen erwartungsgemäßer negativer Parameter nur bei Verwendung der korrigierten Raubrate Signifikanz erreicht. Schließlich ergibt sich für die Sozialhilfebezugsrate ein deutlicher positiver Koeffizient, der den Erwartungen verschiedener konflikttheoretischer Theorien der Kriminalitätskontrolle entspricht – und auch der modernisierungstheoretischen Vermutung, dass mit der Verlagerung zu einem desintegrativen Individualismus auch eine Tendenz zu einem (ausschließlich) repressiven Umgang mit Kriminalität einhergeht. Für das Bruttoinlandsprodukt ergibt sich hingegen ein unerwarteter negativer Effekt auf die Polizeistärke – möglicherweise ein Hinweis darauf, dass es sich hierbei um keinen guten Indikator für die fiskalische Situation der Bundesländer handelt.

b) weitere Analysen

Wegen der o.g. Problematik wurden zunächst MG- und PMG-Modelle für die fünf Bundesländer geschätzt, bei denen die Kabinettsitzanteile aller Parteien Variation aufweisen. Die Ergebnisse, auf deren Darstellung hier verzichtet wird, ergaben eine hohe Übereinstimmung zwischen MG und PMG-Schätzern sowie sogenannten „dynamic fixed-effects“ (DFE) – Modellen, bei denen im Unterschied zum PMG-Schätzer alle Koeffizienten, nicht nur die Kointegrationsparameter, für alle Einheiten identisch sind und lediglich individuelle Regressionskonstanten zugelassen sind.⁶⁵ Daher erschien die Annahme gerechtfertigt, dass Modelle, die einheitliche Parameter unterstellen, mindestens konsistente Schätzungen der durchschnittlichen langfristigen Effekte ermöglichen, weshalb anschließend DFE – Modelle für alle 11 Bundesländer spezifiziert wurden (mit dem Kabinettsitzanteil der Union als Referenzkategorie), wobei die Annahme identischer kurzfristiger Parameter dadurch gelockert wurde, dass über die Aufnahme von Interaktionstermen mit den Länder-Dummies individuelle Koeffizienten geschätzt wurden. Die Abweichungen der individuellen Parameter vom „Haupteffekt“ (welcher bei der vorliegenden Spezifikation den Effekt für das Referenzland – Baden-Württemberg – angibt) erwiesen sich jedoch meist als nicht statistisch

⁶⁴ Ähnliche Ergebnisse kommen zustande, wenn statt dem SPD-Kabinettsitzanteil derjenige der Union im Modell ist, nur dass der Koeffizient für die christdemokratische Regierungsbeteiligung positiv ist.

⁶⁵ Formale Tests, ob die PMG- und DFE-Modelle trotz der Parameterrestriktionen konsistent sind, waren aber nicht möglich, weil die entsprechenden Voraussetzungen nicht erfüllt waren.

signifikant, was ein weiterer Hinweis auf eine tatsächliche Homogenität der Parameter ist. Tabelle A 10 zeigt die Ergebnisse: wie zu erkennen ist, ergibt sich ein relativ hohes Maß an Übereinstimmung mit den Ergebnissen der DOLS-Analysen. Allerdings verliert der – etwas schwächere – Effekt des Kabinettsitzanteils der Grünen die statistische Signifikanz, sobald Kontrollvariablen eingeführt werden (wobei der Koeffizient nach Einführung aller Kontrollvariablen immerhin exakt dem im entsprechenden DOLS-Modell entspricht, aber unpräzise geschätzt wird), und für den Anteil der FDP ergibt sich ein stets nicht-signifikanter Effekt. Vor allem aber fällt der Kontrast der SPD zur Union wesentlich schwächer aus und erreicht in keiner Spezifikation Signifikanz. Abweichungen ergeben sich auch bezüglich der Sozialhilfebezugsquote, deren Effekt nach der DFE-Spezifikation nicht signifikant ist. Bezüglich der Bedeutung der anderen Variablen stimmen die Ergebnisse beider Schätzstrategien, was Signifikanz und Vorzeichen der langfristigen Parameter betrifft, gut überein, wobei die Höhe des Parameters im Falle des dynamischen fixed-effects-Modells meist größer ist. Wesentliche Determinanten der Polizeistärke sind demnach der Bevölkerungsanteil der 15-24-jährigen Männer, die Polizeiausgaben und der Motorisierungsgrad der Bevölkerung, daneben auch der Versuchsanteil der Raubdelikte.⁶⁶ Im Gegensatz zum DOLS-Modell hat das Deliktaufkommen stets einen statistisch nicht von Null verschiedenen unplausiblen (oder einen möglichen Endogenitätsbias widerspiegelnden) negativen Koeffizienten, unabhängig davon, ob es durch die originalen oder adjustierten Raubraten im Modell repräsentiert ist.

5.4.3.3 Gefangenenerate

a) DOLS

Die Ergebnisse für die Gefangenenerate ähneln denjenigen für die Polizeidichte: Werden ausschließlich die Kabinettsitzanteil im Schätzmodell berücksichtigt, ergibt sich für den FDP-Kabinettsitzanteil ein negativer Effekt auf die Gefangenenerate (und zwar sowohl in Vergleich zu Union als auch relativ zur SPD)(Tab. A 11). Bei Hinzunahme sozio-ökonomischer und demographischer Kontrollvariablen verschwindet der Kontrast der FDP zu den beiden anderen Volksparteien, die sich nun in erwarteter Weise bezüglich der Gefangeneneraten unterscheiden, und eine Regierungsbeteiligung der Grünen scheint nun mit einer geringeren Bedeutung von Haft als Strafsanktion verbunden zu sein. Die Differenzen zwischen den Parteien schwächen sich ab, wenn die Entscheidungsvariablen – deren Parameter alle signifikant sind – in die Modelle aufgenommen werden, was dafür spricht, dass es sich hier um Mediatoren von Parteeffekten handeln könnte. Der Kontrast zwischen SPD und Grünen ist dann nicht mehr statistisch signifikant. Die Entscheidungsvariablen verlieren aber erheblich an Effektstärke und zudem die Signifikanz, wenn Indikatoren für Deliktaufkommen und -struktur eingeführt werden (s. aber unten). Dafür tritt der Unterschied zwischen den beiden Volksparteien wieder etwas deutlicher hervor. Es scheint also – bei gegebenem Kriminalitätsaufkommen und sozio-ökonomischen Rahmenbedingungen – eine Auswirkung der Zusammensetzung der Landesregierungen in dem Sinne zu geben, dass die Anzahl der Strafgefangenen und Verwahrten pro 100.000 Einwohner mit dem Anteil der Kabinettsitze, welche von den Unionsparteien belegt werden, steigt, bzw. mit dem entsprechenden Anteil der SPD sinkt, und zwar in der Größenordnung von 0,05 mit jedem zusätzlichen Prozent Unions- bzw. SPD-Minister in Relation zum Anteil der jeweils anderen Volkspartei (was eine Veränderung um 5 pro 100.000 Einwohner bei einem Anstieg des jeweiligen Anteils von 0 auf 100 Prozent bedeutet). Der Anteil der beiden kleinen Parteien an den Ministerposten wirkt sich dagegen letztendlich nicht auf die Gefangeneneraten aus. Die Entscheidungsvariablen scheinen nicht von Bedeutung zu sein – wenn die um Brüche korrigierten Raubraten herangezogen werden. Bei Verwendung der nicht-adjustierten Daten bleiben die (schwer interpretierbaren) Koeffizienten von Polizeistärke und Polizeiausgaben (mit – unplausiblerweise – entgegengesetztem Vorzeichen) auch bei Kontrolle des Deliktaufkommens erhalten (mit einer implizierten Veränderung der Gefangenenerate um etwa + 21 bzw. -18 bei einem Anstieg vom beobachteten Minimum zum Maximum). Hierbei handelt es sich in Vergleich zu anderen Größen gegebenenfalls um geringe Effekte. So ist ein proportionaler Zuwachs der Sozialhilfebezugsrate um ein Prozent mit 0,36 zusätzlichen Gefangenen pro 100.000 Einwohnern verbunden, sodass ein Anstieg vom niedrigsten zum

⁶⁶ Der entsprechende Koeffizient wird allerdings etwas schwächer und nicht mehr signifikant, wenn die nicht-adjustierten Raubraten im Modell sind.

höchsten beobachteten Wert eine Zunahme der Gefangenenrate um über 65 erwarten ließe – eine um einiges stärkere Reaktion als die eben dargestellten Effekte. Der Koeffizient für das Deliktaufkommen hat – unabhängig davon, ob die ursprünglichen oder korrigierten Raubraten verwendet werden – ein wenig einleuchtendes negatives Vorzeichen. Der Versuchsanteil wirkt sich schließlich nicht auf die Gefangenenrate aus, was auch für Wirtschaftskraft und Bevölkerungsdichte gilt. Etwas unerwartet ist der deutliche positive Effekt des Bevölkerungsanteils der 15-24-jährigen Männer – möglicherweise reagiert die Justiz auf ein antizipiertes höheres Kriminalitätsaufkommen wegen einer größeren Stärke der entsprechenden Jahrgänge unabhängig vom realen Deliktaufkommen mit durch generalpräventive Überlegungen motivierten härteren Strafen.⁶⁷ Interessanterweise fand sich schließlich für die Arbeitslosenquote nicht der – nach Rusche/Kirchheimer zu erwartende – positive Zusammenhang mit der Gefangenenrate. Dies bedeutet freilich nicht zwingend eine Zurückweisung der Vermutung, dass es einen Zusammenhang zwischen Arbeitskräfteüberschuss und Sanktionspraxis gibt (zu verschiedenen Gründen, wieso die Arbeitslosenquote allein nicht unbedingt ein guter Indikator für einen Überschuss an Arbeitskräften ist vgl. Sutton 2004: 172f.).⁶⁸ Zudem ist der Befund zur Sozialhilfebezugsquote sehr gut mit der erweiterten Annahme, dass Gesellschaften, die ein hohes Maß an sozialer Ungleichheit akzeptieren, auch zu härterer Bestrafung von Straftaten neigen (und verschiedenen o.g. Überlegungen, die in eine ähnliche Richtung gehen) vereinbar.⁶⁹

b) weitere Analysen

Wie bei der Polizeidichte wurden zunächst für die fünf Bundesländer, welche Variation alle Kabinettsitzanteile aufweisen, MG-, PMG- und DFE-Modelle geschätzt (jew. mit dem Kabinettsitzanteil der Union als Referenz), wobei sich hier allerdings eine hohe Heterogenität der Ergebnisse ergab. Dennoch wurden wegen der oben geschilderten Problematik anschließend DFE-Modelle für den kompletten Datensatz spezifiziert, die in Tabelle A 12 wiedergegeben sind. Dabei wurden teilweise auch über entsprechende Interaktionsterme länderspezifische kurzfrist-Koeffizienten geschätzt. Allerdings erwies es sich als unmöglich, eine befriedigende Spezifikation zu finden; alle Modelle wiesen Residuen auf, welche die üblichen Voraussetzungen für statistische Inferenz nicht erfüllten, d.h. die Normalverteilungsannahme war nicht erfüllt (starke Kurtosis) und es lagen Heteroskedastizität, serielle und querschnittliche Korrelation vor.⁷⁰ Daher sind die Ergebnisse sehr zurückhaltend zu interpretieren.

Im Unterschied zu den dynamischen OLS-Analysen ergeben sich nun – mit Ausnahme eines negativen Kointegrationsparameter für den Kabinettsitzanteil der Grünen in dem Modell, in dem länderspezifische kurzfrist-Parameter geschätzt wurden – keine signifikanten Parteien-Effekte. Insofern erscheint eine Bestätigung der Parteidifferenzhypothese bezüglich der Gefangenenrate unsicher. Dies gilt allerdings nicht im Hinblick auf die Bedeutung der Entscheidungsvariablen Polizeiausgaben und Polizeidichte, für die sich z.T. deutlich höhere Koeffizienten ergeben, und zwar auch bei Kontrolle des (adjustierten) Deliktaufkommens. Für die Aufklärungsquote ergibt sich jedoch bei Kontrolle der Raubrate eine (nicht unbedingt unplausible, s.o.) negative und nicht signifikante Beziehung zur Gefangenenrate. Stark von den über DOLS geschätzten Parametern abweichende Koeffizienten werden zudem für die Indikatoren für Deliktaufkommen und –struktur ermittelt: für die Raubrate und die Bevölkerungsdichte haben die langfristigen Parameter jeweils

⁶⁷ Oder die Richter sehen sich mit einer Welle der „Jugendkriminalität“ konfrontiert, auf die sie analog reagieren, wenn der Anteil Jugendlicher und Jungerwachsener an den Angeklagten steigt – was er bei einer Zunahme der Besetzung der entsprechenden Jahrgänge natürlich automatisch tut, auch ohne dass die Kriminalitätsbelastung (also die auf die Anzahl der Personen dieser Altersgruppe bezogene Häufigkeit von Straftaten durch Täter aus diesem Altersbereich) Jugendlicher tatsächlich zunimmt (theoretisch kann sie sogar abnehmen und die absolute Anzahl jugendlicher Beschuldigter trotzdem zunehmen).

⁶⁸ Außerdem ist daran zu erinnern, dass Rusche/Kirchheimer (1939) v.a. Zusammenhänge mit den Haftbedingungen betonen. Aus ihren Überlegungen ergibt sich nicht unmittelbar die Erwartung, dass in Perioden des Arbeitskräfteüberschusses bei gleichem Kriminalitätsaufkommen *häufiger* und *längere* Haftstrafen verhängt werden.

⁶⁹ Allerdings ist nicht ausgeschlossen, dass dieser Koeffizient auch Effekte von Armut auf das Gesamtkriminalitätsaufkommen (das mit der Raubrate möglicherweise nur unzureichend kontrolliert ist) reflektiert, oder einfach den Umstand, dass in Armut lebende Menschen häufig nicht in der Lage sind, Geldstrafen zu bezahlen und daher Ersatzfreiheitsstrafen absitzen müssen – was mehr mit ihrer materiellen Situation als einer Präferenz des Rechtssystems für Haftstrafen zu tun hätte.

⁷⁰ Die für Signifikanztests verwendeten „Panel Corrected Standard Errors“ tragen den Problemen der gruppenweisen Heteroskedastizität und querschnittlichen Korrelation, nicht aber demjenigen der seriellen Korrelation Rechnung.

ein anderes Vorzeichen. Gleiches gilt für das BIP/Kopf und die Arbeitslosenquote (mit einer Ausnahme). Für den Anteil junger Männer an der Bevölkerung fällt der Koeffizient deutlich schwächer aus. Höhere Übereinstimmung ergibt sich bezüglich der Sozialhilfebezugsquote, für die auch bei Wahl der alternativen Modellierungsstrategie ein – allerdings etwas schwächerer – positiver Zusammenhang mit der Gefangenenrate festzustellen ist.

5.4.4 Zwischenfazit

Die zweite Serie von Auswertungen erbringt einige Hinweise darauf, dass die Parteiendifferenz-Hypothese im Hinblick auf die Politik der Inneren Sicherheit zutrifft: nach einigen Berechnungen steigen mit dem Anteil der Unionsparteien an den Ministersesseln Aufklärungsquote, Polizeistärke und Gefangenenrate – umgekehrtes gilt für das Ausmaß, in dem die SPD an Landesregierungen beteiligt ist. Insofern können die Hypothesen H4a, H5a sowie H6a als vorläufig bestätigt betrachtet werden. Dies passt gut zu den in 4. erwähnten Ergebnissen zum Zusammenhang von Regierungszusammensetzung und Aufklärungsquote, aber weniger zu Schmidts (1980) Befund, dass es die SPD ist, die mehr Ressourcen für das Politikfeld der Inneren Sicherheit bereitstellt. Es kann freilich durchaus sein, dass sich bei SPD-Landesregierungen mit dem konjunkturellen und fiskalischen Kontext (Schmidts Studie bezog sich auf die Periode bis Ende der 70er Jahre) auch die Prioritätensetzung im Verhältnis zu anderen Politikfeldern verschoben hat. Andere Erklärungen wären ideologische Veränderungen bei der SPD oder der Wettbewerb mit den Grünen um Wähler, die eine repressiv orientierte Kriminalpolitik ablehnen.⁷¹ Weniger unplausibel ist das Ergebnis, dass entsprechend H4d und H4e Landesregierungen mit Beteiligung der Grünen weniger Polizisten beschäftigen, während die inhaltliche Bedeutung eines möglichen *positiven* Effekts – entgegen H5b – einer Regierungsbeteiligung der FDP auf die Aufklärungsquote unklar ist. Die übrigen Hypothesen zum Einfluss der Regierungsbeteiligung der kleinen Parteien finden in den vorliegenden Ergebnissen keine (H4b, H4c, H5c, H6b, H6c) bzw. wenig (H6d, H6e) Unterstützung. Zusätzlich wird die Bestätigung der Parteiendifferenz-Hypothese dadurch relativiert, dass der Effekt der Regierungszusammensetzung recht gering ist. Schließlich erweisen sich die Parteien-Effekte in weiteren Analysen mit alternativen Modellierungsstrategien als wenig robust, sodass ohnehin von weit reichenden inhaltlichen Interpretationen abgesehen werden sollte.

Des Weiteren geben die Ergebnisse Hinweise auf die Beziehungen zwischen den Entscheidungsvariablen, und damit möglichen indirekten Effekten auf das Kriminalitätsaufkommen. So finden sich wenig Hinweise darauf, dass die Aufklärungsquote durch die Polizeistärke beeinflusst wird, sie kann also im Moment als irrelevant für das Aufkommen an Raubdelikten betrachtet werden (was übrigens auch für die Polizeiausgaben gilt). Wenig erstaunlich ist dagegen, dass – zumindest nach den DOLS-Modellen – die Gefangenenrate mit der Aufklärungsquote steigt. Zudem steigt die Gefangenenrate mit der Polizeidichte, sinkt aber möglicherweise mit den Polizeiausgaben. Dies könnte ein Hinweis darauf sein, dass eine Erhöhung der Sanktionierungswahrscheinlichkeit durch eine bessere Ressourcenausstattung der Polizei und eine Erhöhung der Strafhärte nicht einfach alternative Strategien darstellen, möglicherweise weil eine höhere Polizeistärke quasi automatisch auch auf die Anzahl der Verurteilungen durchschlägt (etwa, weil bei einer besseren Personalausstattung in mehr Fällen für eine Verurteilung ausreichende Beweismittel gesammelt werden können).

Insgesamt lässt sich damit sagen, dass es durchaus angebracht ist, die hier verwendeten Indikatoren für das Politik-„output“ im Bereich der Inneren Sicherheit als Entscheidungsvariablen zu bezeichnen, da ihre Varianz nicht ausschließlich durch Größen zu erklären ist, die „Sachzwänge“ repräsentieren, sondern auch von der Regierungszusammensetzung beeinflusst wird, was auf Entscheidungsspielräume verweist. Andererseits scheinen diese Spielräume gering zu sein – unter den Einflussfaktoren dominieren die nicht-politischen Größen bei weitem (allerdings könnten diese wiederum teilweise von der parteipolitischen Färbung der Landesregierung beeinflusst sein – was aber nichts daran ändern würde, dass das kriminalpolitische „output“ von politikfeldexternen Faktoren dominiert wird).

⁷¹ Hierauf haben mich Achim Hildebrand und Frieder Wolf hingewiesen.

6. Diskussion

Das Resümee in 5.3.4 zur ersten Serie von Analysen lautete, dass zwar immerhin eine der Entscheidungsvariablen für das Aufkommen an Raubdelikten von Bedeutung ist, und somit die Ausgangsfrage – „Does output matter?“ – bejaht werden kann. Die zweite Reihe von Analysen hatte einige Hinweise darauf ergeben, dass die Entscheidungsvariablen von einem genuin politischen Faktor, d.h. der Regierungszusammensetzung, beeinflusst werden – „parties do matter“. Beide Befunde waren jedoch dahingehend zu relativieren, dass andere Faktoren jeweils von weit größerer Bedeutung sowohl für das Kriminalitätsaufkommen als auch die Strafverfolgungsindikatoren sind, und dass insbesondere die Befunde zu Effekten der Regierungszusammensetzung wenig robust sind. Es stellt sich nun die Frage, was dies alles a) für den Status der Kriminalitätstheorien, auf die im ersten Teil zurückgegriffen worden war, und b) für die Parteidifferenzhypothese bedeutet. Schließlich möchte ich noch (sehr) kurz auf die Relevanz der Ergebnisse für Erklärungen für Variationen in der „Härte“ von Kriminalpolitiken eingehen (c).

Zu a): Das identifizierte Muster an Zusammenhängen entspricht den Erwartungen keiner der drei hier herangezogenen theoretischen Perspektiven genau:

Sowohl die *modernisierungstheoretische* als auch die *ökonomische* Perspektive sind mit den Befunden zu Polizeistärke und Gefangenenrate nicht kompatibel, wohl aber der gelegenheitsstrukturelle Ansatz.⁷²

Allerdings deutet sich für die Gefangenenrate an, dass ihr Effekt gegebenenfalls ein negativer ist, wie er oft in empirischen Studien gefunden wird. Dies entspräche der ökonomischen Kriminalitätstheorie, widerspräche aber der modernisierungstheoretischen Vermutung, dass sich eine höhere Punitivität kriminogen auswirkt. Dies sollte aber nicht voreilig als ein Argument für den ökonomischen Ansatz verbucht werden. Denn zum einen könnte es sein, dass Gefangenenraten keinen guten Indikator für das Konstrukt der Punitivität darstellt, die nicht unbedingt in einem global stärkeren Gebrauch von Haftstrafen zum Ausdruck kommen muss. Es kann auch sein, dass sie sich primär in einer härteren Bestrafung bestimmter Delikte, die im öffentlichen Kriminalitätsdiskurs besonders beachtet werden, niederschlägt, welche durchaus durch größere Nachsicht bei anderen Delikten kompensiert werden kann – oder in Maßnahmen (z.B. Erhöhung des Strafrahmens) die primär symbolischer Natur sind, aber im Alltag der Rechtsprechung bedeutungslos sind (z.B. weil die Richter den höheren Strafrahmen nicht ausschöpfen, da sie sich an hergebrachten rechtstaatlichen Grundsätzen der Strafzumessung orientieren – und die große Masse der verhandelten Delikte weit weniger gravierend ist als die wenigen spektakulären Fälle, die den Abscheu der Öffentlichkeit erregen) (zur Problematik der Messung von Punitivität vgl. die Diskussion bei Frost 2006: 103ff.).⁷³ Zum anderen sind die vorgelegten Befunde kompatibel mit einer schwächeren Fassung der Punitivitätsthese, wonach die Neigung zu härteren Strafen eng mit einer institutionellen Konfiguration zusammenhängt, die zu größerer sozialer Ungleichheit und dadurch zu mehr Gewaltdelinquenz führt – demnach sollte es keinen positiven Zusammenhang zwischen Punitivitätsindikatoren und Deliktaufkommen mehr geben, wenn Indikatoren für die institutionelle Struktur der analysierten Gesellschaft oder deren kriminogene Effekte kontrolliert werden – und letzteres ist (in Gestalt der Sozialhilfebezugquote) geschehen. Schließlich wären mit den handlungstheoretischen Prämissen des modernisierungstheoretischen Ansatzes durchaus auch gegenläufige Effekte der Gefangenenrate im Sinne einer kriminogenen Wirkung, die durch eine kriminalitätsdämpfende Wirkung (im Sinne eines Normbegräftigungseffektes) aufgewogen wird, vereinbar. Dann würde auch ein negativer Koeffizient für diese Variable (bei Kontrolle der genannten Drittvariablen) oder ein nicht-monotoner kurvilinearere Zusammenhang zur schwachen Punitivitätsthese passen, zumal sich die in Deutschland realisierten Gefangenenraten erheblich unterhalb des von Liedka et al. (2006) für die USA ermittelten Punktes des Vorzeichenwechsels bewegen. Möglicherweise hat aber auch die starke Punitivitätsthese Gültigkeit, konnte aber mit dem vorlie-

⁷² Vorausgesetzt, man legt diesen auf die starke Annahme fest, dass Polizeistärke und Gefangenenrate sich gar nicht auf „Guardianship“ und das Angebot motivierter Täter auswirken sollten. Zumindest ersteres ist keineswegs selbstverständlich: in einigen Studien – s. z. B. Stahura/Sloan (1988) – wird die Polizeidichte explizit als Indikator für die Präsenz von „Wächtern“ eingeführt. In diesem Falle könnten meine diesbezüglichen Befunde auch nicht als Unterstützung für den Routine-Aktivitäten-Ansatz gewertet werden.

⁷³ Den Hinweis auf das Buch von Natasha Frost verdanke ich Christian Lüdemann.

genden Untersuchungsdesign nicht bestätigt werden, da es hier um sehr *langfristige* Effekte geht, die erst mit großer zeitlicher Verzögerung wirksam werden – und zwar außerhalb des gewählten Beobachtungsfensters, also in der Zukunft, da Tendenzen in Richtung höherer Punitivität in Deutschland erst in jüngster Zeit einsetzen (vgl. dazu Pfeiffer/Windzio/Kleimann 2004).

Der ermittelte kriminalitätsdämpfende Effekt der Aufklärungsquote läuft schließlich der *gelegheitsstrukturellen* Sichtweise zuwider – freilich nur der starken Hypothese, dass sich Strafverfolgung nicht auf das Angebot an motivierten Straftätern auswirkt, es also keine Ausschaltungseffekte gibt. Diese ergibt sich jedoch keineswegs zwangsläufig aus den grundlegenden Prämissen des Routine-Aktivitäten-Ansatzes (die keine Aussagen zum Angebot an motivierten Tätern enthalten), sondern fußt auf Plausibilitätsüberlegungen, wonach die Anzahl der durch Strafverfolgung faktisch ausgeschalteten motivierten Täter im Verhältnis zu ihrer Gesamtzahl so klein sein sollte, dass sich daraus nur ein *sehr geringer* Effekt auf das Kriminalitätsaufkommen ergeben sollte. Das schließt nicht aus, dass er dennoch statistisch nachweisbar ist. Systematische Überlegungen im Rahmen dieses Ansatzes, *wieso* das so sein sollte, sind mir ebenso wenig bekannt wie solche, wonach der Effekt der Aufklärungsquote nicht nur gering, sondern nicht existent ist.

Unter den diskutierten Ansätzen gibt es also nach Maßgabe der dargestellten Analysen keine klaren „Gewinner“ oder „Verlierer“ – eine entschiedene Aussage über ihre jeweilige Leistungsfähigkeit erlauben sie also nicht.

Die Befunde zu den Kontrollvariablen schaffen hier im Übrigen nicht mehr Klarheit: Der langfristige Null-Effekt der Arbeitslosenquote ist theoretisch nicht zu erwarten. Plausibel wäre vielmehr ein kriminogener Effekt (da die Arbeitslosenquote sinkende legale Einkommensmöglichkeiten bzw. die Verletzung gesellschaftlicher Gerechtigkeitsstandards indiziert) oder ein kriminalitätsdämpfender Effekt (Reduktion der außerhäuslichen Aktivitäten bei Arbeitslosigkeit und dadurch geringere Verfügbarkeit geeigneter Opfer). Die geschätzten kurzfrist-Parameter helfen hier auch nicht weiter, da sie meist nicht von Null verschieden sind, oder aber wechselnde Vorzeichen aufweisen. Die Befunde zur Sozialhilferate erlauben keine inhaltlichen Schlussfolgerungen, da hier die Ergebnisse von „gepoolten“ und individuellen Schätzern ein unterschiedliches Vorzeichen des Zusammenhangs ergeben. Beim realen BIP pro Kopf sind die Ergebnisse etwas stabiler, doch es lässt sich nicht trennscharf spezifischen theoretischen Konstrukten zuordnen.

Zu b): Was sind die Implikationen des Befundes, dass Aufklärungsquote, Polizeistärke und Gefangenenrate von der parteipolitischen Färbung der Landesregierung (im Vergleich zu anderen Faktoren) gegebenenfalls nur schwach beeinflusst werden und sich auch nur teilweise und mäßig auf das Deliktaufkommen auswirken? Zunächst sprechen sie für eine geringe Relevanz der parteipolitischen Färbung der Landesregierungen für das interessierende „outcome“, d.h. auch der Parteiendifferenzhypothese, wenn es darum geht, Politikergebnisse zu erklären. Dies kann natürlich daran liegen, dass das entscheidende „output“ gar nicht auf Landesebene produziert wird, sondern durch den Bund, welcher z.B. für die Strafgesetzgebung zuständig ist. Zudem ergeben sich Gestaltungsmöglichkeiten für Parteien wahrscheinlich – wie von Schmidt betont – weniger aus der bloßen Regierungsbeteiligung, sondern v.a. dann, wenn sie eine Hegemonialstellung einnehmen, also über einen längeren Zeitraum ununterbrochen als stimmenstärkste Partei regieren, ohne eine Große Koalition einzugehen. Diese Überlegung wurde in meinen Analysen nicht durch entsprechende Indikatoren berücksichtigt. Auch der Null-Effekt der Polizeidichte könnte mehr mit einer unzureichenden Messung als der Irrelevanz der Politikproduktion im Bereich der Inneren Sicherheit, soweit sie die Polizeibehörden betrifft, zu tun haben: Zum einen besagt die Anzahl der bei der Polizei beschäftigten Personen noch nichts darüber, wie viele Polizeibeamten tatsächlich im öffentlichen Raum präsent sind, und wie viele mit Aufgaben der Strafverfolgung befasst sind. Zum anderen kommt es möglicherweise mehr auf die Organisation der Polizeibehörden und polizeiliche Strategien als die bloße Anzahl der mit Verbrechensbekämpfung befassten Polizisten an. Für die USA liegt eine Reihe von Untersuchungen zur Wirksamkeit verschiedener Strategien vor, die Eck/Maguire (2000) zusammenfassen.⁷⁴ Nach ihrer Auffassung können sich einige dieser Maßnahmen (intensive Streifengänge an Plätzen mit hohem Kriminalitätsaufkommen, Durchsetzung von Waffengesetzen, Unterbindung illegalen Drogenhandels) in Kombination mit anderen Entwicklungen (demographischen Veränderungen, „natürliche“ Schrumpfung des Drogenmarktes) etwas auf die Gewaltkriminalität ausgewirkt haben. Zurückhaltend bewertet Levitt den Effekt von

⁷⁴ Vergleichbare deutsche Untersuchungen sind mir nicht bekannt.

Polizeistrategien, die er zu den „six factors that played little or no role in the crime decline“ (Levitt 2004: 170) zählt (Levitt 2004: 172f.). Es ist also anzunehmen, dass der Effekt der Politikproduktion im Bereich der Polizei auch bei alternativer Operationalisierung allenfalls moderat wäre. Selbst wenn der Befund eines schwachen Parteeffektes und geringer Relevanz des „outputs“ auch in Analysen auf Bundesebene und mit besseren Indikatoren bestätigt würde, wäre dies aber vielleicht weniger als eine Relativierung der Parteidifferenzhypothese, sondern eher als ein Hinweis auf die begrenzte Bedeutung der Politikfelder Innere Sicherheit und Justiz zu betrachten. Denn es kann durchaus sein, dass Auswirkungen der parteipolitischen Zusammensetzung der Regierungen in anderen Politikfeldern – wie der Sozial- und der Arbeitsmarktpolitik – relevanter für das Kriminalitätsaufkommen sind. Aus der Forschungsliteratur bekannte Ergebnisse zur Bedeutung von Einkommensungleichheit (Messner 2002) und Sozialausgaben (Gartner 1990) sind jedenfalls ein Hinweis darauf, dass Franz von Liszts viel zitierter Satz „Sozialpolitik [ist] die beste und wirksamste Kriminalpolitik“ (von Liszt 1905: 246, zitiert nach Naucke 1982: 542) Gültigkeit haben könnte.

Interessant ist außerdem noch die Beobachtung, dass sich die Entscheidungsvariablen gegenseitig kaum beeinflussen. Der einzige robuste Befund (neben dem wenig erstaunlichen positiven Zusammenhang von Polizeiausgaben und Polizeistärke) ist eine inverse Beziehung zwischen Gefangenenerate und Polizeiausgaben, was ein Hinweis darauf sein könnte, dass polizeiliche und strafrechtliche Repression eher als alternative denn als komplementäre Strategien verfolgt werden, wobei es im ersten Falle aber einen Unterschied zu machen scheint, ob finanzielle Ressourcen in Personal oder die anderweitige Ausstattung der Polizei fließen.

Zu c): Schließlich haben einige der Ergebnisse zu den Kontrollvariablen Relevanz für gängige Erklärungen für Variationen in der Intensität formeller Sozialkontrolle und Härte strafrechtlicher Sanktionen: insbesondere ergaben sich Indizien dafür, dass diese mit dem Ausmaß an sozialer Ungleichheit – repräsentiert durch die Sozialhilfebezugsquote – zunehmen. Dies entspricht sowohl konflikttheoretischen Ansätzen als auch der Vermutung, dass mit einem Bedeutungsgewinn des desintegrativen Individualismus auch eine harschere Kriminalpolitik einhergeht. Die Annahme, dass mit einer solchen Politik auch auf eine sinkende Effektivität des staatlichen Gewaltmonopols reagiert wird, konnte allerdings nicht erhärtet werden. Die Hypothese, dass ein Arbeitskräfteüberschuss an sich (soweit er in der Arbeitslosenquote zum Ausdruck kommt) zu einem intensiveren Gebrauch von Haftstrafen führt, findet keine Unterstützung.⁷⁵

Abschließend sei noch die Vorläufigkeit jeglicher Schlussfolgerungen aus den präsentierten Befunden betont. Denn die Ergebnisse der meisten Analysen weisen eine hohe Empfindlichkeit gegenüber der gewählten Modellierungsstrategie und Spezifikation der Schätzgleichung auf, hinzu kommen Brüche und einzelne fehlende Beobachtungen bei einigen Variablen – Problematiken, die hier nicht weiter diskutiert werden können. Darüber hinaus zeigte sich eine hohe Heterogenität der Zusammenhänge über die Bundesländer hinweg, was die Frage danach aufwirft, welche Variablen die Effekte der hier analysierten Variablen konditionieren könnten – sofern die Streuung der Koeffizienten nicht einfach auf eine regional variierende Messqualität bei einzelnen Variablen zurückzuführen ist.⁷⁶

⁷⁵ Ich hatte oben schon darauf hingewiesen, dass Rusche und Kirchheimer (1939) keine derartig simple Beziehung postuliert haben – abgesehen davon, dass die Arbeitslosenquote kein optimaler Indikator für einen Arbeitskräfteüberschuss ist.

⁷⁶ Je höher der Anteil unsystematischer Messfehler, desto niedriger ist bekanntlich das geschätzte Regressionsgewicht.

Tabellenteil

Tabelle A 1: Panel-Einheitswurzeltests	54
Tabelle A 2: Ergebnisse der bivariaten Gruppen-t-Tests auf Kointegration.....	55
Tabelle A 3a: Panel-DOLS (abhängige Variable: vollendete Raubdelikte/100.000 Einwohner, logarithmiert).....	57
Tabelle A 3b: Panel-DOLS – Raubrate für Ausreißer adjustiert	57
Tabelle A 3c: Panel-DOLS – Raubrate und Aufklärungsquote für Ausreißer adjustiert	57
Tabelle A 4: MG-Schätzer (abhängige Variable: vollendete Raubdelikte/100.000 Einwohner, logarithmiert).....	58
Tabelle A 5: PMG-Schätzer (abhängige Variable: vollendete Raubdelikte/100.000 Einwohner, logarithmiert).....	59
Tabelle A 6: Individuelle DOLS-Modelle (abhängige Variable: vollendete Raubdelikte/100.000 Einwohner, logarithmiert)	60
Tabelle A 7: Ergebnisse der DOLS-Modelle für die Aufklärungsquote von Raubdelikten	61
Tabelle A 8: Ergebnisse der individuellen Fehlerkorrekturmodelle für die Aufklärungsquote von Raubdelikten.....	62
Tabelle A 9: Ergebnisse der DOLS-Modelle für die Polizeistärke (Beschäftigte (Vollzeit und Teilzeit) bei der Polizei/100.000 Einwohner).....	64
Tabelle A 10: Ergebnisse der dynamischen fixed-effects-Fehlerkorrekturmodelle für die Polizeistärke	65
Tabelle A 11: Ergebnisse der DOLS-Modelle für die Gefangenenrate (Gefangene und Sicherheitsverwahrte/100.000 Einwohner).....	66
Tabelle A 12: Ergebnisse der dynamischen fixed-effects-Fehlerkorrekturmodelle für die Gefangenenrate.....	67

Tabelle A 1: Panel-Einheitswurzeltests⁷⁷

Variable	Periode	Test	Spezifikation der deterministischen Komponenten	Teststatistik	p
Häufigkeitsziffer vollendete Tötungsdelikte	1971-2004	IPS	Konstanten	-6,38	0,000
		Fisher-ADF	Konstanten	106,40	0,000
Häufigkeitsziffer vollendeter Raub	1971-2004	IPS	Konstanten + Trends	0,79	0,788
		Fisher-ADF	Konstanten + Trends	16,41	0,795
Häufigkeitsziffer schwere und gefährliche Körperverletzung (vollendet)	1971-2004	IPS	Konstanten + Trends	3,99	1,000
		Fisher-ADF	Konstanten + Trends	5,55	0,999
Aufklärungsquote Raub	1971-2004	IPS	Konstanten	-1,26	0,104
		Fisher-ADF	Konstanten	25,55	0,272
Arbeitslosenquote	1971-2004	IPS	Konstanten + Trends	1,23	0,890
		Fisher-ADF	Konstanten + Trends	9,39	0,991
reales BIP/Kopf	1970-2004	IPS	Konstanten + Trends	1,86	0,968
		Fisher-ADF	Konstanten + Trends	9,99	0,986
Sozialhilfeempfänger/100.000 Einwohner	1967-2004	IPS	Konstanten + Trends	1,85	0,968
		Fisher-ADF	Konstanten + Trends	10,02	0,986
Bevölkerungsanteil 15-24-jähriger Männer	1968-2004	IPS	Konstanten + Trends	1,78	0,962
		Fisher-ADF	Konstanten + Trends	9,19	0,992
Gefangenenrate ⁷⁸	1972-2004	IPS	Konstanten + Trends	0,28	0,610
		Fisher-ADF	Konstanten + Trends	21,81	0,472
Polizeidichte ⁷⁹	1970-2004	IPS	Konstanten + Trends	-0,75	0,228
		Fisher-ADF	Konstanten + Trends	26,26	0,241
Bevölkerungsdichte	1971-2004	IPS	Konstanten + Trend	0,54	0,705
		Fisher-ADF	Konstanten + Trends	16,26	0,803
Kabinettsitzanteil CDU	1970-2004 ⁸⁰	IPS	Konstanten	1,50	0,933
		Fisher-ADF	Konstanten	7,62	0,960
Kabinettsitzanteil SPD	1970-2004 ⁸¹	IPS	Konstanten	2,05	0,980
		Fisher-ADF	Konstanten	9,62	0,975
Kabinettsitzanteil FDP ⁸²	1970-2004 ⁸³	IPS	Konstanten	-1,59	0,056
		Fisher-ADF	Konstanten	36,35	0,014
Kabinettsitzanteil Grüne	1970-2004 ⁸⁴	IPS	Konstanten	-0,29	0,385
		Fisher-ADF	Konstanten	12,63	0,245
reale Polizeiausgaben/Kopf ⁸⁵	1971-2004	IPS	Konstanten + Trends	-2,47	0,007
		Fisher-ADF	Konstanten + Trends	38,84	0,015
Kfz-Dichte	1968-2004	IPS	Konstanten + Trends	4,90	1,000
		Fisher-ADF	Konstanten + Trends	4,70	1,000
Versuchsanteil Raub	1971-2004	IPS	Konstanten	-1,70	0,045
		Fisher-ADF	Konstanten	28,79	0,151

⁷⁷ Spezifikation des Augmentierungsgrades jeweils Anhand des MAIC; Ausnahme: Häufigkeitsziffer Tötungsdelikte (sequentieller t-Test).

⁷⁸ Gefangene und Sicherungsverwahrte/100.000 Einwohner.

⁷⁹ Beschäftigte (Vollzeit und Teilzeit) bei der Polizei/100.000 Einwohner.

⁸⁰ Ohne Bayern, NRW, HH.

⁸¹ Ohne Bayern.

⁸² Bei Erweiterung der Periode bis 1958 kann die Hypothese einer Einheitswurzel nicht verworfen werden.

⁸³ Ohne Bayern.

⁸⁴ Ohne Bayern, Baden-Württemberg, Hamburg, Rheinland-Pfalz, Saarland, Schleswig-Holstein.

⁸⁵ Pesarans CIPS*-Test verwirft die Hypothese einer Einheitswurzel nicht.

Tabelle A 2: Ergebnisse (Teststatistik) der bivariaten Gruppen-t-Tests auf Kointegration

abh. Variable	Ln(Häufigkeitsziffer vollendeter Raub)	Polizeidichte	Gefangenenrate	Aufklärungsquote Raub
unabh. Variable				
Ln(reales BIP/Kopf)	-2,96**			
reales BIP/Kopf		-0,24	-1,05 ⁸⁶	-2,01*
Ln(Arbeitslosenquote)	-1,44			
Arbeitslosenquote			-1,54 ⁸⁷	
Ln(Sozialhilfeempfänger/100.000 Einwohner)	-2,51**	-1,20 ⁸⁸	-0,82 ⁸⁹	
Sozialhilfeempfänger/100.000 Einwohner				-3,84**
Ln(Bevölkerungsanteil 15-24-jähriger Männer)	-3,36**			
Bevölkerungsanteil 15-24-jähriger Männer		-2,61**	-1,76*	-7,79**
Ln(Aufklärungsquote Raub)	-2,15**			
Aufklärungsquote Raub			-2,62**	
Ln(Polizeidichte)	-1,03			
Polizeidichte			-3,24**	-2,39**
Ln(Gefangenenrate)	-1,97*	0,27		-2,11**
Polizeiausgaben (Mio. Euro/10.000 Einwohner)		-1,66	-1,89*	-1,06
Ln(Häufigkeitsziffer vollendeter Raub)		0,38	-1,72*	-2,02*
Versuchsanteil Raubdelikte		-0,05	-1,51 ⁹⁰	-1,43
Ln(Kfz/Einwohner)		-4,88**		-2,53**

⁸⁶ Aber signifikant auf 5-Prozent-Niveau, wenn adjustierte Gefangenenrate verwendet wird.

⁸⁷ Aber signifikant auf 5-Prozent-Niveau, wenn adjustierte Gefangenenrate verwendet wird.

⁸⁸ Aber signifikant auf 5-Prozent-Niveau, wenn adjustierte Gefangenenrate herangezogen wird, und $p < 0,10$ wenn adjustierte Sozialhilfebezugsquote verwendet wird.

⁸⁹ Aber signifikant auf 5-Prozent-Niveau, wenn adjustierte Sozialhilfebezugsquote verwendet wird.

⁹⁰ Aber signifikant auf 5-Prozent-Niveau, wenn adjustierte Gefangenenrate verwendet wird.

Tabelle A 2 (Fortsetzung)

abh. Variable	Ln(Häufigkeits- ziffer vollende- ter Raub)	Polizeidichte	Gefangenenrate	Aufklärungs- quote Raub
unabh. Variable				
Ln(Bevölkerungsdichte)		-3,98**	-3,05**	-1,82*
Kabinettsitzanteil CDU ⁹¹		-0,08	-2,40**	-1,97*
Kabinettsitzanteil SPD ⁹²		0,14	-2,80**	-3,08**
Kabinettsitzanteil FDP ⁹³		-0,89	-4,01**	-1,75*
Kabinettsitzanteil Grüne ⁹⁴		-4,01**	0,18	-4,11**

*p<0,10 **p<0,05

⁹¹ Ohne BAY, NRW (weisen keine Varianz bei Kabinettsitzanteil auf).⁹² Ohne BAY.⁹³ Ohne BAY.⁹⁴ Ohne BAY, BW, SL, RP.

Tabelle A 3a: Panel-DOLS (abhängige Variable: vollendete Raubdelikte/100.000 Einwohner, logarithmiert)

Variable	$\hat{\beta}$	Standardfehler	t-Wert	p
Ln(Anteil der 15-24-jährigen Männer an der Bevölkerung)	1,46	0,404	3,61	0,000
Ln(Aufklärungsquote)	-1,44	0,113	-12,72	0,000
Ln(Gefangenenrate)	-0,34	0,113	-3,02	0,003
Zeittrend	0,05	0,005	9,42	0,000

Zeitraum: 1974-2002, Anzahl der Beobachtungen: 319, q=2.

Tabelle A 3b: Panel-DOLS – Raubrate für Ausreißer adjustiert

Variable	$\hat{\beta}$	Standardfehler	t-Wert	p
Ln(Aufklärungsquote)	-1,25	0,126	-9,90	0,000
Ln(Gefangenenrate)	-0,31	0,131	-2,35	0,020
Zeittrend	0,03	0,004	7,69	0,000

Zeitraum: 1974-2002, Anzahl der Beobachtungen: 319, q=2.

Tabelle A 3c: Panel-DOLS – Raubrate und Aufklärungsquote für Ausreißer adjustiert

Variable	$\hat{\beta}$	Standardfehler	t-Wert	p
Ln(Aufklärungsquote)	-1,26	0,127	-9,92	0,000
Ln(Gefangenenrate)	-0,30	0,130	-2,31	0,022
Zeittrend	0,03	0,004	7,67	0,000

Zeitraum: 1974-2002, Anzahl der Beobachtungen: 319, q=2.

Tabelle A 4: MG-Schätzer (abhängige Variable: vollendete Raubdelikte/100.000 Einwohner, logarithmiert)

	Koeffizient	Standardfehler	z-Wert	p	Min.	Max.
Durchschnitt der Kointegrationsparameter $\hat{\theta}_i$						
Ln(BIP/Kopf)	1,99	0,588	3,39	0,001	-1,20 (BW)	5,37 (SH)
Ln(Sozialhilfeempfänger/100.000 Einwohner)	-0,11	0,183	-0,62	0,538	-1,38 (SH)	0,82 (BE)
Ln(Aufklärungsquote)	-1,10	0,371	-2,98	0,003	-2,46 (HH)	0,78 (NW)
Durchschnitt der Fehlerkorrekturparameter $\hat{\phi}_i$	-0,37	0,039	-9,51	0,000	-0,58 (NI)	-0,14 (B)
Durchschnitt der kurzfristigen Parameter $\hat{\delta}_i$						
Δ Ln(Bevölkerungsanteil 15-24-jähriger Männer)	1,41	0,958	1,47	0,141	-3,03 (HB)	6,52 (HH)
Δ Ln(BIP/Kopf)	-0,75	0,495	-1,52	0,130	-4,02 (NRW)	1,52 (BE)
Δ Ln(Sozialhilfeempfänger/100.000 Einwohner)	0,21	0,111	1,84	0,065	-0,59 (BE)	0,83 (NW)
Δ Ln(Aufklärungsquote)	0,29	0,127	2,30	0,021	-0,30 (BE)	0,73 (HB)
Δ Ln(Aufklärungsquote) _{t-1}	0,21	0,097	2,17	0,030	-0,38 (HE)	0,60 (BY)
Δ Ln(Arbeitslosenquote)	0,07	0,046	1,42	0,155	-0,20 (NRW)	0,29 (HB)
Δ Ln(Arbeitslosenquote) _{t-1}	-0,02	0,046	-0,37	0,715	-0,20 (BE)	0,22 (SL)

Zeitraum: 1973 bis 2004, Anzahl der Beobachtungen: 352.

Abkürzungen: BW=Baden-Württemberg, BY=Bayern, BE=Berlin, HB=Bremen, HH=Hamburg, HE=Hessen, NI=Niedersachsen, NW=Nordrhein-Westfalen, RP=Rheinland-Pfalz, SL=Saarland, SH=Schleswig-Holstein.

Tabelle A 5: PMG-Schätzer (abhängige Variable: vollendete Raubdelikte/100.000 Einwohner, logarithmiert)

	Koeffizient	Standardfehler	z-Wert	P	Min.	Max.
Kointegrationsparameter $\hat{\theta}$						
Ln(BIP/Kopf)	2,96	0,344	8,61	0,000	-	-
Ln(Sozialhilfeempfänger/100.000 Einwohner)	-0,56	0,133	-4,17	0,000	-	-
Ln(Aufklärungsquote)	-0,89	0,283	-3,15	0,002	-	-
Durchschnitt der Fehlerkorrekturparameter $\hat{\phi}_i$	-0,23	0,046	-4,94	0,000	-0,44 (RP)	-0,02 (BE)
Durchschnitt der kurzfristigen Parameter $\hat{\delta}_i$						
Δ Ln(Bevölkerungsanteil 15-24-jähriger Männer)	0,79	0,633	1,25	0,212	-3,66 (HB)	3,31 (HE)
Δ Ln(BIP/Kopf)	-0,69	0,505	-1,36	0,172	-3,36 (NW)	1,72 (BE)
Δ Ln(Sozialhilfeempfänger/100.000 Einwohner)	0,30	0,129	2,34	0,019	-0,51 (BE)	0,97 (BW)
Δ Ln(Aufklärungsquote)	0,19	0,167	1,16	0,246	-0,76 (HE)	0,95 (RP)
Δ Ln(Aufklärungsquote) _{t-1}	0,15	0,098	1,49	0,135	-0,60 (HE)	0,65 (NW)
Δ Ln(Arbeitslosenquote)	0,04	0,039	0,92	0,358	-0,20 (NW)	0,25 (BY)
Δ Ln(Arbeitslosenquote) _{t-1}	-0,06	0,049	-1,30	0,194	-0,27 (BY)	0,17 (SL)
Δ Ln(Arbeitslosenquote) _{t-2}	-0,008	0,021	-0,37	0,712	-0,09 (HB)	0,11 (RP)

Zeitraum: 1973 bis 2004, Anzahl der Beobachtungen: 352.

Tabelle A 6: Individuelle DOLS-Modelle (abhängige Variable: vollendete Raubdelikte/100.000 Einwohner, logarithmiert)

Bundesland	Ln(Bevölkerungsanteil 15-24-jähriger Männer)	Ln(BIP/Kopf)	Ln(Aufklärungsquote)	Ln(Sozialhilfeempfänger/100.000 Einwohner)	Ln(Gefangenenrate)	Zeittrend
BW	4,66**	-1,60**	-1,19**	1,50**	1,14**	0,02
BY	-4,39**	1,43**	1,75**	0,30**	2,12**	-0,12**
BE	-2,06**	-0,24	0,76**	1,42**	0,42*	-0,04**
HB	-11,17**	-1,09	1,13**	0,07	0,47**	-0,03
HH	3,76	10,54**	1,02*	1,01**	-2,22**	-0,13**
HE	3,68**	-1,45**	-1,52**	1,11**	0,06	0,05**
NI	-1,84	2,88**	0,59	0,15	1,11**	-0,06**
NW	0,88**	3,85**	0,79**	0,14*	0,73**	-0,01
RP	2,20**	0,58**	-0,92**	-0,42**	1,08**	-0,02**
SL	4,47**	0,54**	-0,97**	0,60**	1,07**	0,03**
SH	-1,03	3,71**	-0,88**	-0,91**	1,64**	0,00

*p<0,10 **p<0,05

Untersuchungsperiode jeweils 1973-2003 (T=31), q=1.

Tabelle A 7: Ergebnisse der DOLS-Modelle für die Aufklärungsquote von Raubdelikten

unabh. Variable	I	II	III	IV
Kabinettsitzanteil FDP	0,21**	0,17**	0,14**	0,030
Kabinettsitzanteil SPD	-0,019	-0,017	-0,0016	-0,019**
Kabinettsitzanteil Grüne	-0,027	-0,019	0,023	0,007
reales BIP/Kopf		-0,00073*	-0,00085**	-0,00060**
Sozialhilfeempfänger/100.000 Einwohner		-2,26	-7,30**	-4,09**
Bevölkerungsanteil 15-24-jähriger Männer		1,26	1,57*	1,88**
Ln(Gefangenenrate)			21,47**	0,84
Polizeidichte			-0,058**	-0,018
Polizeiausgaben (Mio. Euro/10.000 Einwohner)			7,11**	3,29
Ln(vollendete Raubdelikte/100.000 Einwohner)				-6,97**
Versuchsanteil Raubdelikte				0,54**
Ln(Kfz/Einwohner)				18,93**
Ln(Bevölkerungsdichte)				64,60**
Zeittrend	-0,19**	0,32	0,26	0,07

*p<0,10 **p<0,05

Untersuchungsperiode jeweils 1973-2003, Anzahl der Beobachtungen: 341, q=1.

Tabelle A 8: Ergebnisse der individuellen Fehlerkorrekturmodelle für die Aufklärungsquote von Raubdelikten

Unabh. Variable	BW ¹	BY ²	BE	HB	HH	HE	NI	NW	RP ³	SL ⁴	SH ⁵
Kointegrationsparameter $\hat{\theta}_i$											
Kabinettsitzanteil FDP	0,68**		-0,22		-0,23**	-0,096	0,011		0,12	0,40**	-0,084
Kabinettsitzanteil SPD	0,21**		-0,0026	-0,27**	-0,11*	-0,022	0,0043	-0,022	0,00088	-0,010	0,13**
Kabinettsitzanteil Grüne			-0,19	-0,35*	0,045	0,090	-0,087	0,46**			0,018
Ln(vollendete Raubdelikte/100.000 Einwohner)	6,78*	-12,33**	-2,79	-18,61**	-1,92	-16,90	-7,76**	-2,77	-0,090	-9,18**	5,58*
Versuchsanteil Raubdelikte		0,40**	1,84				1,14**			-1,28**	-0,31**
reales BIP/Kopf		-0,0011**							0,0029**		
Sozialhilfeempfänger/100.000 Einwohner	266,08**								-5,84**		
(Sozialhilfeempfänger/100.000 Einwohner) ²	-18,48**										
Bevölkerungsanteil 15-24-jähriger Männer								1,99**	2,53*		8,89**
Ln(Bevölkerungsdichte)		118,56**				125,66	112,39**				287,21**
Ln(Kfz/Einwohner)					-49,48**			-13,25**			
Ln(Gefangenensrate)		10,65**									
Polizeidichte					-0,11**			0,036*		-0,16**	
Polizeiausgaben (Mio. Euro/10.000 Einwohner)			15,35*								8,80**
Fehlerkorrekturparameter $\hat{\phi}_i$	-1,15**	-1,02**	-0,60*	-0,71**	-1,07**	-0,93**	-0,80**	-1,61**	-1,24**	-0,88**	-1,35**

Tab. A 8 (Fortsetzung):

Unabh. Variable	BW ¹	BY ²	BE	HB	HH	HE	NI	NW	RP ³	SL ⁴	SH ⁵
Kurzfristige Koeffizienten $\hat{\delta}_i$											
Δ Aufklärungsquote _{t-1}	0,33**										
Δ Kabinettsitzanteil FDP			-0,026		-0,022					0,10	0,27**
Δ Kabinettsitzanteil SPD			0,037	0,11	0,10			0,13*		-0,013	0,13**
Δ Kabinettsitzanteil Grüne			-0,040	0,32	-0,053		0,33**	-0,00080			
Δ Ln(vollendete Raubdelikte/100.000 Einwohner)			-18,55**	11,87**	-2,23			1,95		-15,71**	-8,80**
Δ Versuchsanteil Raubdelikte			-0,51			-0,72*	-1,16**			0,24	
Δ reales BIP/Kopf	0,0021**							0,00087			0,0056**
Δ Sozialhilfeempfänger/100.000 Einwohner	-18,62**	17,60**							6,60	17,57**	
Δ Bevölkerungsanteil 15-24-jähriger Männer		8,34**								8,48*	
Δ Ln(Bevölkerungsdichte)							-355,38**		-284,85**		-771,11**
Δ Ln(Kfz/Einwohner)					-43,94			-19,38			
Δ Ln(Gefangenensrate)		-30,12**									-14,63**
Δ Polizeidichte					0,010			-0,14**			
Δ Polizeiausgaben (Mio. Euro/10.000 Einwohner)			0,16							17,94*	15,09**
Zeitraum	1973-2003	1973-2004	1972-2004	1972-2004	1972-2004	1972-2004	1972-2004	1972-2004	1973-2004	1973-2004	1972-2004

¹ Bis 2003 wg. Ausreißer 2004.² Ab 1973 wg. Ausreißer 1971 und 1972; mit Pulsdummy 1994.³ Ab 1972 (effektiv 1973 wg. Differenzierung) wg. Ausreißer.⁴ Mit Pulsdummy 1994.⁵ Mit einer Reihe von Dummies, ohne die Polizeiausgaben n.s. wären. Residuen nicht normalverteilt.

Tabelle A 9: Ergebnisse der DOLS-Modelle für die Polizeistärke (Beschäftigte (Vollzeit und Teilzeit) bei der Polizei/100.000 Einwohner)

unabh. Variable	I	II	III	IV
Kabinettsitzanteil FDP	-0,45*	0,18	-0,22	-0,046
Kabinettsitzanteil SPD	-0,13*	-0,18**	-0,15**	-0,12**
Kabinettsitzanteil Grüne	-1,51**	-1,44**	-1,01**	-0,79**
reales BIP/Kopf		-0,0033**	-0,0088**	-0,0080**
Ln(Sozialhilfeempfänger/100.000 Einwohner)		76,29**	58,30**	51,18**
Bevölkerungsanteil 15-24-jähriger Männer		8,50**	10,94**	20,28**
Ln(Gefangenenrate)			24,26*	5,05
Polizeiausgaben (Mio. Euro/10.000 Einwohner)			108,50**	82,25**
Ln(vollendete Raubdelikte/100.000 Einwohner)				-4,30
Versuchsanteil Raubdelikte				-1,13**
Ln(Kfz/Einwohner)				127,41**
Ln(Bevölkerungsdichte)				-43,89
Zeittrend	1,40**	1,39*	2,73**	2,22**

*p<0,10 **p<0,05

Untersuchungsperiode jeweils 1973-2003, Anzahl der Beobachtungen: 341, q=1.

Tabelle A 10: Ergebnisse der dynamischen fixed-effects-Fehlerkorrekturmodelle für die Polizeistärke

Unabh. Variable	I	II	III	IV	V
Kointegrationsparameter $\hat{\theta}$					
Kabinettsitzanteil FDP	-0,12	0,074	-0,48	-0,45	-0,36
Kabinettsitzanteil SPD	-0,13	0,0092	-0,11	-0,11	-0,055
Kabinettsitzanteil Grüne	-1,49*	-1,08	-0,70	-0,67	-0,66
reales BIP/Kopf		0,0014	-0,0055*	-0,0061**	-0,0042
Ln(Sozialhilfeempfänger/100.000 Einwohner)		14,55	11,52	12,23	14,54
Bevölkerungsanteil 15-24-jähriger Männer		7,49	6,15	26,65**	30,18**
Ln(Gefangenenrate)			60,97**	-26,99	-23,47
Polizeiausgaben (Mio. Euro/10.000 Einwohner)			145,53**	97,48**	96,64**
Ln(vollendete Raubdelikte/100.000 Einwohner)				-21,81	-21,28
Versuchsanteil Raubdelikte				-3,57**	-3,02*
Ln(Bevölkerungsdichte)				133,67	135,56
Ln(Kfz/Einwohner)				281,66**	279,92**
Fehlerkorrekturparameter $\hat{\phi}$	-0,089**	-0,095**	-0,11**	-0,13**	-0,13**
Kurzfristige Koeffizienten $\hat{\delta}$					
Δ Kabinettsitzanteil SPD	0,035	0,022	0,027	0,033	0,034
Δ Kabinettsitzanteil FDP	0,10	0,070	0,016	0,045	0,055
Δ Kabinettsitzanteil Grüne	0,056	0,0019	-0,066	-0,031	-0,0048
Δ reales BIP/Kopf		0,00076	-0,00038	0,00001	
Δ Ln(Sozialhilfeempfänger/100.000 Einwohner)		-7,27	-6,65	-5,42	-4,26
Δ Ln(Sozialhilfeempfänger/100.000 Einwohner) *Land=HH					16,03
Δ Bevölkerungsanteil 15-24-jähriger Männer		-5,39	-4,91	-3,70	-4,92
Δ Ln(Gefangenenrate)			6,02	10,81	6,67
Δ Ln(Gefangenenrate) * Land=BE					57,84*
Δ Polizeiausgaben (Mio. Euro/10.000 Einwohner)				12,55**	21,28**
Δ Polizeiausgaben (Mio. Euro/10.000 Einwohner) * Land=HH					38,77
Δ Ln(vollendete Raubdelikte/100.000 Einwohner)				0,13	-0,33
Δ Versuchsanteil Raubdelikte				0,36**	0,25
Δ Versuchsanteil Raubdelikte * Land=HH					1,78*
Δ Ln(Kfz/Einwohner)				-5,08	-8,84
Δ Ln(Kfz/Einwohner) * Land=BY					117,20**
Δ Ln(Bevölkerungsdichte)				-162,79**	-138,19*

*p<0,10 **p<0,05 (auf Basis von „Panel Corrected Standard Errors“ (Beck/Katz 1995), die robust gegenüber möglicher Panel-Heteroskedastizität und querschnittlicher Korrelation der Residuen sind.)

Zeitraum: 1972-2004, Anzahl der Beobachtungen jeweils 363.

Tabelle A 11: Ergebnisse der DOLS-Modelle für die Gefangenenrate (Gefangene und Sicherheitsverwahrte/100.000 Einwohner)

unabh. Variable	I	II	III	IV
Kabinettsitzanteil FDP	-0,34**	-0,094	-0,17*	-0,12
Kabinettsitzanteil SPD	-0,053	-0,086**	-0,044	-0,062**
Kabinettsitzanteil Grüne	-0,32*	-0,32**	-0,21**	-0,051
reales BIP/Kopf		-0,0039**	-0,0013	-0,0011
Ln(Sozialhilfeempfänger/100.000 Einwohner)		43,08**	36,79**	36,87**
Bevölkerungsanteil 15-24-jähriger Männer		8,11**	5,76**	6,36**
Arbeitslosenquote		-2,05**	-0,79*	-0,17
Polizeidichte			0,093**	0,063*
Polizeiausgaben (Mio. Euro/10.000 Einwohner)			-20,65**	-8,68
Aufklärungsquote			0,88**	0,39**
Ln(vollendete Raubdelikte/100.000 Einwohner)				-21,27**
Versuchsanteil Raubdelikte				0,29
Ln(Bevölkerungsdichte)				-14,88
Zeittrend	1,19**	3,00**	1,87**	2,28**

*p<0,10 **p<0,05

Untersuchungsperiode jeweils 1973-2003, Anzahl der Beobachtungen: 341, q=1.

Tabelle A 12: Ergebnisse der dynamischen fixed-effects-Fehlerkorrekturmodelle für die Gefangenenerate

Unabh. Variable	I	II	III	IV	V
Kointegrationsparameter $\hat{\theta}$					
Kabinettsitzanteil FDP	-0,38	-0,21	0,035	0,090	-0,038
Kabinettsitzanteil SPD	0,033	-0,070	0,00050	0,025	0,023
Kabinettsitzanteil Grüne	0,47	-0,055	0,039	-0,20	-0,94**
reales BIP/Kopf		-0,0019	0,0020	0,0022	0,0022
Ln(Sozialhilfeempfänger/100.000 Einwohner)		44,60**	32,67**	29,72*	25,22
Bevölkerungsanteil 15-24-jähriger Männer		2,40	2,03	2,56	4,24
Arbeitslosenquote		0,26	0,13	-1,35	0,25
Polizeiausgaben (Mio. Euro/10.000 Einwohner)			-72,19**	-84,27**	-127,19**
Polizeidichte			0,22*	0,31**	0,37**
Aufklärungsquote Raubdelikte			0,41	-0,090	-0,22
Ln(vollendete Raubdelikte/100.000 Einwohner)				15,03	23,07
Versuchsanteil Raubdelikte				0,87	-0,04
Ln(Bevölkerungsdichte)				59,24	127,28
Fehlerkorrekturparameter $\hat{\phi}$	-0,087**	-0,14**	-0,19**	-0,18**	-0,16**
Kurzfristige Koeffizienten $\hat{\delta}$					
Δ Kabinettsitzanteil SPD	-0,034*	-0,018	-0,033*	-0,027	-0,025
Δ Kabinettsitzanteil FDP	-0,0069	-0,024	-0,045	-0,049	-0,034
Δ Kabinettsitzanteil Grüne	-0,18	-0,16	-0,14	-0,12	-0,11
Δ reales BIP/Kopf		0,00097	0,00083	0,00062	0,00045
Δ reales BIP/Kopf * Land = BE					0,0064**
Δ reales BIP/Kopf * Land = HB					-0,0057
Δ Ln(Sozialhilfeempfänger/100.000 Einwohner)		-12,46*	-12,65*	-10,98*	-1,54
Δ Ln(Sozialhilfeempfänger/100.000 Einwohner) * Land=HB					-44,47**
Δ Ln(Sozialhilfeempfänger/100.000 Einwohner) * Land=HH					-41,11**
Δ Bevölkerungsanteil 15-24-jähriger Männer		2,57	2,71	2,46	5,94
Δ Bevölkerungsanteil 15-24-jähriger Männer * Land = BE					5,64
Δ Arbeitslosenquote		1,52*	1,63**	1,25*	0,53
Δ Arbeitslosenquote * Land = HB					3,44
Δ Polizeiausgaben (Mio. Euro/10.000 Einwohner)			5,92	6,74	-6,67
Δ Polizeiausgaben (Mio. Euro/10.000 Einwohner) * Land = BE					-8,16
Δ Polizeiausgaben (Mio. Euro/10.000 Einwohner) * Land = HB					98,65**
Δ Polizisten/100.000 Einwohner			0,063	0,034	0,0037
Δ Polizisten/100.000 Einwohner * Land = BE					0,18
Δ Aufklärungsquote Raubdelikte			0,032	,031	0,087
Δ Ln(vollendete Raubdelikte/100.000 Einwohner)				-7,13	-8,28**
Δ Ln(vollendete Raubdelikte/100.000 Einwohner) * Land = HB					-5,03
Δ Versuchsanteil Raubdelikte				0,16	-0,079
Δ Versuchsanteil Raubdelikte * Land=BE					-1,86
Δ Versuchsanteil Raubdelikte * Land=HB					2,50
Δ Ln(Bevölkerungsdichte)				10,52	-79,44
Δ Ln(Bevölkerungsdichte) * Land= HH					-366,35*

*p<0,10 **p<0,05 (auf Basis von „Panel Corrected Standard Errors“ (Beck/Katz 1995), die robust gegenüber möglicher Panel-Heteroskedastizität und querschnittlicher Korrelation der Residuen sind)

Zeitraum: 1972-2004, Anzahl der Beobachtungen jeweils 363.

Literaturverzeichnis

- Ahlberg, Jan, 2002: Crime Clearance and Efficiency. An Analysis of the Factors Affecting Trends in the Clear-up Rate. Report 2002: 4. National Council for Crime Prevention (BRÅ), Stockholm.
- Andreß, Hans-Jürgen, 1999: Leben in Armut: Analysen der Verhaltensweisen armer Haushalte mit Umfragedaten. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Baltagi, Badi H., 2001: *Econometric Analysis of Panel Data*. Chichester u.a.: John Wiley & Sons (2. Aflg.).
- Baltagi, Badi H./Bresson, G./Piotte, A., 2005: Panel Unit Root Tests and Spatial Dependence. Department of Economics, Texas A&M University.
- Banerjee, Amindya/Dolado, Juan J./Galbraith, John W. /Hendry, David F., 1993: *Cointegration, Error Correction and the Econometric Analysis of Non-stationary Data*. Oxford: Oxford University Press.
- Banerjee, Anindya/Dolado, Juan J./Mestre, Ricardo, 1998: Error-Correction Mechanism Tests for Cointegration in a Single-Equation Framework, in: *Journal of Time Series Analysis* 19: 267-283.
- Bartsch, Anja, 2006: Persönliche Mitteilung vom 21.06.2006. Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.
- Beck, Nathaniel/Katz, Jonathan N., 1995: What to Do (and Not to Do) with Time-Series Cross-Section Data, in: *American Political Science Review* 89: 634-647.
- Beck, Nathaniel/Katz, Jonathan, 1996: Nuisance vs. Substance: Specifying and Estimating Time-Series Cross-Section Models, in: *Political Analysis* 6: 1-34.
- Becker, Gary S., 1968: Crime and Punishment: An Economic Approach, in: *Journal of Political Economy* 76: 169-217.
- Beckett, Katherine/Western, Bruce, 2001: Governing Social Marginality. Welfare, Incarceration, and the Transformation of State Policy, in: *Punishment & Society* 3: 43-59.
- Birkel, Christoph, 2003: Die Polizeiliche Kriminalstatistik und ihre Alternativen. Datenquellen zur Entwicklung der Gewaltkriminalität in der Bundesrepublik Deutschland. Forschungsberichte des Instituts für Soziologie. Der Hallesche Graureiher 2003, 2003-1, Halle.
- Birkel, Christoph, 2006: Typen des Individualismus, Sozialer Wandel und Gewaltkriminalität, in: Rehberg, Karl-Siegbert (Hg.), *Soziale Ungleichheit - kulturelle Unterschiede*. Verhandlungen des 32. Kongress der Deutschen Gesellschaft für Soziologie in München 2004. Frankfurt a.M.: Campus, 3971-3989.
- Birkel, Christoph, 2008: Gewaltkriminalität: Zur Bedeutung von Politikproduktion und parteipolitischer Färbung der Landesregierungen, in: Hildebrandt, Achim/Wolf, Frieder (Hg.), *Die Politik der Bundesländer. Politikfelder und Institutionenpolitik*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, 85-108.
- Birkel, Christoph/Thome, Helmut, 2004: Die Entwicklung der Gewaltkriminalität in der Bundesrepublik Deutschland, England/Wales und Schweden in der zweiten Hälfte des 20. Jahrhunderts. Forschungsberichte des Instituts für Soziologie. Der Hallesche Graureiher 2004, 2004-1, Halle.
- Blackbourne, Edward F./Frank, Mark W., 2007: *Estimation of Nonstationary Heterogenous Panels*. Sam Houston State University.
- Breitung, Jörg, 2000: The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data, in: Baltagi, Badi H. (Hg.), *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels*. Amsterdam: Elsevier Science, 161-177.
- Breitung, Jörg/Pesaran, Hashem, 2005: *Unit Roots and Cointegration in Panels*. Bonn/Cambridge 2005.
- Brings, Stefan, 2007: Persönliche Mitteilung vom 15.01.2007. Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.
- Bundeskriminalamt, 2007: *Polizeiliche Kriminalstatistik 2006*. Bundesrepublik Deutschland. Wiesbaden: Bundeskriminalamt.
- Cameron, Samuel, 1987: A Disaggregated Study of Police Clear-up Rates for England and Wales, in: *Journal of Behavioral Economics* 16: 1-18.
- Cameron, Samuel, 1988: *The Economics of Crime Deterrence: A Survey of Theory and Evidence*, in: *Kyklos* 41: 301-323.
- Cohen, Lawrence E./Felson, Marcus, 1979: Social Change and Crime Rate Trends: A Routine Activity Approach, in: *American Sociological Review* 44: 588-608.

- Cohen, Lawrence E./Kluegel, James R./Land, Kenneth C., 1981: Social Inequality and Predatory Criminal Victimization: An Exposition and Test of a Formal Theory, in: *American Sociological Review* 46: 505-52.
- Corman, Hope/Joyce, Theodore/Lovitch, Norman, 1987: Crime, Deterrence, and the Business Cycle in New York City: A VAR Approach, in: *Review of Economics and Statistics* 69: 695-700.
- Corman, Hope/Mocan, H. Naci, 2000: A Time-Series Analysis of Crime, Deterrence, and Drug Abuse in New York City, in: *American Economic Review* 90: 584-604.
- Den Haan, Wouter J./Levin, Andrew, 1996: A Practitioners Guide to Robust Covariance Matrix Estimation. Discussion Paper 96-17. Department of Economics, University of California, San Diego.
- Dickey, David A./Fuller, Wayne A., 1981: Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, in: *Econometrica* 49: 1057-1072.
- Dölling, Dieter, 1999: Polizei und Legalitätsprinzip, in: Geisler, Claudius (Hg.), *Das Ermittlungsverhalten der Polizei und die Einstellungspraxis der Staatsanwaltschaften*. Wiesbaden: Kriminologische Zentralstelle, 39-60.
- Eck, John/Maguire, Edward R., 2000: Have Changes in Policing Reduced Violent Crime? An Assessment of the Evidence, in: Blumstein, Alfred/Wallman, Joel (Hg.), *The Crime Drop in America*. New York: Cambridge University Press, 207-265.
- Ehrlich, Isaac, 1973: Participation in Illegitimate Activities: A Theoretical and Empirical Investigation, in: *Journal of Political Economy* 81: 521-565.
- Ehrlich, Isaac, 1981: On the Usefulness of Controlling Individuals: An Economic Analysis of Rehabilitation, Incapacitation and Deterrence, in: *American Economic Review* 71: 307-322.
- Ehrlich, Isaac, 1996: Crime, Punishment and the Market for Offences, in: *Journal of Economic Perspectives* 10: 43-67.
- Eisner, Manuel, 2002: Langfristige Gewaltentwicklung: Empirische Befunde und theoretische Erklärungsansätze, in: Heitmeyer, Wilhelm/Hagan, John (Hg.), *Internationales Handbuch der Gewaltforschung*. Wiesbaden: Westdeutscher Verlag, 58-80.
- Elias, Norbert, 1976: *Über den Prozess der Zivilisation. Soziogenetische Untersuchungen*. 2 Bde. Frankfurt a.M.: Suhrkamp.
- Engle, Robert F./Granger, C.W.J., 1987: Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, in: *Econometrica* 55: 251-276.
- Entorf, Horst, 1996: Kriminalität und Ökonomie: Übersicht und neue Evidenz, in: *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften* 116: 417-450.
- Entorf, Horst/Spengler, Hannes, 2000: Socioeconomic and Demographic Factors of Crime in Germany. Evidence From Panel Data of the German States, in: *International Review of Law and Economics* 75: 75-106.
- Entorf, Horst/Spengler, Hannes, 2005: Die Abschreckungswirkung der deutschen Strafverfolgung - neue Evidenz durch Verknüpfung amtlicher Statistiken. Research Notes 5. Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin.
- Entorf, Horst/Winker, Peter, 2001: The economics of crime: investigating the drugs-crime channel: empirical evidence from panel data of the German states. Discussion paper / ZEW, Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung, 01-37. Mannheim: ZEW.
- Entorf, Horst/Winker, Peter, 2002: The Economics of Crime: Investigating the Drugs-Crime Channel: Empirical Evidence from Panel Data of the German States. Working Papers Series 118. TU Darmstadt, Department of Economics.
- Entorf, Horst/Winker, Peter, 2003: Illegale Drogen und Kriminalität: Wie ausgeprägt ist der Zusammenhang? in: Albrecht, Hans-Jörg/Entorf, Horst (Hg.), *Kriminalität, Ökonomie und europäischer Sozialstaat*. Heidelberg: Physica-Verlag, 97-132.
- Entorf, Horst/Winker, Peter, 2005: Investigating the Drugs-Crime Channel in Economics of Crime Models. Empirical Evidence from Panel Data of the German States. Darmstadt Discussion Papers in Economics 165. TU Darmstadt.
- Felson, Marcus, 2002: *Crime and Everyday Life*. Thousand Oaks u.a.: Sage (3. Aflg.).
- Frost, Natasha, 2006: *The Punitive State: Crime, Punishment, and Imprisonment Across the United States*. New York: LFB Scholarly Publications LLC.
- Garland, David, 1996: *The Limits of the Sovereign State: Strategies of Crime Control in Contem-*

- porary Society, in: *British Journal of Criminology* 36: 445-471.
- Gartner, Rosemarie, 1990: The Victims of Homicide, in: *American Sociological Review* 55: 92 - 106.
- Greenberg, David F./West, Valerie, 2001: State Prison Populations and their Growth, 1971-1991, in: *Criminology* 39: 615-654.
- Götz, Volkmar, 1987: § 2 Die Sorge für die öffentliche Sicherheit und Ordnung, in: Jeserich, Kurt G.A./Pohl, Hans/von Unruh, Georg-Christoph (Hg.), *Deutsche Verwaltungsgeschichte, Bd.5: Bundesrepublik Deutschland*. Stuttgart: Deutsche Verlags-Anstalt, 426-450.
- Hadri, Kaddour, 2000: Testing for Stationarity in Heterogenous Panel Data, in: *Econometrics Journal* 3: 148-161.
- Hamilton, James D., 1994: *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press.
- Harris, Richard/Sollis, Robert, 2003: *Applied Time Series Modelling and Forecasting*. Chichester: Wiley Press.
- Hausman, Jerry A., 1978: Specification Tests in Econometrics, in: *Econometrica* 46: 1251-1271.
- Heiland, Hans-Günther/Shelley, Louise, 1992: Civilization, Modernization and the Development of Crime and Control, in: Heiland, Hans-Günther/Shelley, Louise/Katoh, Hisao (Hg.), *Crime and Control in Comparative Perspectives*. Berlin: Walter de Gruyter, 1-19.
- Heinz, Wolfgang, 2003: Das strafrechtliche Sanktionensystem und die Sanktionierungspraxis in Deutschland 1882-2001 (Stand: Berichtsjahr 2001). [www.uni-konstanz.de /rtf/kis/sanks01.htm](http://www.uni-konstanz.de/rtf/kis/sanks01.htm) (Abruf 06/03).
- Hlouskova, Jaroslava/Wagner, Martin, 2006: The Performance of Panel Unit Root and Stationarity Tests: Results from a Large Scale Simulation Study, in: *Econometric Reviews* 25: 85-116.
- Hsiao, Cheng, 2003: *Analysis of Panel Data*. Cambridge: Cambridge University Press (2. Aflg.).
- Häussler, Silvia, 2007: Persönliche Mitteilung vom 15.01.2007. Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.
- Im, Kyong So/Pesaran, M. Hashem/Shin, Yongcheol, 2003: Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels, in: *Journal of Econometrics* 115: 53-74.
- Inder, Brett, 1993: Estimating Long-run Relationships in Economics: A Comparison of Different Approaches, in: *Journal of Econometrics* 57: 53-68.
- Jacobs, David/Carmichael, Jason T., 2002: The Political Sociology of the Death Penalty: A Pooled Time-Series Analysis, in: *American Sociological Review* 67: 109-131.
- Jacobs, David/Helms, Ronald E., 1996: Toward a Political Model of Incarceration: A Time-Series Examination of Multiple Explanations for Prison Admission Rates, in: *American Journal of Sociology* 102: 323-357.
- Jacobs, David/Helms, Ronald E., 1997: Testing Coercive Explanations of Order: The Determinants of Law Enforcement Strength over Time, in: *Social Forces* 75: 1361-1392.
- Jacobs, David/Kleban, Richard, 2003: Political Institutions, Minorities, and Punishment: A Pooled Cross-National Analysis of Imprisonment Rates, in: *Social Forces* 82: 725-755.
- Kao, Chihwa/Chiang, Min-Hsien, 2000: On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data, in: Baltagi, Badi H. (Hg.), *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels*. Amsterdam: Elsevier, 179-222.
- Kent, Stephanie L./Jacobs, David, 2005: Minority Threat and Police Strength from 1980 to 2000: A Fixed-Effects Analysis of Nonlinear and Interactive Effects in Large U.S. Cities, in: *Criminology* 43: 731-760.
- Kleck, Gary/Sever, Brion/Li, Spencer/Gertz, Marc, 2005: The Missing Link in General Deterrence Research, in: *Criminology* 43: 623-659.
- Klick, Jonathan/Tabarrok, Alexander, 2005: Using Terror Alert Levels to Estimate the Effect of Police on Crime, in: *Journal of Law and Economics* 48: 267-279.
- Kovandzic, Tomislav V./Vieraitis, Lynne M., 2006: The Effect of County-level Prison Population Growth on Crime Rates, in: *Criminology and Public Policy* 5: 213-244.
- Krebs, Michael, 2002: Die Weisungsgebundenheit des Staatsanwalts unter besonderer Berücksichtigung des rechtstatsächlichen Aspekts. Frankfurt a.M.: Peter Lang.
- Kreuzer, Arthur, 1982: Definitionsprozesse bei Tötungsdelikten, in: *Kriminalistik* 36: 428-430, 455, u. 491-495.
- Kunz, Karl-Ludwig, 2001: *Kriminologie*. Bern: Haupt (3. Aflg.).

- Kury, Helmut/Obergfell-Fuchs, Joachim/Würger, Michael, 1995: Zur Regionalverteilung der Kriminalität in Deutschland. Ergebnisse des Deutschen Crime Survey und der Deutsch-Deutschen Opferstudie 1990, in: *Kriminalistik*: 769-778.
- Lackner, Karl/Kühl, Kristian, 1997: *Strafgesetzbuch mit Erläuterungen*. München: C. H. Beck (22. Aflg.).
- Land, Kenneth C./McCall, Patricia L./Cohen, Lawrence E., 1990: Structural Covariates of Homicide Rates: Are There Any Invariances Across Time and Social Space? in: *American Journal of Sociology* 95: 922-963.
- Lange, Hans-Jürgen, 2003: Das Politikfeld Innere Sicherheit, in: Grunow, Dieter (Hg.), *Verwaltungshandeln in Politikfeldern*. Opladen: Leske + Budrich, 225-272.
- Langer, Wolfgang, 1994: *Staatsanwälte und Richter. Justizielles Entscheidungsverhalten zwischen Sachzwang und lokaler Justizkultur*. Stuttgart: Enke.
- Levin, A./Lin, C.F./Chu, J., 2002: Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties, in: *Journal of Econometrics* 108: 1-24.
- Levitt, Steven D., 1996: The Effect of Prison Population Size on Crime Rates: Evidence From Prison Overcrowding Litigation, in: *The Quarterly Journal of Economics* 111: 319-351.
- Levitt, Steven D., 1997: Using Electoral Cycles in Police Hiring to Estimate the Effects of Police on Crime, in: *American Economic Review* 87: 270-290.
- Levitt, Steven D., 1998: The Relationship Between Crime Reporting and Police: Implications for the Use of Uniform Crime Reports, in: *Journal of Quantitative Criminology* 14: 159-186.
- Levitt, Steven D., 2002: Using Electoral Cycles in Police Hiring to Estimate the Effects of Police on Crime: Reply, in: *American Economic Review* 92: 1244-1250.
- Levitt, Steven D., 2004: Understanding Why Crime Fell in the 1990s: Four Factors that Explain the Decline and Six that Do Not, in: *Journal of Economic Perspectives* 18: 163-190.
- Liedka, Raymond V./Piehl, Anne Morrison/Useem, Bert, 2006: The Crime-control Effect of Incarceration: Does Scale Matter? in: *Criminology and Public Policy* 5: 245-276.
- Liska, Allen E./Chamlin, Mitchell B./Reed, Mark D., 1985: Testing the Economic Production and Conflict Models of Crime Control, in: *Social Forces* 64: 119-138.
- Maddala, G.S./Wu, Shaowen, 1999: A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test, in: Banerjee, Amindya (Hg.), *Testing for Unit Roots and Cointegration Using Panel Data: Theory and Applications*. Oxford: Blackwell, 631-652.
- Marvell, Thomas B./Moody, Carlisle E., Jr., 1994: Prison Population Growth and Crime Reduction, in: *Journal of Quantitative Criminology* 10: 109-140.
- Marvell, Thomas B./Moody, Carlisle E., Jr., 1996: Specification Problems, Police Levels, and Crime Rates, in: *Criminology* 34: 609-646.
- McCrary, Justin, 2002: Using Electoral Cycles in Police Hiring to Estimate the Effect of Police on Crime: Comment, in: *American Economic Review* 92: 1236-1243.
- Messner, Steven F., 2002: Gewaltkriminalität im Ländervergleich, in: Heitmeyer, Wilhelm/Hagan, John (Hg.), *Internationales Handbuch der Gewaltforschung*. Opladen: Westdeutscher Verlag, 875-895.
- Moser, Hannelore, 2006: Persönliche Mitteilung vom 08.08.2006. Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.
- Müller-Rommel, Ferdinand/Poguntke, Thomas, 1992: Die GRÜNEN, in: Mintzel, Alf/Oberreuter, Heinrich (Hg.), *Parteien in der Bundesrepublik Deutschland*. Opladen: Leske + Budrich, 319-361.
- Naucke, Wolfgang, 1982: Die Kriminalpolitik des Marburger Programms 1982, in: *Zeitschrift für die gesamte Strafrechtswissenschaft* 94: 525-564.
- Ng, Serena/Perron, Pierre, 1995: Unit Root Tests in ARMA Models With Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag, in: *Journal of the American Statistical Association* 90: 268-281.
- Ng, Serena/Perron, Pierre, 2001: Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power, in: *Econometrica* 69: 1519-1554.
- O'Connell, Paul G.J., 1998: The Overvaluation of Purchasing Power Parity, in: *Journal of International Economics* 44: 1-19.
- Pedroni, Peter Louis, 1999: Critical Values for Cointegration Tests in Heterogenous Panels with Multiple Regressors, in: Banerjee, Amindya (Hg.), *Testing for Unit Roots and Cointegration U-*

- sing Panel Data: Theory and Applications. Oxford: Blackwell, 653-670.
- Pesaran, M. Hashem, 2003: A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence. University of Southern California, Los Angeles.
- Pesaran, M. Hashem/Shin, Yongcheol/Smith, Ron, 1999: Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogenous Panels, in: Journal of the American Statistical Association 94: 621-634.
- Pesaran, M. Hashem/Smith, Ron, 1995: Estimating Long-Run Relationships From Dynamic Heterogenous Panels, in: Journal of Econometrics 68: 79-113.
- Pfeiffer, Christian/Wetzels, Peter, 1994: 'Die Explosion des Verbrechens?' Zu Missbrauch und Fehlinterpretation der polizeilichen Kriminalstatistik, in: Neue Kriminalpolitik 6: 32-38.
- Pfeiffer, Christian/Windzio, M./Kleimann, M., 2004: Die Medien, das Böse und wir. Zu den Auswirkungen der Mediennutzung auf Kriminalitätsentwicklung, Strafbedürfnisse und Kriminalpolitik, in: Monatsschrift für Kriminologie und Strafrechtsreform 87: 415-435.
- Phillips, Peter C.B./Moon, Hyungsik Roger, 1999: Linear Regression Limit Theory for Nonstationary Panel Data, in: Econometrica 67: 1057-1111.
- Pratt, Travis C., 2001: Assessing the Relative Effects of Macro-Level Predictors of Crime: A Meta-Analysis. unver. Diss. University of Cincinnati, Cincinnati.
- Pratt, Travis C./Cullen, Francis T., 2005: Assessing Macro-Level Predictors and Theories of Crime: A Meta-Analysis, in: Tonry, Michael (Hg.), Crime and Justice: A Review of Research, Vol.32. Chicago: The University of Chicago Press, 373-450.
- Quantitative Micro Software, 2007: Persönliche Mitteilung an den Autor.
- Reuband, Karl-Heinz, 1999: Kriminalitätsfurcht. Stabilität und Wandel, in: Neue Kriminalpolitik 11: 15-20.
- Reuband, Karl-Heinz, 2000: Polizeipräsenz und Sicherheitsgefühl: Eine vergleichende Analyse auf Basis von Aggregat- und Individualdaten, in: Liebl, Karlhans/Ohlemacher, Thomas (Hg.), Empirische Polizeiforschung: interdisziplinäre Perspektiven in einem sich entwickelnden Forschungsfeld. Herbolzheim: Centaurus, 114-131.
- Rusche, Georg/Kirchheimer, Otto, 1939: Punishment and Social Structure. New York: Columbia University Press.
- Saridakis, George, 2004: Violent Crime in the United States of America: A Time-Series Analysis Between 1960-2000, in: European Journal of Law and Economics 18: 203-222.
- Schmidt, Manfred G., 1980: CDU und SPD an der Regierung: ein Vergleich ihrer Politik in den Ländern. Frankfurt a.M.: Campus.
- Schmidt, Manfred G., 1993: Theorien in der international vergleichenden Staatstätigkeitsforschung, in: Héritier, Adrienne (Hg.), Policy-Analyse. Kritik und Neuorientierung. Opladen: Westdeutscher Verlag, 371-393.
- Schmitt, Hermann, 1992: Die Sozialdemokratische Partei Deutschlands, in: Mintzel, Alf/Oberreuter, Heinrich (Hg.), Parteien in der Bundesrepublik Deutschland. Opladen: Leske + Budrich, 133-171.
- Schubert, Klaus, 1991: Politikfeldanalyse. Opladen: Leske + Budrich.
- Sessar, Klaus, 1979: Der zweifelhafte Wert der polizeilichen Kriminalstatistik bei den versuchten Tötungen, in: Kriminalistik 33: 167-171.
- Spelman, William, 2000: The Limited Importance of Prison Expansion, in: Blumstein, Alfred/Wallman, Joel (Hg.), The Crime Drop in America. New York: Cambridge University Press, 97-129.
- Spengler, Hannes, 2004: Ursachen und Kosten der Kriminalität in Deutschland - drei empirische Untersuchungen (Dissertation). Technische Universität Darmstadt.
- Spengler, Hannes, 2006: Eine panelökonometrische Überprüfung der ökonomischen Theorie der Kriminalität mit deutschen Bundesländerdaten. Discussion Papers 548. Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin.
- Stahura, John M./Sloan, John J., 1988: Urban Stratification of Places, Routine Activities and Suburban Crime Rates, in: Social Forces 66: 1102-1118.
- Statistisches Bundesamt, 2006a: GENESIS-Tabelle: bevnag6704. Bevölkerung: Bundesländer, Stichtag, Geschlecht, Altersjahre. GENESIS-Online-Datenbank. <http://www.destatis.de> (Abruf vom 07.08.2006).
- Statistisches Bundesamt, 2006b: Gesundheitsberichterstattung des Bundes (Online-Datenbank).

- Empfänger/innen von laufender Hilfe zum Lebensunterhalt in und außerhalb von Einrichtungen (Anzahl). Gliederungsmerkmale: Jahre, Region, Alter, Geschlecht, Nationalität, Einrichtung. <http://www.gbe-bund.de/> (Abruf vom 30.08.2006).
- Statistisches Bundesamt, 2006c: GENESIS-Tabelle: arbeitslschwer. Arbeitslose: Bundesländer, Jahr, Monate, Arbeitslosigkeit nach Schwerpunkten. GENESIS-Online-Datenbank. <http://www.destatis.de> (Abruf vom 31.03.2006).
- Statistisches Bundesamt, 2006d: Fachserie 14 Reihe 3.1 Öffentliche Finanzen. Rechnungsergebnisse des öffentlichen Gesamthaushalts 2004. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt.
- Statistisches Bundesamt, versch. Jahre a: Statistisches Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland. Stuttgart: Kohlhammer.
- Statistisches Bundesamt, versch. Jahre b: Fachserie 10 Reihe 4.2 Strafvollzug - Anstalten, Bestand und Bewegung der Gefangenen. Stuttgart: Metzler-Poeschel.
- Statistisches Bundesamt, versch. Jahre c: Fachserie 10 Reihe 4 Strafvollzug. Stuttgart: Metzler-Poeschel.
- Statistisches Bundesamt, versch. Jahre d: Fachserie L, Finanzen und Steuern. Reihe 4, Personal von Bund, Ländern und Gemeinden. Stuttgart: Kohlhammer.
- Statistisches Bundesamt, versch. Jahre e: Fachserie 14, Finanzen und Steuern. Reihe 6, Personal des öffentlichen Dienstes. Stuttgart: Kohlhammer.
- Statistisches Bundesamt, versch. Jahre f: Bevölkerungsstruktur und Wirtschaftskraft der Bundesländer. Stuttgart: Metzler-Poeschel.
- Statistisches Landesamt Baden-Württemberg, 2004: Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder - VGR d L. (Internetdokument). http://www.vgrdl.de/Arbeitskreis_VGR/ (Abruf vom 13.12.2004).
- Statistisches Landesamt Baden-Württemberg, 2006: Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder - VGR d L. Ergebnisse vor der Revision 2005 (Internetdokument). http://www.vgrdl.de/Arbeitskreis_VGR/ (Abruf vom 13.04.2006).
- Statistisches Landesamt Baden-Württemberg, 2007: Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder. Bruttoinlandsprodukt, Bruttowertschöpfung in den Ländern und Ost-West-Großraumregionen Deutschlands 1991 bis 2005 Vorabversion zu Band 1 (elektronisches Dokument). Statistisches Landesamt Baden-Württemberg, Wiesbaden.
- Stock, James H./Watson, Mark W., 1993: A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems, in: *Econometrica* 61: 783-820.
- Sutton, John R., 2004: The Political Economy of Imprisonment in Affluent Western Democracies, 1960-1990, in: *American Sociological Review* 69: 170-189.
- Thome, Helmut, 2001: Explaining Long Term Trends in Violent Crime, in: *Crime, Histoire & Sociétés/Crime, History & Societies* 5: 69-86.
- Thome, Helmut, 2002: Kriminalität im Deutschen Kaiserreich 1883-1902. Eine sozialökologische Analyse, in: *Geschichte und Gesellschaft* 28: 519-553.
- Thome, Helmut, 2004: Theoretische Ansätze zur Erklärung langfristiger Gewaltkriminalität seit Beginn der Neuzeit, in: Heitmeyer, Wilhelm/Soeffner, Hans-Georg (Hg.), *Gewalt. Entwicklungen, Strukturen, Analyseprobleme*. Frankfurt a.M.: Suhrkamp, 315-345.
- Thome, Helmut, 2005a: Sozialer Wandel und Gewaltkriminalität - Erklärungskonzepte und Methodenprobleme, in: Heitmeyer, Wilhelm/Imbusch, Peter (Hg.), *Integrationspotenziale einer modernen Gesellschaft*. Wiesbaden: Verlag für Sozialwissenschaften, 209-233.
- Thome, Helmut, 2005b: Zeitreihenanalyse. Eine Einführung für Sozialwissenschaftler und Historiker. München: Oldenbourg.
- Thome, Helmut/Birkel, Christoph, 2007: Sozialer Wandel und Gewaltkriminalität. Deutschland, England und Schweden im Vergleich, 1950 bis 2000. Wiesbaden: Verlag für Sozialwissenschaften.
- Vieraitis, Lynne M./Kovandzic, Tomislav V./Marvell, Thomas B., 2007: The Criminogenic Effects of Imprisonment: Evidence from State Panel Data, 1974-2002, in: *Criminology and Public Policy* 6: 589-622.
- Vorländer, Hans, 1992: Die Freie Demokratische Partei, in: Mintzel, Alf/Oberreuter, Heinrich (Hg.), *Parteien in der Bundesrepublik Deutschland*. Opladen: Leske + Budrich, 266-318.
- Walter, Michael, 2001: Jugendkriminalität. Eine systematische Darstellung. Stuttgart: Richard

Boorberg Verlag (2. Aflg.).

Wetzels, Peter/Pfeiffer, Christian, 1996: Regionale Unterschiede der Kriminalitätsbelastung in Westdeutschland - Zur Kontroverse um ein Nord-Süd-Gefälle der Kriminalität, in: *Monatsschrift für Kriminologie und Strafrechtsreform* 79: 386-405.

Wolpin, Kenneth I., 1978: An Economic Analysis of Crime and Punishment in England and Wales, 1894-1967, in: *Journal of Political Economy* 86: 815-840.

von Liszt, Franz (Hg.), 1905: *Strafrechtliche Aufsätze und Vorträge, Zweiter Band 1892 bis 1904*. Berlin: Guttentag.

von Trotha, Trutz, 1995: Ordnungsformen der Gewalt oder Aussichten auf das Ende des staatlichen Gewaltmonopols, in: Nedelmann, Brigitta (Hg.), *Politische Institutionen im Wandel*. Opladen: Westdeutscher Verlag, 129-166.