

Typen des Individualismus, sozialer Wandel und Gewaltkriminalität

Birkel, Christoph

Veröffentlichungsversion / Published Version

Sammelwerksbeitrag / collection article

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Birkel, C. (2006). Typen des Individualismus, sozialer Wandel und Gewaltkriminalität. In K.-S. Rehberg (Hrsg.), *Soziale Ungleichheit, kulturelle Unterschiede: Verhandlungen des 32. Kongresses der Deutschen Gesellschaft für Soziologie in München. Teilbd. 1 und 2* (S. 3971-3989). Frankfurt am Main: Campus Verl. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-142375>

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

Terms of use:

This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

Typen des Individualismus, sozialer Wandel und Gewaltkriminalität

Christoph Birkel

1. Einleitung

Im Projekt »Sozialer Wandel und Gewaltkriminalität: Deutschland, England und Schweden im Vergleich« untersuchen wir Zusammenhänge zwischen der Entwicklung der Gewaltkriminalität und Veränderungen in der Struktur dieser Gesellschaften.¹ Den theoretischen Bezugsrahmen unseres Projektes kann ich hier nicht ausführlich darstellen.² Ich konzentriere mich auf die Hypothese, dass der seit den fünfziger Jahren zu beobachtende Anstieg von Gewaltdelinquenz in westlichen Gesellschaften mit dem Übergang von einem »kooperativen« zu einem »desintegrativen« Individualismus zusammenhängt.

Ich möchte im Folgenden kurz erläutern, worauf die Unterscheidung von »kooperativem« und »desintegrativem« Individualismus abzielt. Anschließend werde ich erste Ergebnisse des Versuchs vorstellen, unsere Hypothese einer Prüfung zu unterziehen. Eine Diskussion der Befunde wird meinen Beitrag abschließen.

2. Kooperativer versus desintegrativer Individualismus

Unser Ausgangspunkt ist Emile Durkheims Beobachtung, »dass die Zahl der Morde mit dem Fortgang der Zivilisation abnimmt« (Durkheim 1991: 161), also mit dem Übergang vom »Kollektivismus« zum »Individualismus«, genauer: dem, was wir als »kooperativen Individualismus« bezeichnen.

Hierunter ist nicht etwa nur ein Wertesyndrom zu verstehen. Der Begriff des »kooperativen Individualismus« bezieht sich vielmehr auch auf ein bestimmtes

¹ Das Projekt wird von Prof. Dr. Helmut Thome geleitet; es ist Teil des vom Bundesministerium für Bildung und Forschung finanzierten Forschungsverbundes »Desintegrationsprozesse – Analysen zur Stärkung von Integrationspotenzialen einer modernen Gesellschaft« (Leitung: Prof. Dr. Wilhelm Heitmeyer, Bielefeld).

² Hierfür sei auf Thome (2004) verwiesen.

institutionelles Arrangement und einen spezifischen normativ-theoretischen Überbau:

Der Kern des »kooperativen Individualismus« auf der *Werteebene* besteht aus Orientierungen, in deren Zentrum die Wertschätzung des abstrakten Individuums steht. Aus dieser historisch neuen Achtung des menschlichen Lebens resultierte der von Durkheim beobachtete Rückgang der interpersonellen Gewalt. Als *normative Doktrin* ausformuliert stellt der moralische Individualismus eine Art kommunitaristische Philosophie dar, welche die Bedeutung gesellschaftlicher Prozesse und staatlicher Institutionen für die »Individuierung« anerkennt und ebenfalls den »Kult des Individuums« in den Mittelpunkt stellt. Der kooperative Individualismus wird *institutionell* durch einen demokratischen Wohlfahrtsstaat, der die instrumentelle Rationalität der kapitalistischen Marktwirtschaft einhegt, und starke Sekundärgruppen, welche wiederum die Macht des Staates ausbalancieren, abgesichert.

Neben diesem »moralischen« kannte Durkheim aber auch den »exzessiven« oder »egoistischen Individualismus«, den wir als desintegrativen Individualismus bezeichnen; seine Begleiterscheinungen hat er unter anderem als »egoistischen Selbstmord« analysiert (Durkheim 1997). Auf der *Werteebene* handelt es sich um eine Orientierung, welche den persönlichen Vorteil in den Mittelpunkt stellt; andere Personen kommen nur als Mittel zu diesem Zweck in Betracht. Als *philosophische Doktrin* findet man den »exzessiven Individualismus« im Utilitarismus ausformuliert. Auf *institutioneller Ebene* entspricht ihr der liberale »Nachtwächterstaat« mit schwach entwickelten wohlfahrtsstaatlichen Elementen.

Unsere Vermutung ist nun, dass das konzeptionelle Schema von Kollektivismus, kooperativem und desintegrativem Individualismus hilft, neben dem Rückgang der Gewaltkriminalität seit der Frühen Neuzeit auch ihren erneuten Anstieg in fortgeschrittenen Industriegesellschaften zu verstehen: Wir nehmen an, dass die institutionellen Stützen des kooperativen Individualismus im Zuge der Globalisierung erodieren und instrumentalistische Orientierungen aus der Sphäre der Ökonomie in Gestalt einer Re-Kommodifizierung sozialer Beziehungen in andere Lebensbereiche ausgreifen. Dies sollte zu einem Bedeutungsgewinn des desintegrativen Individualismus führen. Aus der dadurch geförderten geringeren Achtung anderer Menschen und verminderter Handlungskompetenz sollte ein Anstieg von Gewaltkriminalität resultieren.

Ich komme damit zum empirischen Teil meines Beitrages:

3. Eine Analyse struktureller Korrelate von Homizidraten

3.1 Daten und Hypothesen

Zunächst zu den Indikatoren: Als Indikator für die *Entwicklung der Gewaltkriminalität* ziehe ich hier die Anzahl vollendeter Tötungsdelikte pro 100.000 Einwohner, berechnet auf Basis der nationalen polizeilichen Kriminalstatistiken, heran.³

Als Indikatoren für die *Positionierung von Gesellschaften auf der Achse mit desintegrativem und kooperativem Individualismus als Polen* dienen mir folgende Größen:

1. Die von der ILO bis Anfang der neunziger Jahre erhobenen Daten zum *Volumen der Sozialausgaben*, ausgedrückt als *Anteil am Bruttoinlandsprodukt* (vgl. ILO, verschiedene Jahre).⁴ Dieser Indikator korreliert stark mit dem Dekommodifizierungsindex von Gösta Esping-Andersen (vgl. Messner/Rosenfeld 1997). Da wir davon ausgehen, dass der vermutete Übergang zum desintegrativen Individualismus mit *Re-Kommodifizierungstendenzen* verbunden ist, erwarten wir eine negative Beziehung zwischen diesem Indikator und dem desintegrativen Individualismus und damit auch den Homizidraten.
2. Die *Arbeitslosenquote*.⁵ Arbeitslosigkeit widerspricht den normativen Grundlagen des kooperativen Individualismus. Von ihm geprägte Wohlfahrtsstaaten sollten daher am stärksten eine Politik der Vollbeschäftigung verfolgen (vgl. Esping-Andersen 1990: 55ff.). Wir erwarten also einen langfristigen, positiven Zusammenhang von Tötungsdelinquenz und Arbeitslosenquote.⁶
3. Die *Geburtenrate*.⁷ Kinder stellen ein kollektives Gut dar: Alle Gesellschaftsmitglieder profitieren von der biologischen Reproduktion der Gesellschaft, auch wenn sie selbst nicht zu ihr beitragen. Die Kosten, welche durch die Erziehung von Kindern entstehen, haben aber in erster Linie die Eltern zu tragen. Je stärker also in einer Gesellschaft die Orientierung an einem Kosten-Nutzen-Kalkül,

3 Die Daten für Westdeutschland und Schweden wurden uns freundlicherweise vom Bundeskriminalamt bzw. dem Brottförebyggande Rådet zur Verfügung gestellt. Reihen mit Fallzahlen für England und Wales sind online verfügbar; auf ihrer Basis wurden Raten berechnet, <http://www.homeoffice.gov.uk/rds/pdfs/100years.xls> (28.09.2004).

4 Die Daten für das BIP und die Bevölkerung stammen von den statistischen Ämtern der drei Länder, der Konsumentenpreisindex für Westdeutschland vom Statistischen Bundesamt, für die anderen Länder aus den International Financial Statistics des IMF, die im International Statistical Yearbook 2003 (Data Service & Information 2003) enthalten sind. Gleichartige Ergebnisse wurden mit den Sozialausgaben in konstanten Preisen pro Kopf ermittelt.

5 Die Daten für Westdeutschland stammen vom Statistischen Bundesamt, für die anderen Länder wurden sie Mitchell (2003) entnommen.

6 Es handelt sich hier im Übrigen auch um eine wichtige Kontrollvariable, da hohe Arbeitslosigkeit unabhängig vom Regimetyp die Sozialausgaben in die Höhe treibt, also die Beziehung zwischen Sozialausgaben und kooperativem Individualismus unterdrücken könnte.

7 Die Daten stammen von den nationalen statistischen Ämtern.

das heißt ein desintegrativer Individualismus ausgeprägt ist, desto niedriger sollte die Bereitschaft sein, Nachwuchs großzuziehen. Der zudem erwartbare Mangel an öffentlichen Kinderbetreuungseinrichtungen erschwert außerdem die Familiengründung. Wir erwarten daher einen *negativen* Zusammenhang von Geburtenrate und Gewaltkriminalität.⁸

4. Die *Rate der Scheidungen pro 100.000 Einwohner*.⁹ Aus Sicht unseres theoretischen Bezugsrahmens stellt die Instabilität ehelicher Beziehungen einen Aspekt der mit dem desintegrativen Individualismus einhergehenden Ausdünnung verbindlicher sozialer Beziehungen dar. Hohe Scheidungsraten sollten daher mit hohen Raten von Gewaltkriminalität verbunden sein.
5. Nur für England und Wales ist eine hinreichend lange Reihe mit dem *Gini-Index für die Ungleichheit des Nettoäquivalenzeinkommens* nach Abzug der Wohnkosten vorhanden.¹⁰ Gesellschaften, in denen der kooperative Individualismus dominiert, sollten aufgrund ausgebaute Umverteilungspolitiken eine niedrige Einkommensspreizung aufweisen, und vom desintegrativen Individualismus geprägte eine hohe. Die Hypothese ist demnach: Je höher die Einkommensungleichheit, desto höher die Gewaltkriminalität.
6. Nur für Westdeutschland (ab 1990 einschließlich Ostdeutschland) ist eine ausreichend lange Reihe mit dem *Volumen der Konsumentenkredite* in konstanten Preisen verfügbar.¹¹ Hiermit soll die Konsumorientierung abgebildet werden, welche mit einer zunehmenden Ökonomisierung steigen dürfte. Das Volumen der Konsumentenkredite sollte daher positiv mit dem desintegrativen Individualismus und damit auch der Gewaltkriminalität korreliert sein.
7. Nur für England und Schweden ist ein Armutsindikator, die *Rate der Sozialhilfebezieher pro 100 Einwohner*, für eine längere Periode verfügbar.¹² Aus den gleichen Gründen wie im Falle der Einkommensungleichheit erwarte ich einen positiven, langfristigen Zusammenhang mit den Homizidraten.

8 Dies gilt allerdings nur für den hier betrachteten Zeitraum; in der Periode der Industrialisierung dürften sinkende Geburtenraten mit dem Übergang von kollektivistischen zu individualistischen Orientierungen des kooperativen Typs assoziiert gewesen sein und daher ein positiver Zusammenhang zwischen Fruchtbarkeit und Gewaltkriminalität bestanden haben. Empirische Evidenz hierfür präsentiert Thome (2002).

9 Die Daten stammen von den nationalen statistischen Ämtern.

10 Ich ziehe hier eine Reihe heran, welche auf der »Family Expenditure Survey«, seit 1993 auf der »Family Resources Survey« basiert und Beobachtungen für die Jahre ab 1961 enthält; sie wurde am Institute for Fiscal Studies zusammengestellt (vgl. Goodman/Shephard 2002) und ist die einzige verfügbare Datenreihe mit jährlichen Messungen für einen längeren Zeitraum. Sie bezieht sich auf das gesamte Vereinigte Königreich (nicht nur England/Wales).

11 Die Daten stammen vom Statistischen Bundesamt sowie aus Holzcheck u.a. (1982).

12 Die Daten stammen vom Socialstyrelsen sowie dem Department for Work and Pensions, Olsson (1987) und Parry (1987).

Schließlich habe ich das *reale Bruttoinlandsprodukt* und das *reale Bruttoinlandsprodukt pro Kopf* als Kontrollvariablen für mögliche Effekte der allgemeinen wirtschaftlichen Entwicklung, die inhaltlich nicht relevant sind, berücksichtigt.¹³

3.2 Vorgehensweise

Die vorgetragenen Hypothesen beziehen sich auf langfristige Zusammenhänge zwischen Zeitreihen, die jeweils einen Trend aufweisen sollten. Vermutet wird also, dass die Änderungen in den Trends miteinander korrespondieren, die Reihen also »kointegriert« sind (vgl. Engle/Granger 1987; Hamilton 1994; Thome 1997). Dies ist der Fall, wenn die Reihen stochastisch – nicht deterministisch – trenden, und

- a) die Prozesse mit gleichem Ordnungsgrad integriert sind – also genauso oft die Differenzen gebildet werden müssen, um Stationarität zu erzielen –, sowie
- b) eine lineare Kombination dieser beiden Reihen existiert, die selbst stationär ist, also keinen Trend aufweist.

Ich habe also zunächst mit Hilfe von *Einheitswurzeltests* geprüft, ob Bedingung a) erfüllt ist.¹⁴

Ob b) ebenfalls gegeben ist, habe ich anhand von *Kointegrationstests* geprüft: Es wurden einfache Regressionsgleichungen geschätzt und anschließend mit einem Einheitswurzeltest festgestellt, ob die Residuen stationär sind.

In einem letzten Schritt wurden kurz- und langfristige Zusammenhänge simultan mit Hilfe so genannter *Fehlerkorrekturmodelle* geschätzt. Dabei habe ich die von Robert F. Engle und B. Sam Yoo (1991) vorgeschlagene dreistufige Vorgehensweise gewählt, welche eine unverzerrte Schätzung der Koeffizienten für die langfristigen Zusammenhänge und ihrer Standardfehler ermöglicht.

Fehlerkorrekturmodelle haben die folgende Form:

- a) Gleichung für die langfristige Beziehung (statische Kointegrationsgleichung):
- $$y_t = \alpha_1 + \theta_1 x_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

¹³ Für Westdeutschland wurde ein Konsumentenpreisindex des Statistischen Bundesamtes, für die anderen Länder ein impliziter GDP-Deflator des IMF (enthalten in Data Service & Information 2003) herangezogen.

¹⁴ Verwendet wurde der Augmented Dickey-Fuller-Test (ADF-Test); mit einem weiteren Test wurde geprüft, ob die Reihen neben der Einheitswurzel auch einen deterministischen Trend aufweisen (vgl. Dickey/Fuller 1981).

b) Fehlerkorrekturmodell:

$$\Delta y_t = \alpha_2 + \sum_{j=1}^l \delta_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^k \beta_j \Delta x_{t-j} + \gamma z_{t-1} + \eta_t \quad (2)$$

wobei:

$$z_t = \varepsilon_t = y_t - \alpha_1 - \theta_1 x_t$$

Δ = Differenzenoperator ($\Delta y = y_t - y_{t-1}$)

β_j = Koeffizient für den kurzfristigen Effekt von x (vorübergehende Veränderung in y bei einer dauerhaften Veränderung in x)

θ_1 = Koeffizient für den langfristigen Effekt von x (d.h. dauerhafte Veränderung in y bei dauerhafter Veränderung in x)

γ = Fehlerkorrekturparameter (für die Geschwindigkeit der Rückkehr von y zum Gleichgewichtszustand nach kurzfristigen Abweichungen; bei stabilen Prozessen ist $\gamma < 0$)

δ_j = Parameter für die Eigendynamik von Δy

η_t = unabhängig normalverteilter Fehlerterm

Die Mächtigkeit von Integrations- und Kointegrationstests wird durch strukturelle Brüche aufgrund externer Ereignisse reduziert (vgl. Perron 1989; Östermark/Höglund 2000). Daher wurden die Zeitreihen mit einer Ausreißer-Suchprozedur (vgl. Liu/Hudak 1992; Thome 1995) nach Brüchen abgesucht. Bei Vorliegen von Hinweisen auf Niveauverschiebungen wurden auch entsprechend modifizierte Integrations- und Kointegrationstests durchgeführt (vgl. Perron 1989; Perron/Vogelsang 1993; Hassler 2002). Bei der Schätzung der Fehlerkorrekturmodelle wurden Brüche durch Aufnahme entsprechender Dummy-Variablen modelliert.

Analysen in der beschriebenen Weise wurden für die drei Länder Westdeutschland, England/Wales und Schweden für die Periode von circa 1950–2000 jeweils getrennt durchgeführt.

3.3 Ergebnisse

3.3.1 Ergebnisse der Integrationstests

Von einer ausführlichen Darstellung sehe ich hier ab; auf einzelne Unklarheiten aufgrund von Brüchen kann ich hier nicht eingehen. Die wichtigsten Ergebnisse sind (vgl. Tabellen 1 bis 4):

- die Rate von Mord, Totschlag, Körperverletzung mit Todesfolge und Kindestötung für *Westdeutschland* hat den Intergrationsgrad Null, die Rate *ohne* Körper-

- verletzung mit Todesfolge weist aber eindeutig den Integrationsgrad Eins auf und enthält keine deterministischen Komponenten.
- die Homizidrate in *England und Wales* hat den Integrationsgrad Eins und enthält eine *Drift*.
 - die schwedische Reihe der Morde, Totschlagsdelikte, Kindstötungen und Körperverletzungen mit Todesfolge hat den Integrationsgrad Null.
 - die sozioökonomischen Variablen haben für alle drei Länder größtenteils den Integrationsgrad Null.

Daraus ergeben sich folgende Schlüsse:

Die Bedingung gleicher Ordnung der Integration von abhängiger und unabhängigen Variablen ist im Falle der zusammengefassten Homizidrate *einschließlich* Körperverletzung mit Todesfolge für Westdeutschland *nicht* gegeben, so dass hier keine langfristigen Beziehungen vorliegen können. Dies gilt auch für die schwedische Homizidrate, deren langfristige Entwicklung von den sozioökonomischen Reihen unbeeinflusst zu sein scheint. Im Falle der westdeutschen Homizidrate *ohne* Körperverletzung mit Todesfolge und der Rate für England und Wales ist die Voraussetzung gleichen Integrationsgrades aber erfüllt.

Ich komme damit zum nächsten Schritt, den Kointegrationstests:

3.3.2 Ergebnisse der Kointegrationstests

Ich habe in dieser Stufe der Untersuchung nur noch diejenigen Reihen berücksichtigt, welche eindeutig den gleichen Integrationsgrad wie die jeweilige Homizidrate haben. Für Schweden wurden daher keine Kointegrationstests durchgeführt.

3.3.2.1 Westdeutschland (Tabelle 5)

Für die westlichen Bundesländer lässt sich, wie auf Tabelle 1 zu sehen ist, *in keinem Fall* die Nullhypothese keiner Kointegration mit der Rate von Mord, Totschlag und Kindstötung verwerfen.

3.3.2.2 England und Wales (Tabelle 6)

Ergiebiger waren die Analysen für England und Wales: Die Nullhypothese keiner Kointegration kann für die Sozialausgaben und das reale Bruttoinlandsprodukt verworfen werden. Dies gilt auch für die Arbeitslosenquote. Im Falle des Gini-Index und der Geburtenrate ist nach den bivariaten Tests die Nullhypothese keines langfristigen Zusammenhangs aufrechtzuerhalten; in Kombination sind sie aber mit der Homizidrate kointegriert.

3.3.3 Modellierung der kurz- und langfristigen Beziehungen mit Fehlerkorrekturmodellen

Ich komme damit zur Präsentation der Fehlerkorrekturmodelle:

Nachdem sich in den ersten beiden Analyseschritten weder für Westdeutschland noch für Schweden Hinweise auf langfristige Zusammenhänge der sozioökonomischen Variablen mit Homizidraten ergeben haben, können hier nur Ergebnisse für England und Wales vorgestellt werden (vgl. Abb. 1).

Ausgangspunkt ist *Modell a*), welches langfrist-Parameter für alle Variablen enthält, für welche die Kointegrationstests positiv ausgefallen waren. Für die Arbeitslosenquote und den Gini-Koeffizienten habe ich die logarithmierten Werte herangezogen, da eine Inspektion der Scatterplots eine kurvilineare Spezifikation nahelegte. Die Aufnahme von Koeffizienten für kurzfristige Zusammenhänge war hier nicht notwendig. Von den langfrist-Parametern erreicht nur derjenige für das Bruttoinlandsprodukt das fünfprozentige Signifikanzniveau. Dies könnte an der geringen Zahl der Beobachtungen (32) liegen, zumal die Zahl der zu schätzenden Parameter hierfür recht hoch ist.

Verschiedene Respezifikationen führten zu *Modell b*), welches außer dem BIP nur den Anteil der Sozialausgaben am BIP enthält. Der Parameter für diesen Indikator ist unantizipiert positiv, das heißt die Homizidrate *steigt* mit den Sozialausgaben. Auch der Parameter mit positivem Vorzeichen für das BIP wird signifikant.

Modell c) enthält alle Variablen, für die Werte über die gesamte Periode von 1953 bis 1997 vorliegen. Hier werden die langfrist-Parameter für die Geburtenrate und die Arbeitslosenquote signifikant und weisen beide das erwartete negative bzw. positive Vorzeichen auf.

Modell d) resultiert aus dem Versuch, ein Modell mit allen verfügbaren Beobachtungen für den Gini-Index zu optimieren. Sein Koeffizient ist hier signifikant, hat aber ein nicht antizipiertes *negatives* Vorzeichen; mit einer Zunahme des Gini-Koeffizienten würde demnach eine *Abnahme* der Homizidrate einhergehen. Der Koeffizient für die Arbeitslosenquote ist erneut signifikant mit dem erwarteten Vorzeichen.

4. Diskussion

Die Befunde der dargestellten Kointegrationsanalysen irritieren insgesamt durch ihre *Uneinheitlichkeit*.

Für *Schweden* und *Deutschland* fanden sich *keine* Hinweise auf das Vorliegen der postulierten langfristigen Beziehungen.

Im Falle *Englands* hingegen ergaben sich in Bezug auf Arbeitslosigkeit und Geburtenrate die zu erwartenden Beziehungen. Die Ergebnisse gehen also immerhin teilweise mit unserer Hypothese zum Zusammenhang von Typen des Individualismus und Gewaltkriminalität konform.

Die Heterogenität der Befunde legt nahe, dass die Beziehung zwischen den strukturellen Variablen und der Homizidrate – oder den verwendeten Indikatoren und den theoretischen Konstrukten – von nicht berücksichtigten Kontextfaktoren konditioniert wird; mir ist im Moment allerdings nicht klar, um welche es sich handeln könnte.

Besonders schwer einzuordnen sind die auf England bezogenen Ergebnisse für die beiden Variablen, welche die besten Indikatoren für die Stärke des kooperativen Individualismus darstellen, die Sozialausgaben und der Gini-Index: diese stehen nicht nur im Widerspruch zu den hier vorgetragenen Erwartungen, sondern auch zu einer Reihe von Forschungsergebnissen (vgl. Messner 2002).

Im Falle der Sozialausgaben sind aber immerhin plausible Interpretationen möglich; ich denke hier beispielsweise an Überlegungen von Jürgen Habermas (1987, II: 489ff.): Seine These von der »Kolonialisierung der Lebenswelt« besagt ja, dass diese nicht nur durch das Eindringen der Imperative des wirtschaftlichen, sondern auch des politischen Subsystems erfolgt, unter anderem durch wohlfahrtsstaatliche Programme:

»(...) die sozialstaatlichen Verbürgungen (fördern) die Desintegration derjenigen Lebenszusammenhänge, die durch eine rechtsförmige Sozialintervention vom handlungskoordinierten Verständigungsmechanismus abgelöst und auf Medien wie Macht und Geld umgestellt werden« (Habermas 1987, II: 534).

Die Expansion des Sozialstaats hätte demnach den »kooperativen Individualismus« eher geschwächt als gestärkt.

Mir sind dagegen keinerlei Überlegungen bekannt, welche eine negative Beziehung von Einkommensungleichheit und Gewaltkriminalität plausibel machen. Es wäre im Moment auch voreilig, weitreichende inhaltliche Schlussfolgerungen zu ziehen:

Zum einen fehlt es den hier – aus Mangel an Alternativen – verwendeten Indikatoren zweifellos an Spezifität. Zum anderen war bei allen Berechnungen die Zahl der Beobachtungen sehr klein und bewegte sich in einem Bereich, in dem die Mächtigkeit der Einheitswurzel- und Kointegrationstests gering ist; sie wird durch Brüche weiter verringert. Das methodologische Instrumentarium für das »Handling« derartiger Ereignisse ist derzeit nicht ausreichend, da modifizierte Tests nur für Zeitreihen mit einem oder zwei Brüchen verfügbar sind, eine größere Zahl von Brüchen aber durchaus vorkommt. Es muss also die Vorläufigkeit der referierten

Befunde betont werden – und die Notwendigkeit weiterer Analysen mit robusteren Methoden, besseren Indikatoren und längeren Zeitreihen.

Literatur

- Data Service & Information (2003), *International Statistical Yearbook 2003*, Rheinberg.
- Dickey, David A./Fuller, Wayne A. (1981), »Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root«, *Econometrica*, Jg. 49, S. 1057–1072.
- Durkheim, Emile (1991), *Physik der Sitten und des Rechts. Vorlesungen zur Soziologie der Moral*, Frankfurt a.M.
- Durkheim, Emile (1997), *Der Selbstmord*, 6. Aufl., Frankfurt a.M.
- Engle, Robert F./Granger, C.W.J. (1987), »Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing«, *Econometrica*, Jg. 55, S. 251–276.
- Engle, Robert F./Yoo, B. Sam (1991), »Cointegrated Economic Time Series: An Overview with New Results«, in: Engle, Robert F./Granger, C.W.J. (Hg.), *Long-Run Economic Relationships. Readings in Cointegration*, Oxford, S. 237–266.
- Esping-Andersen, Gösta (1990), *The Three Worlds of Welfare Capitalism*, Cambridge.
- Goodman, Alissa/Shephard, Andrew (2002), *Inequality and Living Standards in Great Britain: Some Facts*, London.
- Habermas, Jürgen (1987), *Theorie des kommunikativen Handelns*, 2 Bde., 4. Aufl., Frankfurt a.M.
- Hamilton, James D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton.
- Hassler, Uwe (2002), »Dickey-Fuller Cointegration Tests in the Presence of Regime Shifts at Known Time«, *Allgemeines Statistisches Archiv*, Jg. 86, S. 263–276.
- Holzschek, Knut/Hörmann, Günter/Daviter, Jürgen (1982), *Die Praxis des Konsumentencredits in der Bundesrepublik Deutschland*, Köln.
- ILO (versch. Jahre), *The Cost of Social Security*, Genf.
- Liu, Lon-Mu/Hudak, Gregory B. (1992), *Forecasting and Time Series Analysis Using the SCA Statistical System*, Bd. 1, Oak Brook, Ill.
- Messner, Steven F. (2002), »Gewaltkriminalität im Ländervergleich«, in: Heitmeyer, Wilhelm/Hagan, John (Hg.), *Internationales Handbuch der Gewaltforschung*, Opladen, S. 875–895.
- Messner, Steven F./Rosenfeld, Richard (1997), »Political Restraint of the Market and Levels of Criminal Homicide: A Cross-National Application of Institutional Anomie Theory«, *Social Forces*, Jg. 75, S. 1393–1416.
- Mitchell, Brian R. (2003), *International Historical Statistics. Europe 1750–2000*, 5. Aufl., Houndmills.
- Olsson, Sven (1987), »Sweden«, in: Flora, Peter (Hg.), *Growth to Limits. The Western Welfare States Since World War II*, Bd. 4, Berlin, S. 1–64.
- Parry, Richard (1987), »United Kingdom«, in: Flora, Peter (Hg.), *Growth to Limits. The Western Welfare States Since World War II*, Bd. 4, Berlin, S. 355–406.
- Perron, Pierre (1989), »The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis«, *Econometrica*, Jg. 57, S. 1361–1401.
- Perron, Pierre/Vogelsang, Timothy J. (1993), »Erratum: The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis«, *Econometrica*, Jg. 61, S. 248–249.

- Thome, Helmut (1995), »A Box-Jenkins Approach to Modeling Outliers in Time Series Analysis«, *Sociological Methods & Research*, Jg. 23, S. 442–478.
- Thome, Helmut (1997), »Scheinregression, kointegrierte Prozesse und Fehlerkorrekturmodelle. Eine Strategie zur Modellierung langfristiger Gleichgewichtsbeziehungen und kurzfristiger Effekte«, *Zeitschrift für Soziologie*, Jg. 26, S. 202–221.
- Thome, Helmut (2002), »Kriminalität im Deutschen Kaiserreich 1883–1902. Eine sozialökologische Analyse«, *Geschichte und Gesellschaft*, Jg. 28, S. 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., S. 315–345.
- Östermark, Ralf/Höglund, Rune (2000), »Monte Carlo Tests of Cointegration with Structural Breaks«, *Kybernetes*, Jg. 29, S. 1284–1297.

Land	Reihe	Test	Zeitraum	Grad der Augmentierung	Teststatistik ³	Φ_3 -Statistik für 'Test, ob det. Trend vorliegt' ⁴	t-Statistik der Konstanten in Testgleichung
Westdeutschland	Mord, Totschlag, Körperverletzung mit Todesfolge, Kindesstörung	ADF	1955-1997	1	-3,42	8,74**	-2,65**
		mod. Test ¹	1954-1997	0	-4,77**	-	-
England und Wales	Mord, Totschlag, Kindesstörung	ADF	1955-1997	1	-1,10	1,19	,55
		ADF	1963-1997	8	-2,07	5,19	4,05**
Schweden	Murder, Manslaughter, Infanticide	mod. Test ¹	1955-1997	1	-3,12-	-	-
		ADF	1953-2000	2	-3,4	4,22	1,20
		mod. Test ¹ Bruch 1965	1955-2000	1	-4,47**	-	-
		mod. Test ¹ Bruch 1992	1953-2000	4	-6,92**	-	-

Legende: * $\alpha < 10\%$ ** $\alpha < 5\%$, ¹Perron (1989), Modell C, ²Perron (1989), Modell B, ³Nullhypothese: Integrationsgrad = 1; ⁴Alternativhypothese: Integrationsgrad = 0; kritische Werte wie vom Programm MICROFIT ausgehen. Für die modifizierten Tests wurden die in Perron (1989: 1376f.) bzw. Perron/Vogelang (1993: 249) tabellierten Werte herangezogen, ⁵Kritische Werte aus Dickey/Fuller (1981: 1063)

Tabelle 1: Ergebnisse der Integrationstests für die Homizidraten

Reihe	Test	Zeitraum	Grad der Augmentierung	Teststatistik ³	Φ_3 -Statistik für Trend vorliegt ⁴	t-Statistik der Konstanten in Testgleichung
Arbeitslosenquote	ADF	1953-1997	1	-2,93	6,02*	-1,56
Konsumtenkredite in Mio. DM, deflationiert	ADF	1952-1997	1	,98	3,63	3,44**
		1952-1997	1	-4,10*	-	-
reales BIP (logarithmiert)	ADF	1954-1994	2	-2,35	6,60*	6,57**
reales BIP pro Kopf (logarithmiert)	ADF	1956-1994	2	-1,67	7,90**	6,36**
Sozialausgaben in % des BIP (logarithmiert)	ADF	1952-1953	1	-,74	4,20	2,22**
Scheidungen pro 100.000 Einwohner	ADF	1952-1999	1	-3,82**	199,48**	2,31**
Geburten pro 1000 Einwohner (Differenzen)	ADF	1949-2000	2	-2,40	2,75	-,22

Legende: siehe Tabelle 1

Tabelle 2: Ergebnisse der Integrationstests für die sozioökonomischen Daten: Westdeutschland

Reihe	Test	Zeitraum	Grad der Augmentierung	Teststatistik ³	Φ_3 -Statistik für Test, ob det. Trend vorliegt ⁴	t-Statistik der Konstanten in Testgleichung
Arbeitslosenquote	ADF	1953-1998	2	-1,12	2,42	,54
reales BIP (logarithmiert)	ADF	1954-2000	2	-58	2,30	9,33**
reales BIP pro Kopf (logarithmiert)	ADF	1953-2000	1	-4,05**	8,28**	3,10**
Sozialausgaben in % des BIP	ADF	1952-1993	1	-70	4,56	1,93*
Scheidungen pro 100.000 Einwohner	ADF	1953-2000	1	-96	,45	1,62
	mod. Test ¹ , Bruch 1971	1957-2000	5	-6,38**	-	-
	mod. Test ¹ , Bruch 1972	1954-2000	2	-53	-	-
Geburten pro 100.000 Einwohner	ADF	1953-2000	1	-1,06	3,43	-,68
Sozialhilfebezieher pro 100 Einwohner	ADF	1953-2000	1	-3,41	5,84*	,59
	mod. Test ²	1953-2000	1	-3,58*	-	-
Gini-Index (Nettoäquivalenzeinkommen nach Wohnkosten)	ADF	1966-2000	4	-26	1,23	2,11**

Legende: siehe Tabelle 1

Tabelle 3: Ergebnisse der Integrationstests für die sozioökonomischen Daten: England und Wales

Reihe	Test	Zeitraum	Grad der Augmentierung	Teststatistik ³	Φ_3 -Statistik für Test, ob det. Trend vorliegt ⁴	t-Statistik der Konstanten in Testgleichung
Arbeitslosenquote	ADF	1960-1998	9	,81	6,68*	2,31**
	mod. Test ¹ , Bruch 1956	1955-1998	4	-3,44	-	-
	mod. Test ¹ , Bruch 1993	1956-1998	5	-2,43	-	-
reales BIP (logarithmiert)	ADF	1953-2001	1	-2,42	3,59	5,02**
reales BIP pro Kopf	ADF	1960-2000	8	-2,40	3,44	3,94**
Sozialausgaben in % des BIP	ADF	1952-1993	1	,32	2,68	3,92**
Scheidungen pro 100.000 Einwohner	ADF	1952-2002	1	-1,48	2,27	,73
Geburten pro 1000 Einwohner	ADF	1955-2002	4	-1,65	1,60	,73
Sozialhilfebezieher pro 100 Einwohner	ADF	1955-2003	4	-3,95**	8,07**	-44
	mod. Test ¹ , Bruch 1982	1954-2003	3	-3,98*	-	,44

Legende: siehe Tabelle 1

Tabelle 4: Ergebnisse der Integrationstests für die sozioökonomischen Daten: Schwede

Indikator	Test	Zeit- raum	Test- statistik	Nullhypothese <i>keiner</i> Kointegration zu ver- werfen?
Arbeitslosenquote	ADF	1953– 1997	-2,05	Nein
Anteil der Sozialausga- ben am BIP (logarith- miert)	ADF	1953– 1993	-3,09	Nein
reales BIP (logarithmiert)	ADF	1953– 1994	-2,06	Nein
reales BIP pro Kopf (logarithmiert)	ADF	1953– 1994	-2,11	Nein
Arbeitslosenquote, Anteil der Sozialausga- ben am BIP (logarith- miert), reales BIP (logarithmiert)	ADF	1953– 1993	-2,20	Nein

** $\alpha < 5\%$

Hinweis: Es wurden die vom Programm MICROFIT ausgegebenen kritischen Werte verwendet. Für die modifizierten Tests sowie im Falle einer Drift oder eines det. Trends in einer der Reihen wurden die in Hamilton (1994: 766) tabellierten kritischen Werte herangezogen.

Tabelle 5: Ergebnisse der Kointegrationstests: Westdeutschland

Indikator	Test	Zeit- raum	Test- statistik	Nullhypo- these <i>keiner</i> Kointegration zu verwerfen?
Arbeitslosenquote (logarithmiert)	ADF	1953– 1997	-3,34	nein
	mod. Test	1953– 1997	-3,87**	ja
reales BIP (logarithmiert)	ADF	1953– 1997	-4,26**	ja
	mod. Test	1953– 1997	-4,99**	ja

Anteil der Sozialausgaben am BIP (logarithmiert)	ADF	1953–1993	-3,63**	ja
	mod. Test	1953–1993	-3,94**	ja
Anteil der Sozialausgaben am BIP	ADF	1953–1993	-3,53**	ja
	mod. Test	1953–1993	-3,53	nein
Geburten pro 100.000 Einwohner	ADF	1953–1997	-2,63	nein
	mod. Test	1953–1997	-2,91	nein
Gini-Index für das Nettoäquivalenzeinkommen nach Wohnkosten (AHC)	ADF	1961–1997	-2,19	nein
Arbeitslosenquote (log.), Gini-Index AHC, Geburtenrate	ADF	1961–1997	-5,37**	ja
Geburtenrate, Gini-Index AHC	ADF	1961–1997	-4,99**	ja

** $\alpha < 5\%$

Hinweis: siehe Tabelle 5

Tabelle 6: Ergebnisse der Kointegrationstests: England und Wales

*Fehlerkorrekturmodelle für England und Wales
(Standardfehler in Klammern)*

a)

statische Kointegrationsgleichung:

$$\begin{aligned}
 HE1 = & - 5,646 + ,021 \text{ SSBLGDP} + 1,044 \text{ GDPL} - ,055 \text{ ALOL} - ,00006 \text{ GEBRATE} \\
 & \quad \quad \quad (,014) \quad \quad \quad (,232)** \quad \quad \quad (,060) \quad \quad \quad (,00017) \\
 & - ,258 \text{ GINIL} \\
 & \quad \quad \quad (,272)
 \end{aligned}$$

Fehlerkorrekturmodell:

$$\Delta HE1 = ,025 - 1,156 z_{t-1} \\
 \quad \quad \quad (,174)**$$

–

$R^2 = ,573$ $DW = 1,976$
 Zeitraum: 1961–1993

b)

statische Kointegrationsgleichung:

$$HE1 = -3,471 + ,030 \text{SSBLGDP} + ,683 \text{GDPL} - ,213 \text{INT58} + ,201 \text{INT74}$$

$$\quad \quad \quad (,008)** \quad \quad \quad (,101)** \quad \quad \quad (,040)** \quad \quad \quad (,068)**$$

Fehlerkorrekturmodell:

$$\Delta HE1 = ,024 - ,075 \Delta \text{ALOL}_{t-2} + ,225 \Delta \text{INT74} - ,180 \Delta \text{INT58} - ,883 z_{t-1}$$

$$\quad \quad \quad (,040)* \quad \quad \quad (,043)** \quad \quad \quad (,061)** \quad \quad \quad (,154)**$$

–
 $R^2 = ,636$ $DW = 2,112$
 Zeitraum: 1953–1993

c)

statische Kointegrationsgleichung:

$$HE1 = -3,031 + ,081 \text{ALOL} + ,670 \text{GDPL} - ,00022 \text{GEBRATE} - ,128 \text{INT58}$$

$$\quad \quad \quad (,040)** \quad \quad \quad (,089)** \quad \quad \quad (,00010)** \quad \quad \quad (,049)**$$

$$+ ,196 \text{INT74}$$

$$\quad \quad \quad (,081)**$$

Fehlerkorrekturmodell:

$$\Delta HE1 = ,024 - ,091 \Delta \text{ALOL}_{t-2} + ,222 \Delta \text{INT74} - ,171 \Delta \text{INT58} - ,862 z_{t-1}$$

$$\quad \quad \quad (,042)** \quad \quad \quad (,046)** \quad \quad \quad (,064)** \quad \quad \quad (,154)**$$

–
 $R^2 = ,599$ $DW = 2,089$
 Zeitraum: 1953–1997

d)

statische Kointegrationsgleichung:

$$HE1 = -5,375 - ,408 \text{GINIL} + ,957 \text{GDPL} + ,105 \text{ALOL} + ,198 \text{INT74}$$

$$\quad \quad \quad (,070)** \quad \quad \quad (,137)** \quad \quad \quad (,131)** \quad \quad \quad (,034)**$$

Fehlerkorrekturmodell:

$$\Delta HE1 = ,028 - ,120 \Delta \text{ALOL}_{t-2} + ,222 \Delta \text{INT74} - ,960 z_{t-1}$$

$$\quad \quad \quad (,047)** \quad \quad \quad (,045)** \quad \quad \quad (,162)**$$

–
 $R^2 = ,638$ $DW = 2,169$
 Zeitraum: 1961–1997

*Legende:** $p < ,10$ ** $p < ,05$

HE1 = Häufigkeitsziffer (Fälle pro 100.000 Einwohner) für Mord, Totschlag, Kindstötung

ALOL = Arbeitslosenquote (logarithmiert)

GEBRATE = Geburten pro 100.000 Einwohner

SSBLGDP = Sozialausgaben in % des Bruttoinlandsproduktes

GDPL = Bruttoinlandsprodukt (deflationiert und logarithmiert)

GINIL = Gini-Index für die Verteilung des Nettoäquivalenzeinkommens nach Wohnkosten (logarithmiert)

INT74 = Dummy-Variable zur Modellierung eines Ausreißers 1974

INT58 = Dummy-Variable zur Modellierung einer Niveaushiftung 1958 aufgrund einer Gesetzesänderung