

<b>Zeitschrift:</b>	Schweizerische Zeitschrift für Soziologie = Revue suisse de sociologie = Swiss journal of sociology
<b>Herausgeber:</b>	Schweizerische Gesellschaft für Soziologie
<b>Band:</b>	23 (1997)
<b>Heft:</b>	1
<b>Artikel:</b>	Relatives Wachstum : Modellierung und eine Anwendung auf Daten zur Durchsetzung der Drogenprohibition
<b>Autor:</b>	Braun, Norman
<b>DOI:</b>	<a href="https://doi.org/10.5169/seals-814610">https://doi.org/10.5169/seals-814610</a>

### **Nutzungsbedingungen**

Die ETH-Bibliothek ist die Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften auf E-Periodica. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Zeitschriften und ist nicht verantwortlich für deren Inhalte. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern beziehungsweise den externen Rechteinhabern. Das Veröffentlichen von Bildern in Print- und Online-Publikationen sowie auf Social Media-Kanälen oder Webseiten ist nur mit vorheriger Genehmigung der Rechteinhaber erlaubt. [Mehr erfahren](#)

### **Conditions d'utilisation**

L'ETH Library est le fournisseur des revues numérisées. Elle ne détient aucun droit d'auteur sur les revues et n'est pas responsable de leur contenu. En règle générale, les droits sont détenus par les éditeurs ou les détenteurs de droits externes. La reproduction d'images dans des publications imprimées ou en ligne ainsi que sur des canaux de médias sociaux ou des sites web n'est autorisée qu'avec l'accord préalable des détenteurs des droits. [En savoir plus](#)

### **Terms of use**

The ETH Library is the provider of the digitised journals. It does not own any copyrights to the journals and is not responsible for their content. The rights usually lie with the publishers or the external rights holders. Publishing images in print and online publications, as well as on social media channels or websites, is only permitted with the prior consent of the rights holders. [Find out more](#)

**Download PDF:** 06.02.2026

**ETH-Bibliothek Zürich, E-Periodica, <https://www.e-periodica.ch>**

**RELATIVES WACHSTUM:  
MODELLIERUNG UND EINE ANWENDUNG AUF DATEN  
ZUR DURCHSETZUNG DER DROGENPROHIBITION<sup>1</sup>**

*Norman Braun*  
Institut für Soziologie, Universität Bern

## 1. Einführung

Viele sozialwissenschaftliche Fragestellungen betreffen Zusammenhänge zwischen der Wachstumsrate einer bestimmten Gesamtheit und der Wachstumsrate eines wohldefinierten Teils des Ganzen in der Zeit. Derartige relative Wachstumsbeziehungen beziehen sich beispielsweise auf die Entwicklung der Stadtbevölkerung zur Gesamtbevölkerung in einem Land, das Wachstum von Anbietern in einem expandierenden Markt, die Dynamik der Zahl der Hochschulabsolventen zur Gesamtzahl der Studierenden oder die Veränderung der Zahl weiblicher Erwerbstätiger zu allen erwerbstätigen Personen in einer Volkswirtschaft. Andere Illustrationen umfassen z. B. das Wachstum des regionalen Umsatzes zum Gesamtumsatz einer bestimmten Firma, die Entwicklung der Geschiedenenzahl zur heiratsfähigen Population oder das Anwachsen bzw. Fallen der Zahl ausländischer Personen zur Gesamtbevölkerung.

Diese Beispiele belegen, dass eine mögliche Zielsetzung sozialwissenschaftlicher Forschung in der Spezifikation und Analyse einer Wachstumsbeziehung zwischen einer Gesamtheit und einem relevanten Teil besteht. Unabhängig von der Wachstumsthematik ist eine möglichst genaue Beschreibung (Was ist der Fall?) eines Sachverhalts unabdingbare Voraussetzung für seine Erklärung (Warum ist etwas der Fall?). Dieser Artikel beschäftigt sich daher überwiegend mit dem (der Erklärung vorgelagerten) Problem der Bestimmung bzw. der Beschreibung einer relativen Wachstumsbeziehung.

---

1 Der vorliegende Artikel entstand in einem Forschungsprojekt zur Drogenproblematik im Rahmen des NFP 40 „Gewalt im Alltag und organisierte Kriminalität“ des Schweizerischen Nationalfonds. Eine erste Fassung wurde am Kongress der Schweizerischen Sozialwissenschaften (Universität Bern, Oktober 1995) vorgetragen. Anregungen von Kongressteilnehmern, Hinweise von zwei anonymen Gutachtern dieser Zeitschrift sowie Diskussionen mit Andreas Diekmann, Henriette Engelhardt, Josef Estermann, Axel Franzen, Thomas Gautschi, Michael Stauffacher und Claudia Zahner haben den Artikel verbessert. Daneben ist Helmut Knolle für Kommentare und die Überlassung seiner unpublizierten Schätzungen der Zahl Schweizer Drogenkonsumenten zu danken.

Bei Verfügbarkeit von Daten über Gesamtheit und Teil in der Zeit wird man zur Identifikation eines solchen Zusammenhangs zunächst das Verhältnis von Teil (z. B. Zahl der Verurteilungen) und Gesamtheit (z. B. Zahl der Anzeigen) zu jedem Zeitpunkt berechnen und daraus auf eine etwaige Veränderungstendenz (steigend, konstant, fallend) schliessen. Diese Methode ist insbesondere für die Bestimmung der kurzfristigen Entwicklung von Teil und Gesamtheit geeignet. Betrachtet man jedoch einen längerfristigen Zeitraum, so wird sich das Verhältnis von Teil zu Gesamtheit nur selten in lediglich eine Richtung verändern. Auf lange Sicht lässt sich bei diesem Vorgehen daher häufig keine eindeutige Aussage bezüglich der generellen Wachstumsentwicklung gewinnen.

Zur Überwindung dieses Problems empfiehlt sich eine komplementäre Vorgehensweise, die im folgenden genauer beschrieben wird. Im Rahmen dieses Ansatzes versucht man, den Zusammenhang zwischen Teil und Gesamtheit durch eine mathematische Funktion zu beschreiben. Diese Vorgehensweise beruht auf etablierten statistischen Verfahren, liefert ein präziseres Bild der durchschnittlichen Wachstumsdynamik und erlaubt eine Beurteilung der Güte der Schätzresultate. Sie ist dann sinnvoll, wenn man an einer möglichst genauen Beschreibung der relativen Wachstumsentwicklung im Sinne eines längerfristigen Trends interessiert ist. Zu betonen ist jedoch, dass ein derartiger Ansatz nicht mit einer Kausalanalyse verwechselt werden darf und dass eine eventuell resultierende Trendaussage letztlich immer auf einer *ceteris paribus*-Klausel beruht.

Generell erfordert die Identifikation einer relativen Wachstumsbeziehung Zeitreihendaten über Gesamtheit und Teil. Das Bundesamt für Statistik der Schweiz sammelt und veröffentlicht jährliche Aggregatdaten zur Entwicklung von Verurteilungen und Anzeigen im Zusammenhang mit der Betäubungsmittelgesetzgebung (Estermann, Maag und Rônez, 1994). Anhand dieser Daten lässt sich untersuchen, ob und wie sich die Durchsetzung der Drogenprohibition (Verbot des Anbaus, Erwerbs, Besitzes, Konsums und Verkaufs von Drogen mit unterschiedlichem Abhängigkeitspotential) im Zeitablauf verändert hat.

Eine derartige Analyse ist aus verschiedenen Gründen wünschenswert. Neben einem rein deskriptiven Interesse und einem Mangel an solchen Untersuchungen lässt sich hier insbesondere anführen, dass die Lage der Drogenkonsumenten zu einem nicht unbeträchtlichen Teil mit der herrschenden Drogenpolitik zu tun haben dürfte. Trotz und aufgrund der Prohibition existiert ja ein (im Vergleich zu einem legalen Markt) ineffizienter Schwarzmarkt, der zu einer Vielzahl sozialer Folgeprobleme (Beschaffungskriminalität, Erkrankung, Vereinigung usw.) zu führen scheint (z. B. Braun et al., 1995). Die Überprüfung verschiedener theoretisch begründeter Hypothesen aus der Ökonomik

und der Soziologie zum Zusammenhang zwischen Drogenpolitik und Drogenmarktgeschehen (z. B. Erlei, 1995; Hartwig und Pies, 1995; Michaels, 1987; Pommerehne und Hart, 1991; Soref, 1981) erfordert Kenntnisse über die Entwicklung der behördlichen Durchsetzung der Drogenprohibition (Repression).

Dieser Artikel illustriert deswegen die Modellierung relativen Wachstums anhand einer Untersuchung der Entwicklung der Drogenrepression in der Schweiz. Aufgrund der vielfältigen Anwendungsmöglichkeiten relativer Wachstumshypothesen bei der Analyse politischen, sozialen und wirtschaftlichen Wandels werden zuvor einschlägige Ideen zur Modellierung relativen Wachstums präsentiert. Eine Diskussion möglicher Erklärungsansätze für die empirischen Befunde beschliesst den Artikel.

## 2. Modellierung

Hintergrund der formalen Analyse relativen Wachstums ist die Theorie gewöhnlicher Differentialgleichungen erster Ordnung mit trennbaren Variablen (z. B. Brauer und Nohel, 1986; Braun, 1991; Harder, 1994) sowie die Definition der Elastizität einer Funktion (z. B. Beckmann und Künzi, 1973; Berck und Sydsæter, 1993). Im Anschluss an eine Einführung in die Logik der Wachstumsmodellierung werden einige Modellspezifikationen zur Anwendungsvorbereitung ausführlich diskutiert.

### 2.1 Allgemeiner Ansatz

Sei  $x$  die Grösse einer Gesamtheit und  $y$  die Grösse eines Teils der Gesamtheit, so dass  $0 \leq y \leq x$ . Angenommen wird, dass eine Reihe von Ausprägungen von sowohl  $x$  als auch  $y$  durch regelmässige Erhebungen (täglich, monatlich, jährlich usw.) oder entsprechende Schätzungen bekannt sind, wobei beide Grössen zeitabhängig sind und zumindest die Gesamtheit in der Zeit steigt. Zielsetzung der Modellierung ist die Spezifikation einer glatten (d. h. stetig differenzierbaren) Funktion  $y = y(x)$ , welche die Abhängigkeit des Teils  $y$  vom Ganzen  $x$  zum Ausdruck bringt.

Zur Bestimmung dieser Wachstumsfunktion wird zur Vereinfachung unterstellt, dass die Zeit  $t$  eine stetige Variable darstellt. Aufgrund der Zeitabhängigkeit von Gesamtheit und Teil ergeben sich die Wachstumsraten von  $x > 0$  und  $y > 0$  dann durch  $(dx/dt)/x$  und  $(dy/dt)/y$ . Die zentrale Modellierungsannahme be-

steht nun darin, eine Funktion  $r_y(x)$  durch das Verhältnis der Wachstumsrate des Teils zur Wachstumsrate der Gesamtheit zu definieren:

$$r_y(x) = \frac{(dy/dt)(1/y)}{(dx/dt)(1/x)}.$$

Somit bestimmt die Funktion  $r_y(x)$  die Rate der relativen Veränderung von  $y$  bezogen auf die relative Veränderung von  $x$ . Vereinfachung der rechten Seite unter Berücksichtigung der Definition der logarithmischen Ableitung erlaubt eine alternative Darstellung:

$$r_y(x) = \frac{x \ dy}{y \ dx} = \frac{d(\ln y(x))}{d(\ln x)},$$

wobei  $\ln$  den natürlichen Logarithmus bezeichnet. Dementsprechend gibt  $r_y(x)$  die (von Masseinheiten unabhängige) Elastizität der Funktion  $y(x)$  im Punkt  $x$  an – der Wert von  $r_y(x)$  misst also (näherungsweise) die prozentuale Änderung des Teils  $y$  bei einer Änderung der Gesamtheit  $x$  um ein Prozent.

Die Spezifikation der Elastizitätsfunktion  $r_y(x)$  ist damit gleichbedeutend mit der Festlegung einer Funktion  $y(x)$ , welche den Einfluss der Gesamtheit für die Grösse des Teils angibt. Diese Wachstumsfunktion lässt sich allgemein bestimmen, wenn man integriert:

$$\ln y = \int (r_y(x) / x) dx + c,$$

wobei  $c$  die Integrationskonstante bezeichnet. Durch Exponentiation ergibt sich daraus die generelle Wachstumsfunktion

$$y(x) = ke^{\int (r_y(x) / x) dx},$$

in der  $e$  die Basis des natürlichen Logarithmus repräsentiert und  $k = e^c$  eine positive Konstante darstellt. Ausgehend von diesem allgemeinen Ansatz resultieren konkrete relative Wachstumshypothesen durch die Festlegung des Verhältnisses der Wachstumsraten von Teil und Gesamtheit und daher durch die Bestimmung der jeweiligen Elastizitätsfunktion. Hinweise auf eine passende Hypothese ergeben sich bei Verfügbarkeit von Zeitreihendaten über  $y$  und  $x$  durch die Berechnung von  $y/x$  zu jedem Zeitpunkt. Zur Verdeutlichung empfiehlt sich die Diskussion einiger konkreter Modellversionen.

## 2.2 Spezifikationen

Tabelle 1 präsentiert eine Zusammenstellung einfacher relativer Wachstums-hypothesen. Neben der jeweiligen Elastizitätsfunktion  $r_y(x)$  und der dazu korrespondierenden Wachstumsfunktion  $y(x)$  informiert sie über die jeweiligen (mit griechischen Buchstaben notierten) Funktionsparameter sowie etwaige Einschränkungen ihrer Definitionsbereiche.

Bevor wir uns auf die einzelnen Spezifikationen aus Tabelle 1 konzentrieren, sind einige allgemeine Bemerkungen angebracht. Zu betonen ist zunächst, dass die Auswahl von  $r_y(x)$  nicht auf Funktionen beschränkt ist, die über den gesamten Definitionsbereich monoton steigend oder monoton fallend sind. Gemischte Zusammenhänge z. B. im Sinne einer zuerst monoton steigenden und danach monoton fallenden Rate der relativen Veränderung des Teils in bezug auf die relative Änderung des Ganzen sind vielmehr zulässig. Die in Tabelle 1 angegebenen Spezifikationen stellen somit keine erschöpfende Liste möglicher Wachstumsbeziehungen dar.

Ein weiterer Punkt betrifft die empirische Anwendung des Modells auf der Grundlage von Zeitreihendaten über  $x$  und  $y$ . Bei gegebenen Daten stellt die Funktion  $y(x)$  den Ausgangspunkt der jeweiligen Schätzung dar. Ein Blick auf die angegebenen Spezifikationen zeigt, dass sich im Zusammenhang mit der Parameterschätzung eine Transformation (z. B. Logarithmierung) der entsprechenden Wachstumsfunktion  $y(x)$  empfiehlt. Das relevante Schätzverfahren ist bei Linearität in den Parametern nach einer geeigneten Transformation der jeweiligen Wachstumsfunktion die Methode der kleinsten Quadrate (Ordinary Least Squares (OLS)). Als Beispiele hierfür können die erste und die letzte Spezifikation aus Tabelle 1 dienen. Besteht (wie bei der mittleren Spezifikation in Tabelle 1) dagegen keine Möglichkeit zur Vermeidung der Nichtlinearität in zumindest einem Parameter, so ist ein iteratives Maximum Likelihood Schätzverfahren zu verwenden.

Im Zusammenhang mit der empirischen Anwendung auf der Grundlage von Zeitreihendaten über  $x$  und  $y$  ist darüber hinaus zu betonen, dass nicht zu vernachlässigende Korrelationen zwischen den Residuen (Störgrößen) vorliegen können. Bereits bei der einfachen OLS-Schätzung ist daher im Rahmen der regelmässigen Regressionsdiagnostik insbesondere zu testen, ob solche Autokorrelationen vorliegen. Der Durbin-Watson Test mit der Prüfgrösse  $D$  erlaubt Schlussfolgerungen über die Präsenz von Korrelationen zwischen Störgrößen aus aufeinanderfolgenden Zeitperioden (z. B. Gujarati, 1988; Greene, 1993).

Tabelle 1  
Ausgewählte Hypothesen zur Entwicklung eines Teils  $y$   
in Abhängigkeit von einer Gesamtheit  $x$

Verhältnis der Wachstumsraten	Elastizitätsfunktion	Wachstumsfunktion
Konstant	$r_y(x) = \alpha > 0$	$y(x) = kx^\alpha$
Linear fallend	$r_y(x) = 1 - (1/\beta)x, \beta > 0$	$y(x) = kxe^{-(x/\beta)}$
Nichtlinear fallend	$r_y(x) = -\beta/x, x > 0, \beta < 0$	$y(x) = ke^{(\beta/x)}$

Schliesslich erscheint eine Bemerkung zur Interpretation der Konstante  $k > 0$  angebracht. Die neben den eigentlichen Parametern gleichfalls geschätzte Konstante  $k$  legt aufgrund der Definition  $k = e^c$  die Integrationskonstante  $c$  durch  $\ln k = c$  fest. Zu betonen ist hierbei, dass die Interpretation von  $k$  jeweils von der gewählten Hypothese abhängt. Letzteres wird deutlich, wenn man die Wachstumshypothesen aus Tabelle 1 näher untersucht.

#### *Konstantes Verhältnis der Wachstumsraten*

Die Spezifikation  $r_y(x) = \alpha > 0$  ist eine besonders einfache Hypothese zur relativen Entwicklung von Teil und Gesamtheit.<sup>2</sup> Sie besagt (näherungsweise), dass eine einprozentige Veränderung der Gesamtheit mit einer gleichgerichteten prozentualen Veränderung des Teils einhergeht, welche durch den Parameter  $\alpha$  bestimmt wird. Die Annahme einer unveränderlichen Elastizität  $\alpha$  korrespondiert mit einem Potenzverhältnis zwischen dem Teil und dem Ganzen:

$$y(x) = kx^\alpha.$$

Die Wachstumsfunktion  $y(x)$  verläuft konkav für  $\alpha < 1$ , linear steigend für  $\alpha = 1$  und konvex für  $\alpha > 1$ . In diesem Zusammenhang ist  $k$  als Proportionalitätskonstante oder Skalierungsfaktor zu interpretieren.

Trotz der Konstanz des Verhältnisses der Wachstumsraten kann die Grösse des Teils im Verhältnis zur Grösse der Gesamtheit über die Zeit abnehmen. Letzteres gilt nämlich, wenn  $\alpha < 1$ . Dagegen bleibt für  $\alpha = 1$  das Verhältnis des Teils zur Gesamtheit über die Zeit unverändert. Gilt jedoch  $\alpha > 1$ , so erhöht

<sup>2</sup> In der Literatur wird diese Hypothese gelegentlich als allometrisches Wachstum bezeichnet (z. B. Beckmann und Künzi, 1984).

sich in der Zeit die Grösse des Teils relativ zur Grösse des Ganzen. Formal ergeben sich diese Zusammenhänge nach Division der Wachstumsfunktion durch die Gesamtheit  $x$  und Differentiation von  $y(x)/x$  nach  $x$ :

$$\frac{d}{dx} \left( \frac{y(x)}{x} \right) = \frac{(\alpha - 1)}{x} \frac{y(x)}{x} \geq 0 \quad \text{für } \alpha \geq 1 .$$

Hat man (bei in der Zeit steigender Gesamtheit) keine völlig eindeutige Entwicklung des Verhältnisses  $y/x$  festgestellt, so empfiehlt sich für die Bestimmung des längerfristigen Trends die Verwendung der Hypothese einer konstanten Elastizität.

### *Linear fallendes Verhältnis der Wachstumsraten*

Die beiden anderen Modellspezifikationen in Tabelle 1 beruhen auf der Annahme, dass das Verhältnis der Wachstumsraten von Teil und Gesamtheit (d. h. die Elastizität  $r_y(x)$ ) von der Grösse des Ganzen  $x$  abhängt. Betrachten wir zunächst den Fall der linear abnehmenden Elastizitätsfunktion.<sup>3</sup> Diese einfache Hypothese über die Rate der relativen Änderung des Teils bezogen auf die relative Entwicklung der Gesamtheit verdeutlicht, dass  $r_y(x)$  (im Gegensatz zu  $y(x)$ ) durchaus negative Werte annehmen kann. Ein negatives  $r_y(x)$  besagt ja nur, dass der betrachtete Teil trotz des (einprozentigen) Anwachsens der Gesamtheit (prozentual) gesunken ist. Die hier betrachtete Spezifikation  $r_y(x) = 1 - (1/\beta)x$  mit  $\beta > 0$  führt zur Wachstumsfunktion

$$y(x) = kxe^{-(x/\beta)} .$$

Der Teil  $y$  entwickelt sich danach sichelförmig in Abhängigkeit vom Ganzen  $x$ .<sup>4</sup> Die Wachstumsfunktion steigt bis zu einem eindeutigen Maximum bei  $x_m = \beta$  an und fällt danach, ohne aber negativ zu werden;  $y(x)$  weist einen einzigen Wendepunkt bei  $x_w = 2\beta$  auf. Die Konstante  $k$  bestimmt die Geschwindigkeit des Anstiegs zum Maximalwert der Wachstumsfunktion, dessen Höhe  $y_m = k\beta/e$  beträgt.

3 Die hier nicht behandelte Hypothese einer linear steigenden Elastizitätsfunktion korrespondiert mit einer rapide ansteigenden Wachstumsfunktion ohne explizite Sättigungsgrenze.

4 Diekmann und Mitter (1984) verwenden im Zusammenhang mit der Survival-Analyse von Scheidungsdaten eine derartige Funktion zur Beschreibung des Verlaufs des Scheidungsrisikos mit zunehmender Ehedauer. Weitere Anwendungen (abweichendes Verhalten, berufliche Mobilität) finden sich in Diekmann und Mitter (1983).

Betrachtet man auf dieser Grundlage das Verhältnis von Teil und Gesamtheit, so ergibt sich eine Verminderung von  $y(x)/x$  bei einem über die Zeit zunehmendem Ganzen:

$$\frac{d}{dx} \left( \frac{y(x)}{x} \right) = -\frac{1}{\beta} \frac{y(x)}{x} < 0.$$

Nimmt in einem Anwendungsfall also das Verhältnis  $y/x$  bei steigender Gesamtheit  $x$  durchwegs ab, so erscheint die Annahme einer linear fallenden Elastizität für die Schätzung der langfristigen Entwicklungstendenz sinnvoll.

#### *Nichtlinear fallendes Verhältnis der Wachstumsraten*

Die Spezifikation  $r_y(x) = -\beta/x$  mit  $\beta < 0$  postuliert eine monotone Abnahme des Verhältnisses der relativen Änderungsraten von Teil und Ganzem bei steigender Gesamtheit.<sup>5</sup> Die Wachstumsfunktion

$$y(x) = ke^{\beta/x}$$

beschreibt die damit kompatible Entwicklung des Teils in Abhängigkeit vom Ganzen.<sup>6</sup> Sie steigt im gesamten Definitionsbereich ( $x > 0$ ) an, besitzt einen einzigen Wendepunkt an der Stelle  $x_w = -\beta/2$  und verläuft S-förmig. Wird die Gesamtheit  $x$  sehr gross, so konvergiert der Teil  $y$  gegen die Konstante  $k$ . Somit ist die Konstante  $k$  hier als Wachstumsgrenze oder Sättigungswert für den Teil  $y$  zu interpretieren.

Analysiert man die Abhängigkeit des Verhältnisses  $y/x$  vom Ganzen  $x$ , so ergibt sich

$$\frac{d}{dx} \left( \frac{y(x)}{x} \right) = \left( \frac{-\beta}{x} - 1 \right) \frac{1}{x} \frac{y(x)}{x} \geq 0 \quad \text{für } -\beta < x.$$

Daher scheint die Hypothese der reziproken Elastizitätsfunktion insbesondere dann angemessen, wenn sich bei einer Steigerung des Ganzen in der Zeit keine völlig eindeutige Entwicklung von  $y/x$  feststellen lässt, aber die Existenz einer Obergrenze für den Teil  $y$  postuliert werden kann.

<sup>5</sup> Es existieren alternative Spezifikationen eines nichtlinear fallenden Verhältnisses der Wachstumsraten. So korrespondiert z. B. die modifizierte reziproke Elastizitätsfunktion  $r_y(x) = k/(\alpha + x)$ ,  $\alpha > 0$ , mit der bis zur Sättigungsgrenze  $k$  monoton steigenden Wachstumsfunktion  $y(x) = kx/(\alpha + x)$ .

<sup>6</sup> Dieser Funktionstyp wird in der Mikroökonomik gelegentlich als Engel-Funktion (d. h. als Beschreibung der Abhängigkeit der nachgefragten Menge eines Gutes vom Einkommen) verwendet (z. B. Beckmann und Künzi, 1973).

### 3. Anwendung

Der beschriebene Modellierungsansatz wird nun durch eine Analyse offizieller Aggregatdaten zur Umsetzung der Betäubungsmittelgesetzgebung in der Schweiz (Estermann, Maag und Rônez, 1994) illustriert. Inhaltlich beschäftigt sich dieses Anwendungsbeispiel mit der Entwicklungstendenz der Drogenrepression.

Zunächst wird dazu die Wachstumsbeziehung zwischen sämtlichen Verurteilungen und Anzeigen wegen Verstößen gegen das Betäubungsmittelgesetz untersucht. Danach wird die Entwicklung aller Anzeigen und Urteile wegen Drogenkonsums betrachtet. Diese Analysen beziehen sich auf die Entwicklung des Ausmasses der Repression seitens der Justiz.

Zur Feststellung der Entwicklung der polizeilichen Repression wird im Anschluss das relative Wachstum von Konsumanzeigen zu sämtlichen Anzeigen untersucht. Unter Verwendung von Schätzungen polizeilich erfassbarer Schweizer Drogenkonsumenten für 1990–93 (Knolle, 1996) erfolgt im Rahmen einer alternativen Untersuchung zur Entwicklung polizeilicher Repression schliesslich noch ein Blick auf die Entwicklung der Beziehung zwischen der Zahl der Angezeigten und der Konsumentenzahl in diesem vergleichsweise kurzen Zeitraum.

Der Begriff der Drogenrepression wird somit getrennt für Justiz und Polizei operationalisiert. Hierbei soll aber nicht verschwiegen werden, dass aufgrund der Datenlage wichtige Aspekte einer potentiell verstärkten repressiven Drogenpolitik (z. B. erhöhte Präsenz der Strafverfolgungsbehörden an Szene-treffpunkten, Aufbau und Verwendung von Datenbanksystemen, Nutzung der verbesserten Kenntnis von Netzwerkstrukturen der Szene) keine Berücksichtigung finden. Eine differenzierte Untersuchung der Bemühungen zur Durchsetzung der Drogengesetzgebung ist daher nicht möglich. Der Analyseschwerpunkt liegt in der exemplarischen Anwendung des obigen Modellierungsansatzes, wofür die verfügbaren Daten aufgrund ihrer Übersichtlichkeit gut geeignet sind. Versucht wird dabei, die Komplementarität des Ansatzes zur einfachen Bestimmung des Verhältnisses von Teil und Gesamtheit zu jedem Zeitpunkt zu verdeutlichen.

#### 3.1 Urteile und Anzeigen

Beginnen wir mit der Untersuchung der Urteile und Anzeigen wegen ämtlichen Verstößen gegen das Betäubungsmittelgesetz in den Jahren 1974–1991. Ausgangspunkt ist die Überlegung, dass eine erhöhte Repression der Justiz mit einer Steigerung der Verurteilungen relativ zu den Anzeigen einhergehen wird.

Tabelle 2 informiert über die jährliche Zahl der in das Zentralstrafregister eingetragenen Urteile  $U$  und der Zahl der einschlägigen Anzeigen  $A$  gemäss der Erfassung durch das Bundesamt für Statistik.<sup>7</sup> Offensichtlich sind beide Grössen im Zeitablauf gestiegen.

Tabelle 2  
Urteile und Anzeigen wegen Verstössen gegen  
das Betäubungsmittelgesetz in der Schweiz für 1974–91

Jahr	$U :=$ Urteile (Zentralstrafregister) <sup>a</sup>	$A :=$ Anzeigen <sup>b</sup>	$U/A$
1974	2'367	4'704	0.503
1975	2'587	5'725	0.452
1976	2'328	5'546	0.420
1977	2'658	5'820	0.457
1978	2'707	6'299	0.430
1979	3'239	7'045	0.460
1980	3'387	8'224	0.412
1981	3'839	9'699	0.396
1982	4'090	11'951	0.342
1983	4'533	13'168	0.344
1984	5'383	13'689	0.393
1985	5'127	15'361	0.334
1986	6'043	15'815	0.382
1987	6'297	17'179	0.367
1988	6'751	18'739	0.360
1989	6'658	18'780	0.354
1990	6'711	18'880	0.355
1991	7'941	23'470	0.338

<sup>a</sup> Quelle: Estermann, Maag und Rônez (1994, 43, T14)

<sup>b</sup> Quelle: Estermann, Maag und Rônez (1994, 29, T8; 37, T12).

7 Eintragungen in das Zentralstrafregister erfolgen nur bei Erfüllung bestimmter Kriterien. Da letztere während des Untersuchungszeitraums nicht konstant waren, wurde eine analoge Untersuchung auf der Grundlage der Rohdaten aus der Betäubungsmittelstatistik 1994 (Eidgenössisches Justiz- und Polizeidepartment, Pressemitteilung vom 31.03.95) für die Jahre 1975–94 durchgeführt. Diese Analyse erbringt ein weitgehend analoges Ergebnis zu dem (in Tabelle 3 berichteten) Resultat bezüglich der offiziellen Daten des Bundesamtes für Statistik (siehe Fussnote 9).

Da Verurteilungen bzw. Urteile eine Teilmenge der Anzeigen darstellen, kann man die relative Wachstumsentwicklung dieser Größen untersuchen. Das (in Tabelle 2 angegebene) Verhältnis  $U/A$  hat, abgesehen von einigen Ausnahmen, über die Zeit abgenommen. Interessiert man sich für den langfristigen Trend im Sinne des obigen Modellierungsansatzes, so demonstriert die Schätzung der verschiedenen Wachstumshypothesen aus Tabelle 1, dass sich die Modellspezifikation einer konstanten Elastizität besser als Spezifikationen mit veränderlicher Elastizität zur Beschreibung der relativen Entwicklungstendenz von Verurteilungen und Anzeigen eignet. Zum einen liefern die in Tabelle 3 berichteten Schätzresultate eine gute Anpassung an die Daten. Der entsprechende Durbin-Watson Test legt darüber hinaus bei einem Signifikanzniveau von 0.01 nahe, die Nullhypothese der Abwesenheit von positiver oder negativer Autokorrelation nicht zu verwerfen.<sup>8</sup>

Tabelle 3  
OLS-Schätzung zur Entwicklung der Verurteilungen  $U$   
wegen Verstößen gegen das Betäubungsmittelgesetz aufgrund  
einschlägiger Anzeigen  $A$  in der Schweiz für 1974–91

Modellspezifikation	Schätzwerte (Standardfehler)	Durbin-Watson Statistik Bestimmtheitsmaß
Konstante Elastizität:		
$\ln U = \ln k + \alpha \ln A$	$\hat{k} = 2.826 (0.712)$ $\hat{\alpha} = 0.787 (0.027)$	$D = 1.989$ adj. $R^2 = 0.980$

Erwartungsgemäß zeigt sich, dass die Verurteilungen im Verhältnis zu den Anzeigen im Lauf der Jahre gefallen sind.<sup>9</sup> Trotz des absoluten Anwachsens der Verurteilungen über die Jahre nimmt die Zahl der Urteile wegen Betäu-

8 Bei einem Signifikanzniveau von 0.01, insgesamt 18 Beobachtungen und nur einem Regressor sind die Untergrenze und die Obergrenze für die Durchführung des Durbin-Watson Tests  $D_L = 0.902$  und  $D_U = 1.118$  (z. B. Gujarati, 1988, 686). Für die Akzeptanz der Nullhypothese der Abwesenheit von positiver oder negativer Autokorrelation lautet die relevante Entscheidungsregel  $D_U < D < 4 - D_U$ , so dass im betrachteten Fall die Nullhypothese nicht abgelehnt werden kann.

9 Diese Schlussfolgerung wird durch die Schweizer Betäubungsmittelstatistik (Eidgenössisches Justiz- und Polizeidepartment, Pressemitteilung vom 31.03.95) für die Jahre 1975–94 gestützt. Die analoge Analyse dieser Rohdaten erbringt  $k = 1.845 (0.712)$  und  $\hat{\alpha} = 0.892 (0.027)$ , wobei  $D = 2.408$ . Somit sinkt auch bei Zugrundelegung der Daten der Betäubungsmittelstatistik die Zahl der Verurteilungen relativ zur Zahl der Anzeigen und die Nullhypothese der Abwesenheit von Autokorrelation kann (bei einem Signifikanzniveau von 0.01) ebenfalls nicht abgelehnt werden.

bungsmitteldelikten somit relativ zur Zahl der einschlägigen Anzeigen ab. Der Elastizitätsschätzwert  $\hat{\alpha} = 0.787$  besagt darüber hinaus, dass im betrachteten Zeitraum eine Zunahme um 100 Anzeigen wegen Betäubungsmittelvergehen zu ungefähr 79 zusätzlichen Verurteilungen führte. Neben der Bestätigung des (bereits aus der zeitlichen Entwicklung des Verhältnisses  $U/A$  ablesbaren) Befundes einer langfristig abnehmenden Drogenrepression seitens der Schweizer Justiz erlaubt der Modellierungsansatz damit Schlussfolgerungen über das Ausmass der Reduktion.

### 3.2 Konsumurteile und Konsumanzeigen

Die bisher analysierten Daten beziehen sich auf alle Verstösse gegen das Betäubungsmittelgesetz. Eine etwas differenziertere Untersuchung der Entwicklung der Drogenrepression seitens der Justiz beschränkt sich auf die verfügbaren Daten zu den Urteilen und Anzeigen wegen Drogenkonsums (evtl. in Verbindung mit Handel) im Zeitraum 1984–93. Diese Daten werden in Tabelle 4 berichtet.

Tabelle 4  
Urteile und Anzeigen wegen Drogenkonsums  
(ggf. in Verbindung mit Drogenhandel) in der Schweiz für 1984–93

Jahr	$U_K :=$ Konsumurteile <sup>a</sup>	$A_K :=$ Konsumanzeigen <sup>b</sup>	$U_K/A_K$	$(A_K/A)^c$
1984	4'665	12'830	0.364	0.937
1985	4'353	14'309	0.304	0.932
1986	5'098	14'757	0.345	0.933
1987	5'456	16'335	0.334	0.951
1988	5'914	17'663	0.335	0.943
1989	5'722	17'733	0.323	0.944
1990	5'713	17'656	0.324	0.935
1991	6'668	21'965	0.304	0.936
1992	6'108	28'307	0.216	0.917
1993	7'105	34'977	0.203	0.915

<sup>a</sup> Quelle: Estermann, Maag und Rônez (1994, 19, T3).

<sup>b</sup> Quelle: Estermann, Maag und Rônez (1994, 47, T16).

<sup>c</sup> Zahl der Anzeigen A: Tabelle 2 und Fussnote 11.

Tabelle 5

OLS-Schätzungen zur Entwicklung der Urteile  $U_K$   
wegen Drogenkonsums (ggf. in Verbindung mit Drogenhandel)  
aufgrund einschlägiger Anzeigen  $A_K$  in der Schweiz (1984–93)

Modellspezifikation	Schätzwerte (Standardfehler)	Durbin-Watson Statistik Bestimmtheitsmaß
Konstante Elastizität: $\ln U_K = \ln k + \alpha \ln A_K$	$\hat{k} = 93.235$ (77.381) $\hat{\alpha} = 0.417$ (0.084)	$D = 1.655$ adj. $R^2 = 0.722$
Veränderliche Elastizität: $\ln U_K = \ln k + (\beta/A_K)$	$\hat{k} = 9195.283$ (790.955) $\hat{\beta} = -8847.418$ (1496.693)	$D = 2.236$ adj. $R^2 = 0.790$

Eine erhöhte Repression der Justiz in der Zeit dürfte mit einer Steigerung der Konsumverurteilungen im Verhältnis zu den Konsumanzeigen einhergehen. Wiederum gilt, dass Verurteilungen eine Teilmenge der Anzeigen darstellen und daher der relative Wachstumsprozess untersucht werden kann. Betrachtet man die zeitliche Entwicklung der Konsumurteile zu den Konsumanzeigen (Tabelle 4), so scheint insgesamt eine Abnahme des Verhältnisses  $U_K/A_K$  stattgefunden zu haben. Eine Schätzung der ersten und letzten Modellspezifikation aus Tabelle 1 bestätigt diesen Eindruck (Tabelle 5). Neben einer akzeptablen Beschreibung der Daten gilt für beide Modelle, dass bei einem Signifikanzniveau von 0.01 die Nullhypothese der Abwesenheit von positiver oder negativer Autokorrelation nicht verworfen werden kann.<sup>10</sup>

Beide Modelle führen ausserdem zu ähnlichen Schlussfolgerungen bezüglich des Rückgangs der Repression. Berechnet man ausgehend von den Schätzresultaten für das Modell der reziproken Elastizitätsfunktion (Tabelle 5) die durchschnittliche Anzeigenelastizität der Konsumverurteilung für den Zeitraum 1984–93, so erhält man 0.492. Dieser Mittelwert für das Modell mit veränderlicher Elastizität entspricht ungefähr dem Schätzwert  $\hat{\alpha} = 0.417$  für das Modell mit konstanter Elastizität.

10 Bei einem Signifikanzniveau von 0.01, lediglich 10 Beobachtungen und nur einem Regressor sind die Untergrenze und die Obergrenze für die Durchführung des Durbin-Watson Tests  $D_L = 0.604$  und  $D_U = 1.001$  (z. B. Gujarati, 1988: 688). Für die Akzeptanz der Nullhypothese der Abwesenheit von positiver oder negativer Autokorrelation lautet die allgemeine Entscheidungsregel  $D_U < D < 4 - D_U$ , so dass im betrachteten Fall die Nullhypothese nicht abgelehnt werden kann.

Darüber hinaus erlaubt das Modell mit veränderlicher Elastizität (aufgrund der Interpretation der Konstante als Sättigungswert des Teils bei sehr grosser Gesamtheit) die Bestimmung einer Wachstumsgrenze für die Konsumverurteilungen pro Jahr. Der entsprechende Schätzwert  $k = 9195.283$  aus Tabelle 5 deutet an, dass selbst unter der Voraussetzung einer extrem hohen Zahl einschlägiger Anzeigen die Obergrenze für Urteile wegen Drogenkonsums bei etwa 9200 pro Jahr liegt. Dieses bestehende Kapazitätsgrenzen (z. B. Personal, Gefängniszellen) reflektierende Ergebnis der Modellanwendung ergänzt den Befund einer Abnahme der Zahl der Konsumurteile relativ zur Zahl der Konsumanzeigen. Neben der Bestätigung des Befundes einer verminderten Repression durch die Schweizer Gerichtsbarkeit weist der Modellierungsansatz damit auf einen möglichen Erklärungsansatz für die abnehmende Bedeutung von Konsumurteilen hin.

### 3.3 Konsumanzeigen und sämtliche Anzeigen

Zur Untersuchung der Entwicklung der polizeilichen Bemühungen um die Durchsetzung des Betäubungsmittelgesetzes betrachten wir zunächst die relative Wachstumsbeziehung zwischen den Konsumanzeigen  $A_K$  und sämtlichen Anzeigen  $A$ . Ein Blick in Tabelle 4 deutet insgesamt auf eine weitgehende Konstanz des Verhältnisses  $A_K/A$  hin. Zur Bestimmung der genauen Entwicklungstendenz empfiehlt sich die Anwendung der obigen Modellierungsansatzes. Eine Analyse der einschlägigen Daten auf der Grundlage verschiedener Modellspezifikationen erbringt eine besonders gute Anpassung für das Modell mit konstanter Elastizität.<sup>11</sup> Die Ergebnisse dieser Schätzung werden daher in Tabelle 6 berichtet. Offensichtlich besteht für diese Modellspezifikation bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 0.01 auch kein Grund, die Nullhypothese der Abwesenheit positiver oder negativer Autokorrelation zu verwerfen. Die Schätzung zeigt, dass die Zahl der Konsumanzeigen im Verhältnis zur Zahl aller Anzeigen über die Zeit geringfügig gesunken ist ( $\hat{\alpha} = 0.983$ ). Es lässt sich mithin keine Steigerung der polizeilichen Durchsetzung des Konsumverbots für den Zeitraum 1984–93 nachweisen.

---

<sup>11</sup> Die Zeitreihe in Tabelle 2 bezieht sich lediglich auf die Anzeigen bis zum Jahr 1991. Sie wurde daher durch 30'860 (1992) und 38'206 (1993) gemäss der aktuellen Betäubungsmittelstatistik ergänzt (Eidgenössisches Justiz- und Polizeidepartment, Pressemitteilung vom 31.03.95).

Tabelle 6

OLS-Schätzung zur Entwicklung der Anzeigen wegen  
Drogenkonsums  $A_k$  aufgrund sämtlicher Anzeigen  $A$  wegen Verstößen  
gegen das Betäubungsmittelgesetz in der Schweiz für 1984–93

Modellspezifikation	Schätzwerte (Standardfehler)	Durbin-Watson Statistik Bestimmtheitsmaß
Konstante Elastizität: $\ln U = \ln k + \alpha \ln A$	$\hat{k} = 1.109 (0.098)$ $\hat{\alpha} = 0.983 (0.009)$	$D = 1.336$ $\text{adj. } R^2 = 0.989$

Beschränkt man sich auf die Zeit zwischen 1990 und 1993, so zeigt das in Tabelle 4 angegebene Verhältnis der Konsumanzeigen zu allen Anzeigen  $A_k/A$ , dass sich der Anteil der Konsumanzeigen an sämtlichen Anzeigen nach anfänglicher Konstanz leicht vermindert hat. Diese geringe Reduktion ergibt sich auch, wenn man die Anzeigenzahl  $A$  in die geschätzte Wachstumsfunktion (Tabelle 6) einsetzt und dann das jeweilige Schätzverhältnis  $\hat{A}_k/A$  berechnet – man erhält die Werte 0.938, 0.935, 0.930 und 0.927 für die einzelnen Jahre zwischen 1990 und 1993. In der jüngsten Vergangenheit scheint somit der Anteil der Konsumanzeigen zugunsten der Nichtkonsumanzeigen etwas gesunken zu sein. Letzteres weist auf verstärkte Fahndungsbemühungen der Ermittlungsbehörden im Bereich von Drogenhandel und Drogenschmuggel zu Beginn dieses Jahrzehnts hin.

### 3.4 Angezeigte und Konsumenten

Zur weiteren Beurteilung der Entwicklung der polizeilichen Drogenrepression während der Periode 1990–93 betrachten wir abschliessend die Entwicklung der Zahl der angezeigten Personen  $P$  im Verhältnis zur geschätzten Zahl der polizeilich erfassbaren Drogenkonsumenten  $N$ . Letztere wurde von Knolle (1996) unter der Annahme einer bestimmten Verteilung der Anzeigerate (Überlagerung von zwei Gamma-Verteilungen für Personen mit höherem und niedrigerem Anzeigerisiko) aufgrund offizieller Anzeigendaten ermittelt.<sup>12</sup> Tabelle 7 informiert über die beiden Ausgangsgrössen  $P$  und  $N$  sowie über deren Verhältnis im Zeitablauf.

12 Neben den polizeilich erfassbaren Konsumenten illegaler Drogen schätzt Knolle (1996) die Teilgruppe der Konsumenten von Heroin und Kokain. Alternative Schätzverfahren (siehe z. B. Rehm, 1995) beziehen sich zumeist nur auf die Konsumenten harter Drogen.

Tabelle 7

Wegen Verstößen gegen das Betäubungsmittelgesetz  
angezeigte Personen  $P$  und Schätzung der polizeilich erfassbaren  
Drogenkonsumenten  $N$  in der Schweiz für 1990–93

Jahr	$P :=$ angezeigte Personen <sup>a</sup>	$N :=$ (geschätzte) Konsumenten <sup>b</sup>	$P/N$
1990	14'678	81'748	0.180
1991	17'575	87'108	0.202
1992	21'252	91'162	0.233
1993	25'364	97'839	0.259

<sup>a</sup> Quelle: Estermann, Maag und Rônez (1994, 17, T2).

<sup>b</sup> Quelle: Knolle (1996, 6, Tabelle 1).

Die Beschränktheit des verfügbaren Datenmaterials verhindert allerdings eine sinnvolle Anwendung des Modellierungsansatzes zur Analyse relativen Wachstums. Zur Beurteilung der Entwicklung von Angezeigten zu Konsumenten im fraglichen Zeitraum können wir daher lediglich das Verhältnis  $P/N$  für jedes Jahr bestimmen. Falls sich die polizeiliche Repression seit Beginn der 90er Jahre verstärkt hat, so dürfte sich dies in einer Erhöhung von  $P/N$  niederschlagen. Ein Blick in die letzte Spalte von Tabelle 7 zeigt, dass der Anteil der pro Jahr wegen Drogenvergehen angezeigten Personen an der jeweils geschätzten Zahl der polizeilich erfassbaren Drogenkonsumenten zunimmt. Unterstellt man eine annähernde Gültigkeit der Konsumentenschätzungen, so ist dieses Ergebnis ein Hinweis auf eine verstärkte polizeiliche Repression zu Beginn der 90er Jahre. Auf den ersten Blick scheint es in die entgegengesetzte Richtung zu weisen wie die obige Aussage zur leichten Verminderung des Anteils der Konumanzeigen an allen Anzeigen im Zeitraum von 1990 bis 1993. Eine Diskussion sämtlicher Befunde zur Durchsetzung der Drogenpolitik und einiger (zu ihrem Verständnis potentiell geeigneter) Erklärungsansätze erscheint daher angemessen.

#### 4. Diskussion

Ausgangspunkt dieses Artikels war die Beobachtung, dass sozialwissenschaftliche Hypothesen häufig einen Wachstumszusammenhang zwischen einem Ganzen und einem Teil der Gesamtheit postulieren. Das Wachstum einer Gesamtheit (z. B. Zahl der Angezeigten) beeinflusst danach das Wachstum eines Teils des Ganzen (z. B. Zahl der Verurteilten). Nach der Präsentation

eines Modellierungsansatzes zur Analyse des Wachstums von Teil zur Gesamtheit wurden zwei verschiedene Modellspezifikationen zur Auswertung von Aggregatdaten zur Durchsetzung der Drogenprohibition in der Schweiz verwendet. Trotz der Begrenztheit des verfügbaren Datenmaterials war das Ziel dieser Untersuchungen die Beschreibung der Entwicklungstendenz der Drogenrepression.

Für den Zeitraum 1974–91 zeigte die Analyse, dass die Zahl der Verurteilungen im Verhältnis zur Zahl der Anzeigen gesunken ist. Weiter ergab sich für den Zeitraum 1984–93 eine Abnahme der wegen Drogenkonsums erfolgten Verurteilungen relativ zur Zahl der einschlägigen Anzeigen. Beide Befunde wurden als Indizien für eine im Zeitablauf verminderte Drogenrepression durch die Schweizer Justiz gewertet.

Über die Ursachen dieses Trends kann hier nur spekuliert werden. Die offenbar geringere Repression seitens der Gerichtsbarkeit kann z. B. darauf hindeuten, dass sich die Einstellungen zur Wirksamkeit der Drogenprohibition in der Justiz über die Zeit verändert haben. Ein solcher Einstellungswandel kann z. B. durch wiederholte Täterschaft von drogenabhängigen Personen ausgelöst bzw. verstärkt worden sein. Gleichzeitig kann die reduzierte Repressions-tätigkeit der Justiz auch reflektieren, dass die Akzeptanz des Drogenkonsums in der Gesellschaft im Lauf der Jahre gewachsen ist. Gemäss dieser Überlegung könnten Drogenkonsumenten inzwischen eher als krank und/oder hilfebedürftig klassifiziert werden, so dass sich auch eine geringere Tendenz zu ihrer Kriminalisierung in der Gerichtsbarkeit abzeichnet.

Die abnehmende Repression durch die Justiz kann allerdings auch andere Ursachen haben. Wie durch eine Modellspezifikation angedeutet wurde, könnte sie beispielsweise reflektieren, dass es bestimmte Kapazitätsgrenzen der Justiz (z. B. Personal) und des Strafvollzugs (z. B. Gefängniszellen) gibt, die mit der beträchtlichen Steigerung der Betäubungsmittelvergehen nicht Schritt gehalten haben. Sie kann aber auch teilweise darauf zurückzuführen sein, dass aufgrund der Vielzahl der Anzeigen die Grundlagen für Verurteilungen tendenzielldürftiger geworden sind. Weiter kann vermutet werden, dass es zumindest in den Grossstädten inzwischen auf Drogenvergehen spezialisierte Anwälte gibt, die aufgrund ihrer Erfahrungen mit der Drogenproblematik relativ effektiv verteidigen. Insgesamt scheint zur Evaluation und Differenzierung dieser Auswahl möglicher Erklärungsansätze für die geringere Repressions-aktivität der Justiz weitere Arbeit notwendig.

Die Analyse der Dynamik der polizeilichen Aktivitäten erbrachte ein weniger eindeutiges Resultat als die Untersuchung zur Prohibitionsumsetzung seitens der Gerichte. Die Betrachtung der Entwicklung der Konsumanzeigen rela-

tiv zu allen Anzeigen für den Zeitraum 1984–93 zeigte eine annähernde Konstanz bzw. leichte Verminderung der Konsumanzeigen im Verhältnis zu sämtlichen Anzeigen wegen Vergehen im Sinne des Betäubungsmittelgesetzes. Ausgehend von geschätzten Konsumentenzahlen für die Jahre 1990–93 und den entsprechenden Daten über die Zahl der angezeigten Personen ergab sich aber eine Zunahme des Anteils der angezeigten Konsumenten (relativ zum jeweiligen Vorjahr). Unter der Annahme einer zumindest annähernden Zuverlässigkeit der Konsumentenschätzungen scheint sich daher die polizeiliche Repression zu Beginn der 90er Jahre verstärkt zu haben.

Diese Entwicklung könnte reflektieren, dass seit Beginn dieses Jahrzehntes Forderungen zur Liberalisierung der Drogenpolitik in der Schweiz erheblich an Popularität gewonnen haben. Eine solche Veränderung der Drogenpolitik würde vermutlich für Teile der Polizei erhebliche individuelle Anpassungskosten nach sich ziehen. Unterstellt man nun rationales und damit zielgerichtetes Verhalten, so ist ein erhöhtes Engagement der Polizei zur Rechtfertigung und Unterstützung des Status Quo der Drogenpolitik in der jüngsten Vergangenheit plausibel.

Eine derartige Interpretation ist mit Ergebnissen aus einer Reihe von Befragungen zu Einstellungen verschiedener Bevölkerungsgruppen (u. a. Apotheker, Drogenkonsumenten, Gymnasiasten, Mediziner, Polizisten, Studierende) zur Gestaltung der Drogenpolitik vereinbar, die im Lauf der letzten drei Jahre in der Region Bern durchgeführt wurden (vgl. Braun und Diekmann, 1996). Während alle anderen Bevölkerungsgruppen einer liberaleren Drogenpolitik im Sinne einer kontrollierten Heroinabgabe überwiegend positiv gegenüberstanden, äusserte das befragte Polizeipersonal eine klare Präferenz für eine Beibehaltung bzw. Verschärfung der jetzigen Drogenpolitik.

Ungeachtet der polizeilichen Motive könnte man argumentieren, dass die Entwicklung der polizeilichen Repression in der jüngsten Vergangenheit dem Befund der annähernden Konstanz bzw. geringen Verminderung des Anteils der Konsumanzeigen an allen Anzeigen widerspricht. Um diesen Einwand zu widerlegen, ist ein Blick auf die Logik der Prohibition und ihre Implikationen sinnvoll. Die hauptsächlich angebotsorientierte Drogenpolitik in deutschsprachigen Ländern soll vom Substanzgebrauch abschrecken und zum Entzug anregen. Die ihr zugrundeliegende Überlegung lautet: Unter sonst gleichen Bedingungen wird eine gesteigerte Durchsetzung der Drogenprohibition den Drogenpreis pro durchschnittlicher Dosis erhöhen und die Konsummenge senken. Diese (gewünschten) Effekte beruhen u. a. auf der Voraussetzung, dass rationale Anbieter und Nachfrager die (durch die Repression) erhöhten Kosten und Risiken hinnehmen und lediglich ihre Marktpläne entsprechend anpassen.

Eine differenziertere Betrachtung im Sinne der ökonomischen und soziologischen Theorie (z. B. Hartwig und Pies, 1995; Michaels, 1987; Pommerehne und Hart, 1991; Soref, 1981; Williamson, 1994) lässt jedoch erwarten, dass rationale Marktteilnehmer unter den Bedingungen einer verstärkten Repression ihrerseits Massnahmen zur Reduktion der dadurch anfallenden Kosten und Risiken ergreifen. Eine derartige Gegenmassnahme betrifft die veränderte Gestaltung der Transaktionen im Drogenmarkt (z. B. weitgehende Vermeidung anonymisierten Marktausches zugunsten langfristiger persönlicher Tauschbeziehungen). Eine andere Abwehrmassnahme bezieht sich auf den vermehrten Einsatz der Strategie der Preisdifferenzierung. Dabei handelt es sich beispielsweise um die Anwerbung von Neueinsteigern durch die Abgabe von Drogen unter dem Marktpreis bei gleichzeitig höheren Preisen für Abhängige, so dass letztere zur Suchtfinanzierung vermehrt auf Drogenhandel, Diebstahl, Prostitution etc. angewiesen sind.

Theoretisch ergibt sich als Konsequenz des erhöhten Repressionsdrucks eine zunehmende Differenzierung der Verteilungsstruktur im Schwarzmarkt, die sich in einer grösseren Zahl von Transaktionen durch konsumierende, jedoch weitgehend selbständige Kleinhändler niederschlägt.<sup>13</sup> Bei steigendem Verfolgungsdruck durch die Behörden muss daher der Anteil der Konsumanzeigen an allen Anzeigen wegen Betäubungsmittelvergehen nicht steigen. Der Befund einer seit Beginn der 90er Jahre eventuell verstärkten polizeilichen Aktivität ist deswegen mit einer nahezu unveränderten bzw. leicht abnehmenden Konsumrepression durchaus vereinbar.

Trotz der möglichen Zunahme der polizeilichen Bemühungen zur Durchsetzung der Drogenprohibition in den Jahren 1990–93 legt die Kombination sämtlicher Befunde die Schlussfolgerung nahe, dass die Drogenrepression in der Schweiz im Zeitraum 1984–93 nicht gestiegen ist. Diese Schlussfolgerung gilt zumindest für die gewählte Operationalisierung des Begriffs der Drogenrepression mittels Daten zur Entwicklung von Anzeigen und Verurteilungen, also unter Vernachlässigung potentiell wichtiger Dimensionen dieses Begriffs (z. B. verstärkte Präsenz an Szenetreffpunkten, Aufbau und Verwendung eines Datenbanksystems, Nutzung der verbesserten Kenntnis von Netzwerkstrukturen der Szene). Sie reflektiert, dass man die Zunahme der Zahl der Angezeigten zur geschätzten Konsumentenzahl aufgrund des sehr kurzen Zeitraum zwischen 1990 und 1993 nicht überbewertet sollte.

13 Weitere theoretische Überlegungen beziehen sich auf die durch eine verstärkte Durchsetzung der Drogenprohibition geförderte Marktkonzentration unter Grossdealern, eine Tendenz zur sozialen Schliessung der Angebotsseite im Drogenmarkt (d. h. die Entstehung von relativ abgeschotteten sozialen Netzwerken, wie z. B. jeweils ethnisch homogene Anbietergruppen in verschiedenen Marktsegmenten) sowie eine variierende Drogenqualität auf der Ebene des Endverbrauchers (z. B. durch Beimischungen anderer Substanzen seitens der Kleinhändler).

Dennoch weist der Befund einer zu Beginn der 90er Jahre potentiell verstärkten polizeilichen Durchsetzung der Prohibition darauf hin, dass in der jüngsten Vergangenheit eventuell eine Umkehr des Trends bezüglich der Richtung der Repression stattgefunden hat. Neben der systematischen Erhebung von Kennzeichen und Variablen lokaler Drogenmärkte zur Überprüfung einiger der skizzierten theoretischen Überlegungen zur Logik der Prohibition erscheint daher die Untersuchung der Entwicklungstendenz der Drogenrepression auch in der Zukunft als wünschenswert. Die hier beschriebene Modellierung relativen Wachstums kann hierbei wiederum Verwendung finden, obwohl sie natürlich keineswegs auf diesen Anwendungsfall beschränkt ist.

## LITERATURVERZEICHNIS

- Beckmann, Martin J., und Hans P. Künzi (1984), *Mathematik für Ökonomen III*, Berlin; Heidelberg; New York: Springer.
- Beckmann, Martin J., und Hans P. Künzi (1973), *Mathematik für Ökonomen I*, 2. Aufl., Berlin; Heidelberg; New York: Springer.
- Berck, Peter, und Knut Sydsæter (1993), *Economists' Mathematical Manual*, 2nd ed., Berlin; Heidelberg; New York: Springer.
- Brauer, Fred, und John A. Nohel (1986), *Introduction to Differential Equations with Applications*, New York: Harper & Row.
- Braun, Martin (1991), *Differentialgleichungen und ihre Anwendungen*, 2. Aufl., Berlin; Heidelberg; New York: Springer.
- Braun, Norman, Andreas Diekmann, Jonas P. Weber und Claudia Zahner (1995), *Die Berner Drogenszene*, Bern: Haupt.
- Braun, Norman, und Andreas Diekmann (1996), Einstellungen verschiedener Bevölkerungsgruppen zur Drogenpolitik, *Kriminologisches Bulletin*, 22, 89–98.
- Bundesamt für Statistik, 1995: *Statistisches Jahrbuch der Schweiz*, Zürich: Verlag Neue Zürcher Zeitung.
- Diekmann, Andreas, und Peter Mitter (1983), The Sickle Hypothesis: A Time-Dependent Poisson Model with Applications to Deviant Behavior and Occupational Mobility, *Journal of Mathematical Sociology*, 9, 85–101.
- Diekmann, Andreas, und Peter Mitter (1984), A Comparison of the „Sickle Function“ with Alternative Stochastic Models of Divorce Rates, in: Andreas Diekmann und Peter Mitter, Hrsg., *Stochastic Modelling of Social Processes*, Orlando: Academic Press, 123–153.
- Eidgenössisches Polizei- und Justizdepartment (1995), *Schweizerische Betäubungsmittelstatistik 1994*, Pressemitteilung vom 31.03.95, Bern.
- Erlei, Mathias, Hrsg. (1995), *Mit dem Markt gegen Drogen! Lösungsansätze für das Drogenproblem aus ökonomischer Sicht*, Stuttgart: Schäffer-Poeschel.
- Estermann, Josef, Verena Maag und Simone Rônez (1994), *Drogen und Strafrecht in der Schweiz*, Bern: Bundesamt für Statistik.
- Greene, William (1993), *Econometric Analysis*, 2nd ed., Englewood Cliffs: Prentice-Hall.
- Gujarati, Damodar N. (1988), *Basic Econometrics*, 2nd ed., New York: McGraw Hill.
- Harder, Theodor (1994), *Dynamische Analyse. Eine Einführung in die mathematischen Grundlagen für Sozialwissenschaftler*, Regensburg: Pustet.

- Hartwig, Karl H., und Ingo Pies (1995), *Rationale Drogenpolitik in der Demokratie: Wirtschaftswissenschaftliche und wirtschaftsethische Perspektiven einer Heroinvergabe*, Tübingen: Mohr.
- Knolle, Helmut (1996), Projekt „Quantitative Methoden der Trendanalyse des Drogenkonsums“, Zweiter Zwischenbericht, Universität Bern: Institut für Sozial- und Präventivmedizin.
- Michaels, Robert J. (1987), The Market for Heroin Before and After Legalization, in: Ronald Hamowy, Hrsg., *Dealing with Drugs: Consequences of Government Control*, Lexington, Mass.: Heath, 289–326.
- Pommerehne, Werner W., und Albert Hart (1991), Man muss den Teufel nicht mit dem Beelzebub austreiben wollen: Drogenpolitik aus ökonomischer Sicht, in: Wolfgang Böker und Joachim Nelles, Hrsg., *Drogenpolitik wohin?* Bern: Haupt, 241–270.
- Rehm, Jürgen (1995), Konsumformen und Verbreitung illegaler Drogen in der Schweiz, in: Herrmann Fahrenkrug, Jürgen Rehm, Richard Müller, Harald Klingemann und Regine Linder, *Illegal Drogen in der Schweiz 1990–1993*, Zürich: Seismo, 13–33.
- Soref, Michael (1981), The Structure of Illegal Drug Markets: An Organizational Approach, *Urban Life*, 10, 329–352.
- Williamson, Oliver E. (1994), Transaction Cost Economics and Organization Theory, in: Neil J. Smelser und Richard Swedberg, Hrsg., *The Handbook of Economic Sociology*, Princeton: Princeton University Press, 77–107.

Anschrift des Autors:

Ph. D. Norman Braun,  
Universität Bern, Institut für Soziologie,  
Lerchenweg 36, CH-3000 Bern 9

# **WIDERSPRUCH**

Beiträge zur  
sozialistischen Politik

**32**

## **Streit um Geschichte, Antisemitismus, Rassismus**

Geschichtsrevisionismus, Auschwitz-Leugner; Le Pens Front National, Haiders FPÖ; Postzionismus in Israel; Goldhagen-Kontroverse, C.G.Jungs Faschismus, Katholisch-konservativer Antisemitismus; Huntingtons „Kampf der Kulturen“; Nationalismus, Religion und Krieg

B. Bailer-Galanda, H. Stutz, L. Baier, W. Proissl, H. Hofbauer, M. Zimmermann, D. Claussen, R. Kühnl, H. Gess, J. Lang, Ch.P. Scherrer, A. Müller, A. Künzli

### Diskussion

G. Trepp: Wirtschaftskollaboration mit Nazi-Deutschland  
S. Elam: Nazi-Fluchtgelder in der Schweiz  
J. Picard: Schweizer „Judenpolitik“ aufarbeiten  
M. König: Zweiter Weltkrieg, Raubgold, Hehlerdienste  
M.C. Caloz-Tschopp: Rassistische Ausländer- und Asylpolitik

### Marginalien / Rezensionen / Zeitschriftenschau

16. Jg./Heft 32

Fr. 20.-

**196 Seiten, Fr. 20.-- / DM 20.-- (Abonnement 32.--/36.--)**  
zu beziehen im Buchhandel oder bei  
**WIDERSPRUCH, Postfach, CH - 8026 Zürich**  
**Probeheft anfordern** **Tel./Fax 01 / 273 03 02**