

Effekte der verstärkten Bekämpfung des Angebots harter Drogen

Von Norman Braun und Roger Berger*

Abstract

Despite many theoretical conjectures about regular drug use, illicit drug markets, and drug policy, there is a lack of relevant empirical evidence. This paper presents results of a systematic survey of regular drug users in the Swiss cities of Bern and Zürich. Its focus is on the observable market effects of a more severe suppression of drug supply by the police. After a short review of the survey and the research design, the paper starts with a brief description of similarities and differences between the local drug markets. It then asks for the effects a more severe suppression of hard drug supply has had at the level of the regular drug user. In sum, the empirical findings suggest that a more repressive practice of law enforcement agencies does not necessarily have the intended effects for central variables at the retail level of the illicit market.

Zusammenfassung

Trotz vieler theoretischer Überlegungen zu Drogenkonsum, Drogenmärkten und Drogenpolitik fehlt es bisher an einschlägiger empirischer Evidenz. Der vorliegende Artikel berichtet über eine koordinierte Befragungsstudie in den sichtbaren Drogenszenen der Schweizer Städte Bern und Zürich. Dabei stehen die beobachtbaren Effekte einer verstärkten Bekämpfung des Angebots an harten Drogen (Heroin, Kokain) seitens der Polizei im Mittelpunkt. Nach einem knappen Überblick zu den Erhebungen und dem Forschungsdesign werden zunächst einige Ähnlichkeiten und Unterschiede zwischen den Drogenszenen skizziert. Danach wird gefragt, welche Effekte die verstärkte Handelsrepression auf der Ebene des Drogenverbrauchers hatte. Insgesamt belegen die Befunde, dass eine repressivere Umsetzung der Drogenverbotspolitik keineswegs

* Wir danken Ben Jann, Jachen Curdin Nett, Bruno Nydegger Lory und Claudia Zahner für ihre Ideen und Unterstützung bei der Erhebung und Auswertung der zugrundeliegenden Daten. Für Kommentare und Verbesserungsvorschläge danken wir Peter Kriwy und zwei anonymen Gutachtern dieser Zeitschrift, für Anregungen und Diskussionen den Teilnehmern von Veranstaltungen der Bayerischen Suchtakademie, der Siemens-Stiftung, des Schweizerischen Nationalfonds und der Universitäten Bern, Erfurt, Halle, Heidelberg, München und Utrecht.

immer die erhofften Wirkungen auf zentrale Variablen auf der Einzelhandelsebene des illegalen Marktes hat.

JEL-Classification: C 61, D 81, D 84

Received: February 6, 2004

Accepted: July 24, 2007

1. Einleitung

Die Drogenverbotspolitik soll durch hinreichend hohe und ausreichend wahrscheinliche Strafen den Einstieg in den Handel und den Gebrauch bestimmter psychoaktiver Substanzen (z. B. harte Drogen wie Heroin und Kokain) verhindern und bereits aktive Verkäufer oder Käufer dieser Substanzen zum Ausstieg anregen. Damit wird unterstellt, dass aktuelle und potentielle Drogenmarktteilnehmer systematisch auf Anreize reagieren und ihre Marktpläne (Angebot und Nachfrage) entsprechend anpassen.

Betrachtet man zunächst nur die Verkäuferseite, so wirkt ein Verbot von Import, Produktion und Verkauf einer Droge ähnlich wie eine Angebotssteuer. Im Vergleich mit der Situation ohne Prohibitionsbemühungen existieren dann Risiken der Bestrafung für Schmuggler und Händler (z. B. Gefängnisstrafen). Daneben sind eventuell zusätzliche Ausgaben für die Vermeidung oder Reduktion von Bestrafungen (z. B. Anwaltskosten) und die Abwicklung von Transaktionen (z. B. wegen fehlender Rechtssicherheit) zu tragen. Als Folge der Verbotspolitik werden deshalb die Kosten eines Drogenanbieters pro Mengeneinheit steigen. Unter der Annahme anreizgeleiteten Verhaltens wird daher jede Dosis einer psychoaktiven Substanz zu einem höheren Preis als in einem legalen Markt angeboten werden. Bei einer gegebenen Nachfrage dürfte das Angebotsverbot und seine Durchsetzung somit den Drogenpreis erhöhen, während es die insgesamt abgesetzte Drogenmenge vermindert.

Wenn nun auch die Drogennachfrage durch Verbotsgesetze und repressive Massnahmen bekämpft wird, so bestehen im Vergleich zur Situation ohne Nachfrageverbot auch für Drogenkonsumenten jeweils Risiken der Bestrafung (z. B. Geldstrafen). Daneben liegen für sie gleichfalls Unsicherheiten vor, welche mit politikinduzierten Unvollkommenheiten des Schwarzmarktes zu tun haben. Fraglich ist z. B. die Produktqualität bei Schwarzmarktgeschäften. Daneben können u. U. beträchtliche Transaktionskosten (d. h. Aufwendungen für die Etablierung, Überwachung und Durchsetzung von Geschäften) auftreten. Unter der Annahme anreizgeleiteten Verhaltens werden diese Faktoren dazu führen, dass die Zahlungsbereitschaft eines Drogenkäufers pro Mengeneinheit sinkt. Prinzipiell dürfte daher jede Drogendosis zu einem geringerem Preis nachgefragt werden als in einer Situation ohne Nachfragerepression. Falls das Drogenangebot also bereits durch Verbotsgesetze beschränkt ist, müsste das

zusätzliche Nachfrageverbot zwar die absetzbare Drogenmenge vermindern, jedoch auch den Drogenpreis (relativ zur Situation mit alleiniger Handelsrepression) wieder reduzieren.

Es ist daher nicht verwunderlich, dass es beträchtliche Unterschiede zwischen europäischen Ländern bezüglich der Repression gegenüber Drogenbenutzern gibt (z. B. Niederlande vs. Frankreich oder Belgien). Trotz dieser Uneinigkeit bezüglich der Nachfragerrepression wird jedoch überall das Drogenangebot mit ähnlichen Gesetzen bekämpft (z. B. steigen die Strafen jeweils mit den umgesetzten Drogenmengen und der nachweisbaren Profitorientierung der Händler an). Eine angebotsorientierte Repressionspolitik ist aus der skizzierten Sicht verständlich: Kann die Verbotspolitik das Drogenangebot hinreichend senken, so dürfte unter sonst gleichen Bedingungen der Drogenpreis steigen und der Drogenkonsum fallen.

Wohl um zu gewährleisten, dass der Drogenpreis auch in einer Situation mit einer repressiven Politik gegen beide Marktseiten (Angebot und Nachfrage) zumindest höher liegt als in einer Situation ohne irgendwelche Verbotsbemühungen, übersteigen die Strafen für Drogenhändler in praktisch allen westlichen Staaten jeweils die Strafen für Drogenbenutzer. Zu erwarten ist unter diesen Bedingungen, dass durchgesetzte Verbotsgesetze (im Vergleich zu einem legalen Markt) die Drogenpreise erhöhen und den Drogenverbrauch einschränken. Tatsächlich gibt es empirische Evidenz für diese Hypothesen: In allen europäischen Ländern haben verbotene Substanzen hohe Preise pro Einheit, wenn man sie mit den jeweiligen Produktionskosten vergleicht. Zudem sind die Prävalenzraten des regelmässigen Gebrauchs verbotener Drogen überall erheblich kleiner als die des Gewohnheitskonsums legaler Vergleichssubstanzen (z. B. alkoholische Getränke oder Zigaretten).

Auf den ersten Blick scheint die Prohibitionspolitik somit zu funktionieren. Bei genauerem Hinsehen sind allerdings Zweifel an der langfristigen Wirksamkeit der Verbotspolitik angebracht. Entgegen den Intentionen der Prohibitionspolitik und den zumindest teilweise verstärkten Umsetzungsbemühungen in den USA und einigen westeuropäischen Staaten seit den 1980er Jahren gab es nämlich einen fallenden Trend der Einzelhandelspreise für harte Drogen, der zumindest bis zur Jahrtausendwende andauerte (z. B. Caulkins/Reuter, 1998; Farrell/Mansur/Tullis, 1996). Derartige Befunde scheinen mit theoretischen Argumenten zu korrespondieren, die u. a. von prominenten Ökonomen (wie z. B. Milton Friedman (1972, 1989) oder, im deutschsprachigen Raum, Werner Pommerehne und seinen Koautoren (z. B. Pommerehne/Hartmann, 1980; Pommerehne/Hart, 1991)) vorgebracht wurden: Danach werden anreizgeleitet handelnde Drogenmarktteilnehmer ihrerseits Anpassungsleistungen (z. B. bessere Ausnutzung von Netzwerkverbindungen, professionalisierte Organisation des Vertriebs) erbringen, welche die Bemühungen der Ermittlungsbehörden langfristig aushebeln können.

Teilweise ausgehend von diesem Grundargument sind in den letzten Jahrzehnten nicht nur in der Ökonomik eine Vielzahl von Beiträgen zum Suchtverhalten und Drogenmarktgeschehen sowie zur Drogenpolitik und ihren möglichen Wirkungen erschienen (z. B. Becker/Murphy, 1988; Becker/Grossman/Murphy, 1991; Berger, 2003; Boaz, 1990; Braun/Vanini, 2003; Dockner/Feichtinger, 1993; Erlei, 1992, 1995; Gersemann, 1996; Hartwig/Pies, 1995; Kleiman, 1989, 1992; Koboldt, 1995; Lee, 1993; Prinz, 1994, 1997; Thornton, 1991; Wichmann, 1992). Die vorgebrachten Überlegungen sind allerdings überwiegend theoretischer Natur. Zwar gibt es im deutschsprachigen Raum empirische Arbeiten zur Drogenthematik (z. B. Braun et al., 1995; Reuband, 1992, 1994), jedoch fehlt bisher eine systematische Feldstudie zum Drogenmarktgeschehen. Weitgehend unerforscht sind insbesondere Wirkungen einer verstärkten Handelsrepression auf zentrale Marktvariablen, die auf der Ebene des Drogenverbrauchers wesentlich sind (z. B. Preis, Menge und Qualität).

Diese Mängel haben zu koordinierten standardisierten Befragungen bei Verbrauchern und Kleinhändlern von Heroin und Kokain in Bern und Zürich geführt. In ihrem Rahmen konnten empirische Erkenntnisse zum Einzelhandelsgeschehen gewonnen werden, die zwischen den Städten vergleichbar waren. Aufgrund einer aufsehererregenden längerfristigen Verschärfung der Handelsrepression in der Stadt Bern war es durch ebenfalls koordinierte Zweiterhebungen in Bern und Zürich möglich, eine Datenbasis für eine Analyse politisch-induzierter Effekte zu schaffen.

Der vorliegende Artikel berichtet über einige zentrale Aspekte und Befunde dieser Befragungen (für weiterführende Details siehe Braun et al., 2001). Wir beschränken uns hier auf ausgesuchte und unveröffentlichte Befunde, die sich insbesondere auf Heroin und die Wirkungen der verschärften Umsetzung der Drogenpolitik beziehen. Im einzelnen weist der Artikel folgende Struktur auf: Nach einem knappen Überblick zu den Erhebungen, der Methodik und der zugrundeliegenden Analyselogik (Abschnitt 2) werden zunächst einige Ähnlichkeiten und Unterschiede zwischen den städtischen Drogenszenen skizziert (Abschnitt 3). Danach wird gefragt, ob die verstärkte Handelsrepression die gewünschten Effekte auf der Ebene der Heroinbenutzer hatte (Abschnitt 4). Schließlich werden die empirischen Befunde kurz in Verbindung mit drogenpolitischen Überlegungen diskutiert (Abschnitt 5).

2. Erhebungen und Forschungsdesign

Die Erhebungen wurden im Sommer 1997 (nach einem Vortest in Solothurn) mithilfe eines standardisierten Fragebogens durchgeführt. Der erste Teil der Fragen wurde durch eine befragende Person im Verlauf eines persönlichen Interviews ausgefüllt, der zweite Teil mit besonders heiklen Fragen (z. B. zu

beschaffungskriminellen Aktivitäten, Krankheiten und Prostitution) wurde von der befragten Person selbst beantwortet und in anonymisierter Form zurückgegeben.

Die Datenerhebungen konzentrierten sich auf die „sichtbaren Drogenszenen“ in den Städten Bern und Zürich.¹ Zur „sichtbaren Drogenszene“ einer Stadt zählten dabei alle Konsumenten von Heroin und Kokain, die Einrichtungen der jeweiligen Drogenhilfe aufsuchten und/oder sich an öffentlichen Szenetreffpunkten aufhielten. Nicht zur Untersuchungspopulation gehörten dagegen Personen, die harte Drogen nur im privaten Rahmen gebrauchten und Einrichtungen der Drogenhilfe nicht in Anspruch nahmen. Als Konsequenz informieren die in diesem Artikel referierten Befunde nicht über die „normale“ Bevölkerung oder die Teilgruppe der Benutzer, die ihre illegalen Substanzen verdeckt konsumieren. Sie beziehen sich vielmehr exklusiv auf den Teil der Konsumierenden harter Drogen, die aufgrund ihres vorhersehbaren Auftretens an bekannten Örtlichkeiten in den Städten für Befragungszwecke relativ leicht erfasst werden konnten.

Durch die systematische Variation der Befragungszeitpunkte, eine möglichst zeitgleiche Durchführung an verschiedenen Orten sowie der Abdeckung aller bekannten Treffpunkte und sämtlicher Drogeneinrichtungen wurde versucht, jedem Szeneangehörigen in jeder Stadt eine ähnliche Chance der Befragungsteilnahme zu geben. Zu betonen ist jedoch, dass es sich um Teilerhebungen der sichtbaren Drogenszenen handelt, die vom Ideal der Zufallsstichprobe abweichen. Ein Vergleich der wenigen hierfür geeigneten Stichprobenkennzahlen (insbesondere Alters- und Geschlechtsverteilungen) mit anderen Erhebungen ergibt zwar keinen Hinweis, dass Verzerrungen vorliegen. Die Wahrscheinlichkeit einer verzerrten Stichprobe wird überdies auch dadurch in Grenzen gehalten, dass ungefähr die Hälfte der Gesamtpopulation befragt werden konnte, wie eine entsprechende Schätzung für Bern ergab (vgl. Braun et al., 2001). Trotz aller Bemühungen konnten aber leider nicht alle Verzerrungen ausgeschlossen werden: Obwohl der Fragebogen in mehreren Sprachen vorlag, sind bestimmte Teilgruppen (v. a. Albaner) aufgrund von Verständigungsproblemen unterrepräsentiert. Zudem erwiesen sich Befragungen von Drogenkonsumierenden am „Straßenstrich“ als praktisch kaum durchführbar; die Mehrheit der sich prostituierenden Gruppe konnte allerdings anderswo befragt werden.

Falls tatsächlich eine unbeobachtete Verzerrung der Stichprobe vorliegt, dürften die verzerrten Merkmale mit den unterschiedlichen Befragungsorten in den einzelnen Städten korreliert sein. In den folgenden Regressionsanalysen auf der Grundlage der Methode der kleinsten Quadrate („Ordinary Least Squa-

¹ Im Jahr 1997 fanden zudem in der Stadt Basel entsprechende Befragungen statt. Die Basler Daten ($n = 348$) konnten mit den hier interessierenden Berner und Zürcher Daten verglichen werden. Abgesehen von den noch zu besprechenden Berner Besonderheiten ergaben sich dabei keine wesentlichen Auffälligkeiten.

res“, OLS) wird deshalb standardmässig eine entsprechende Clusterkorrektur (vgl. Rogers, 1993) vorgenommen, so dass die jeweiligen Testwerte unverzerrt sind. Im Gefolge von Huber (1967) und White (1980) werden zudem ausschliesslich Testwerte berichtet, die bezüglich der im Zusammenhang mit Querschnittsdaten oftmals auftretenden Heteroskedastizität bei OLS-Regressionen robust sind.

Keine Probleme ergaben sich auf Grund mangelnder Auskunftsfreude der Untersuchungspopulation. Wohl auch wegen einer Kompensation (Feuerzeug, Zigaretten, 5 CHF) war die Befragungsteilnahme nämlich ausgesprochen populär: Unter den Personen, die sich jeweils an den einzelnen Befragungsorten befanden, verweigerte fast niemand die Teilnahme. Nach dem Ausschluss von Mehrfachteilnehmern und extrem unvollständig ausgefüllten Fragebögen konnten 1997 insgesamt 624 Befragungen ausgewertet werden (Bern: $n = 288$, Zürich: $n = 336$).

Einige Monate nach Abschluss dieser Erhebungen (nämlich im Januar 1998) setzte in der Stadt Bern eine aufsehenerregende Änderung der polizeilichen Repression gegenüber dem Zwischen- und Grosshandel mit harten Drogen ein, die als Aktion „Citro“ bezeichnet und über das Jahr 1998 weitgehend durchgehalten wurde. Aus der Sicht der Drogenforschung erwies sich die (im Vergleich zum Vorjahr tatsächlich) verstärkte polizeiliche Repression gegenüber den Anbietern von illegalen Substanzen in Bern als eine günstige Gelegenheit zur vergleichenden Analyse ihrer Marktwirkungen auf der Einzelhandelsebene. Neben den ursprünglichen Berner Daten erforderte eine systematische Untersuchung allerdings brauchbare Bezugsdaten aus einer anderen Stadt – als Referenzfall erwies sich Zürich als geeignet, weil dort bereits 1997 erhoben wurde und im Jahr 1998 keine Änderung der polizeilichen Repression erfolgte. Im Sommer 1998 wurden deshalb zeitgleiche Wiederholungsbefragungen in Bern ($n = 198$) und Zürich ($n = 221$) durchgeführt.

Das Datenmaterial aus den Berner und Zürcher Erhebungen von 1997 und 1998 erlaubt zumindest die Beantwortung der Frage, ob die verschärfte Handelsrepression beabsichtigte Folgen für Variablen auf der Ebene der Drogenverbraucher hatte. Die Untersuchungen beruhen dabei auf einem einfachen Kalkül: Sie setzen jeweils voraus, dass eine natürliche quasi-experimentelle Versuchsanordnung vorgelegen hat (z. B. Rosenzweig/Wolpin, 2000). Dementsprechend können die Berner und Zürcher Daten aus den 97er Erhebungen systematisch mit denen aus den 98er Befragungen in Bern (Aktion „Citro“) und der „Kontrollstadt“ Zürich (keine Aktion „Citro“) verglichen werden, wobei die durch die rigorosere Bekämpfung des Drogenhandels eventuell bedingten Veränderungen von zentralen Variablen auf der Einzelhandelsebene des illegalen Marktes (z. B. Verbraucherpreis, Konsummenge, Anbieterzahl) im Mittelpunkt stehen. Entsprechend der polizeilichen Schwerpunktsetzung kann man z. B. bei den einschlägigen OLS-Regressionen davon ausgehen, dass 1998 in Bern eine stärkere Handelsrepression als in Zürich vorgelegen hat.

Bevor die wichtigsten Ergebnisse des stadt- und zeitbezogenen Vergleichs zu Konsequenzen einer verschärften Bekämpfung des Angebots harter Drogen referiert werden, stehen jedoch allein die 97er Daten im Vordergrund. Von Interesse ist dabei u. a., ob und ggf. wie sich die städtischen Datensätze unterscheiden.

3. Städte- und Szenenvergleich

Bevor zentrale Ähnlichkeiten und Unterschiede zwischen den städtischen Drogenszenen besprochen werden, empfiehlt sich eine kurze Charakterisierung der Befragungsorte Bern (ca. 130.000 Einwohner) und Zürich (ca. 360.000 Einwohner) bezüglich ihrer wirtschaftlichen Situation und dem geschätzten Anteil von regelmäßigen Benutzern harter Drogen.

3.1 Wohlstand und Drogenprävalenz

Den Städten gemeinsam ist ein sehr hohes Pro-Kopf-Einkommen. So lag z. B. das Bruttosozialprodukt pro Einwohner zum Befragungszeitpunkt in den Städten bei ca. 3.300 US-Dollar pro Monat. Damit übersteigt dieser Wohlstandsindikator erheblich die etwa 2.300 US-Dollar, die in der Bundesrepublik Deutschland das mittlere monatliche Bruttosozialprodukt pro Kopf zum Befragungszeitpunkt ausmachten. Zum Untersuchungszeitpunkt waren überdies die Schweizer Wirtschaftsdaten (z. B. Arbeitslosenquote, Wachstumsrate) klar besser als die deutschen Vergleichswerte.

Trotz (oder wegen) ihrer relativ guten ökonomischen Situation wies die Schweiz damals allerdings eine höhere Prävalenzrate des Drogengebrauchs auf. Estermann (1997), Knolle (1997) sowie Zwahlen/Neuenschwander (1997) schätzten mit unterschiedlichen Methoden (Capture-Recapture-Ansatz, Hochrechnung aus Anzeigedaten mithilfe von Annahmen über die Verteilung der Anzeigerate) die Zahl der Dauergebraucher harter Drogen in der Schweiz. Nach ihren Ergebnissen betrug sie zwischen 30.000 und 42.000 (d. h. 4–6 Konsumenten harter Drogen pro 1.000 Einwohner). Dagegen war die deutsche Prävalenzrate mit 1–3 Personen pro 1.000 Einwohner (z. B. Linder, 1995) offenbar geringer.

Weil sich Drogenprobleme auch in der Schweiz eher in den Städten als auf dem Land konzentrieren, waren die Prävalenzraten des regelmäßigen Konsums harter Drogen in den Befragungsorten höher als die nationale Rate. Rehm (1995) berichtet z. B. Schätzintervalle für die relevanten Prävalenzraten in Schweizer Städten, wonach nach einer Rundung am Mittelwert die Zürcher Rate damals 7 pro 1.000 Einwohner betrug.

Derartige Schätzungen beziehen sich allerdings nicht nur auf die sichtbaren Szenen. Lediglich für die Stadt Bern wurde durch einen systematischen Ab-

gleich der Zahl verwendeter Spritzen, der mittleren Injektionshäufigkeit in der sichtbaren Szene und dem Anteil der intravenös konsumierenden Befragten in einer früheren Studie (Braun et al., 1995) eine Prävalenzrate für den „harten Kern“ der Benutzer harter Drogen von 5 pro 1.000 Einwohner ermittelt. Dieser Schätzwert für die relative Größe der sichtbaren Berner Szene konnte mit den 1997 erhobenen Daten reproduziert werden (Braun et al., 2001). Weil davon auszugehen ist, dass es auch in Bern Konsumenten gibt, die nicht der sichtbaren Szene zuzurechnen sind, dürfte die Berner Prävalenzrate des regelmäßigen Konsums harter Drogen etwa im Bereich der Zürcher Rate (7 pro 1.000 Einwohner) liegen.

3.2 Ähnlichkeiten und Unterschiede

Im Rahmen des systematischen Vergleichs der Berner und Zürcher Datensätze ergaben sich u. a. folgende Gemeinsamkeiten:

- In beiden Drogenszenen betrug das Zahlenverhältnis von Männern zu Frauen etwa 3:1. Die Altersverteilungen in den städtischen Szenen waren ähnlich (Mittelwert: 30 Jahre, Standardabweichung: 6 Jahre), wobei Frauen im Durchschnitt jeweils etwas jünger gewesen sind.
- Der Drogenkonsum bezog sich in beiden Orten überwiegend auf Heroin, wobei die Injektion für etwa 80 % der jeweiligen Befragten die dominante Applikationsform war. Weder in Bern noch in Zürich existierte eine vollständig homogene Verbraucherpopulation. In beiden Orten gab es insbesondere Gelegenheitskonsumenten, Heroinraucher (Folienraucher) und injizierende Benutzer, wobei sich die Größe der einzelnen Segmente zwischen den Städten nicht signifikant unterschied.
- Das Einstiegsalter in den Gebrauch von Heroin war in beiden Szenen ähnlich. Auch bezüglich der bisherigen Konsumdauer von Heroin zeigte sich kein wesentlicher Unterschied zwischen den Städten. Die „typische“ Konsumgeschichte (d. h. die Sequenz des Einstiegs in den Gebrauch verschiedener Substanzen des durchschnittlichen Konsumenten) verlief in beiden Orten analog.
- Es konnte kein nennenswerter „Drogentourismus“ (gemessen über Staatsangehörigkeit, Hauptwohnsitz, Aufenthaltsdauer am Befragungsort) nachgewiesen werden. Bei Drogengeschäften spielte jeweils die innerstädtische Vernetzung eine herausragende Rolle (u. a. Vermeidung von Käufen bei Unbekannten), wobei typische Geschäfte durch den sofortigen Austausch von Geld und Ware gekennzeichnet waren. Netzwerkkontakte dienten insbesondere der Sicherstellung der Drogenqualität und der Realisierung von Preisvorteilen. Sie waren zudem zentral für das Zustandekommen untypischer Transaktionen (wie z. B. Kommissionsgeschäften).

Neben diesen Gemeinsamkeiten ergaben sich auch klare Unterschiede zwischen der Berner und der Zürcher Drogenszene:

- In Bern wurden im Durchschnitt die größeren Mengen von Heroin konsumiert, jedoch lag dort auch die höhere Varianz des Verbrauchs vor.
- In Bern existierte ein höherer Anteil injizierender Personen als in Zürich. Zudem spritzten sich die in Bern intravenös konsumierenden Personen ihre Drogen im Mittel öfter als die Zürcher Vergleichsgruppe (nämlich: viermal pro Tag).
- In Bern gab es, bei weniger Einrichtungen der Drogenhilfe (z. B. Anlaufstellen) als Zürich, den größeren Anteil stark verletzter Konsumenten (z. B. höchster Obdachlosenanteil).
- In Bern finanzierten mehr Personen ihren Unterhalt und Drogenkonsum hauptsächlich durch illegale Aktivitäten (Drogenverkauf, Diebstahl), gleichzeitig war dort der Anteil der Konsumierenden mit legaler Erwerbsarbeit geringer als Zürich.
- In Bern war die Repressionserfahrung (gemessen durch die Zahl der Kontrollen bzw. Anzeigen im Monat vor der Befragung) im Mittel höher als in Zürich.

Unterstellt man die Gültigkeit der erwähnten stadtsspezifischen Prävalenzraten bezüglich des regelmäßigen Gebrauchs harter Drogen, so ergibt sich aus der Kombination der erörterten Gemeinsamkeiten und Unterschiede zwischen den untersuchten Drogenszenen eine für die politische Diskussion relevante Beobachtung: Unter sonst weitgehend gleichen Bedingungen kann eine vergleichsweise rigorose Nachfragerepression seitens der Polizei bei einer gleichzeitig geringeren Zahl von Drogenhilfeeinrichtungen mit gesundheitlich riskanteren Verbrauchsmustern, stärkeren Verletzungstendenzen und höherer Beschaffungskriminalität der Drogenbenutzer einhergehen. Diese Beobachtung erlaubt keine kausale Interpretation. Man kann sie lediglich als ein Indiz gegen überzogene Erwartungen bezüglich der Möglichkeiten und Wirkungen der Nachfragerepression bei bereits aktiven Drogenbenutzern betrachten. Auch deshalb stellt sich die Frage nach Effekten einer verschärften Bekämpfung des Drogenangebots für den Drogenverbraucher.

4. Verstärkte Angebotsrepression und ihre Folgen

Zur Prüfung der effektiven Wirkungen einer verschärften Handelsrepression auf der Ebene des Drogeneinzelhandels werden die Berner und Zürcher Datensätze von 1997 und 1998 bezüglich Heroin systematisch miteinander verglichen. Ausgangspunkt dabei ist, dass sich die relativ zum Vorjahr verschärfte Handelsrepression (Aktion „Citro“) in der Stadt Bern explizit gegen nicht kon-

sumierende Zwischen- und Großhändler („money dealer“) richtete.² Die Gruppe der Verbraucher und Kleinhändler war von ihr somit nicht selbst betroffen; tatsächlich gaben die Befragten im Vergleich zu 1997 keinen höheren Repressionsdruck an. War die verstärkte Handelsrepression aber hinreichend effektiv, so müsste sie sich aus theoretischer Sicht aufgrund der Marktinterdependenzen dennoch auf der Einzelhandelsebene niedergeschlagen haben.

4.1 Einige theoretische Argumente

Prinzipiell kann eine verstärkte Handelsrepression dazu führen, dass sich Zwischenhändler die nun erhöhten Risiken einer Erfassung und Bestrafung und die damit verknüpften zusätzlichen Ausgaben für die Strafvermeidung direkt über höhere Preise vergüten lassen. Falls nämlich der Konkurrenzdruck unter den Händlern durch sukzessive Festnahmen immer mehr abnimmt, müssten diese Preisforderungen für die verbliebenen Anbieter bei gegebener Nachfrage auch durchsetzbar werden. Im Gefolge einer effektiven Verstärkung der Handelsrepression wird es danach zu einer Steigerung des Einzelhandelspreises von Heroin kommen. Zur empirischen Prüfung dieser Hypothese ist zu untersuchen, ob die stärkere Bekämpfung des Drogenhandels den Endverbraucherpreis von Heroin bei Kontrolle möglicher anderer Einflussfaktoren (z. B. Ort, Zeit) erhöht.

In diesem Zusammenhang ist allerdings auch denkbar, dass es auf der Einzelhandelsebene zu einem „Nulleffekt“ kommt. Falls nämlich ein wesentlicher Teil der Versorgung der Drogenbenutzer durch selbst konsumierende Kleinhändler geschieht, könnte folgende Überlegung gelten: Obwohl sich die Preise auf der Zwischenhandlerebene als Folge der verschärften Politik gegen den Drogenhandel erhöht haben, werden diese Mehrkosten von den selbst konsumierenden Kleinhändlern nicht auf ihre Kunden überwältzt, da auf dieser Marktebene der Konkurrenzdruck zu stark ist.³ Dieser Gedankengang kann geprüft werden, wenn man die Entwicklung der Einkaufspreise der selbst konsumierenden Kleinhändler bei stärkerer Umsetzung der Handelsrepression unter Berücksichtigung anderer Einflüsse (z. B. Ort, Zeit) untersucht.

² Die Aktion „Citro“ war politisch motiviert durch die (tatsächliche oder vermeintliche) Zunahme von ausländischen, illegal eingereisten Drogenhändlern. Das verschärfte Vorgehen gegen den Drogenhandel im Jahr 1998 manifestierte sich (laut polizeilicher Mitteilung vom September 1999) in insgesamt 53.744 zusätzliche Arbeitsstunden, in denen u. a. 751 Anzeigen und 204 Bargeldkonfiszierungen (331.286 CHF) erfolgten.

³ Diese Hypothese leuchtet im Zusammenhang mit der verstärkten Berner Repression gegen den Zwischen- und Großhandel durchaus ein: Einerseits waren konsumierende Einzelhändler von „Citro“ ja nicht direkt betroffen, andererseits sind sie aufgrund ihrer Sucht auf den Kleinhandel angewiesen. Als Konsequenz müssten konsumierende Kleinanbieter weniger schnell aus dem Markt ausscheiden als reine „money-dealer“, wodurch der Konkurrenzdruck auf der Einzelhandelsebene weitgehend konstant bleiben dürfte.

Aus theoretischer Sicht ist der Verbraucherpreis üblicherweise mit der umgeschlagenen Menge in einem Markt negativ verknüpft. Wenn die Aktion „Citro“ eine entsprechende Preiswirkung hatte, müsste die konsumierte Heroinmenge in Bern zwischen 1997 und 1998 zurückgegangen sein. Unabhängig von ihrem etwaigen Preiseffekt ist das Ziel stärkerer staatlicher Repression des Drogenmarktes zweifellos die Reduktion des Drogenkonsums. Losgelöst von der Preisentwicklung kann man daher fragen, ob die erhöhte Handelsrepression die übliche Konsummenge von Heroin vermindert, wenn man für andere Einflüsse (z. B. Ort, Zeit) statistisch kontrolliert.

Gegen die Vermutung steigender Preise und sinkender Verbrauchsmengen könnte man einwenden, dass der erhöhte Repressionsdruck nicht direkt weitergereicht werden muss. Die Illegalität des Marktes und die dadurch fehlenden Qualitätskontrollen ermöglichen es ja, den Stoff durch Beimischungen anderer Substanzen (z. B. Milchkpulver) zu strecken. Dieselbe Menge kann dann für denselben Preis verkauft werden, ohne dass für den Käufer sofort erkennbar ist, dass er effektiv weniger Heroin bekommt. Erst beim späteren Konsum wird die verdeckte Preiserhöhung deutlich – zur Erzielung eines bestimmten physiologischen Effektes muss bei einer verminderten Drogenreinheit eine grössere Menge verbraucht werden. Sofern die Händlerstrategie der Minderung der Heroingüte im Gefolge der stärkeren polizeilichen Aktivität gegenüber dem Drogenhandel tatsächlich relevant war, müsste die Berner Stoffqualität von 1997 bis 1998 abgenommen haben und die Qualitätsabsenkung in Bern müsste stärker ausgefallen sein als eine etwaige Qualitätsreduktion in Zürich. Diese Vermutungen können empirisch geprüft werden, weil in Bern und Zürich im Jahr 1998 nach einer eventuellen Veränderung der Stoffgüte seit dem letzten Sommer gefragt wurde und bei sämtlichen Erhebungen (also 1997 und 1998 in beiden Städten) jeweils die Stoffgüte in den letzten vier Wochen einzuschätzen war.

In den Berner und Zürcher Erhebungen von 1997 und 1998 wurden die Konsumenten zudem um die Angabe der Anzahl ihrer Dealer in den letzten vier Wochen gebeten. Hintergrund war dabei die von der politischen Intention geleitete theoretische Vermutung, dass die verstärkte Bekämpfung des Drogenhandels auch die Zahl der Anbieter auf der Einzelhandelsebene des illegalen Marktes verringern wird. Bei ihrer empirischen Prüfung empfiehlt sich abermals die Berücksichtigung weiterer möglicher Einflüsse (z. B. Ort, Zeit). Dies wird deutlich, wenn man sich mit den für die vorliegenden Daten geeigneten Analyseverfahren beschäftigt.

4.2 Logik der Analysen

Das quasi-experimentelle Design, das sich durch die Ersterhebungen von 1997 und die Wiederholungsbefragungen von 1998 in Bern und Zürich ergab, erlaubt eine empirische Prüfung der theoretischen Überlegungen zu den

potenziellen Korrelaten der verstärkten Handelsrepression. Aufgrund der vorliegenden quasi-experimentellen Datenstruktur empfiehlt sich hierfür jeweils eine „Differenz in Differenzen“ (DiD)-Schätzung. Die Grundidee der DiD-Schätzung wird deutlich, wenn man den potenziellen Effekt der im Jahr 1998 in Bern erhöhten Handelsrepression auf eine Variable x mithilfe des Erwartungsoperators $E(\cdot)$ schreibt: $E(d_x) = E(x|1998, \text{Bern}) - E(x|1997, \text{Bern}) - [E(x|1998, \text{Zürich}) - (E(x|1997, \text{Zürich})]$, wobei d_x die Differenz bezüglich der Variable x bezeichnet. Im Rahmen einer DiD-Schätzung bezüglich der Variable x berechnet man im vorliegenden Fall also die Differenz der Differenzen der bedingten Erwartungswerte von x , wobei die Bedingungen jeweils die stadtspezifischen Erhebungen von 1998 und 1997 festlegen.

Zur weiteren Verdeutlichung sind binär kodierte Variablen einzuführen: b_j repräsentiert das Jahr der Erhebung, wobei das Jahr 1998 den Wert 1 hat; b_s erfasst die Stadt der Erhebung und weist für Bern den Wert 1 auf; b_c ist eine Dummy-Variable bezüglich der Aktion „Citro“, die den Wert 1 nur dann annimmt, wenn man von dieser 1998 in Bern erfolgten Politikänderung betroffen war. Man kann b_c daher auch mithilfe der beiden anderen dichotomen Variablen definieren: $b_c := b_j b_s$, so dass $b_c = 1$ für $b_j = 1$ und $b_s = 1$, aber $b_c = 0$ sonst. Zur Feststellung eines möglichen Effektes von „Citro“ auf eine erhobene metrische Variable x erscheint nun die Schätzung des folgenden OLS-Regressionsmodells sinnvoll:

$$x = \alpha_x + \beta_{xc} b_c + \beta_{xj} b_j + \beta_{xs} b_s ,$$

in der α_x den durchschnittlichen Wert von x aus der 1997er Zürcher Erhebung angibt. Der Regressionskoeffizient β_{xj} erfasst einen eventuellen stadtübergreifenden Einfluss der zeitlichen Veränderung von 1997 bis 1998 auf den durchschnittlichen Wert von x , während der Regressionskoeffizient β_{xs} einen etwaigen zeitinvarianten Unterschied des durchschnittlichen Wertes von x in Bern und Zürich angibt. Dagegen drückt der Regressionskoeffizient β_{xc} aus, welchen Effekt die Aktion „Citro“ auf den mittleren Wert von x im Jahr 1998 in Bern gehabt hat. Anders formuliert: Der Regressionskoeffizient β_{xc} entspricht dem DiD-Schätzer $E(d_x)$.

Unterscheidet sich der DiD-Schätzer $E(d_x) = \beta_{xc}$ signifikant in der postulierten Richtung von Null, so könnte man eine Interpretation der in 1998 rigoroseren Bekämpfung des Drogenhandels im Sinne eines kausalen Effektes auf die Variable x versuchen. Wie der einschlägige Überblick von Meyer (1985) aufzeigt, sind für eine etwaige kausale Deutung jeweils geeignete identifizierende Annahmen unverzichtbare Voraussetzungen. Derartige Annahmen sollen weitgehend sicherstellen, dass zwischen den Untersuchungsgruppen hinreichende Ähnlichkeiten bestehen und sich somit die fehlende Zufallszuweisung der Befragten auf die Städte und Erhebungsjahre nicht wesentlich bemerkbar macht. Aus der in Braun et al. (2001) genau dokumentierten Unter-

suchung der städtischen Szenen nach ihren Gemeinsamkeiten und Unterschieden ist allerdings eine Sonderstellung von Bern bezüglich einiger wichtiger Aspekte (z. B. Konsummenge, Repressionserfahrung, Verelendung) bekannt. Im Folgenden werden deshalb kausale Interpretationen der empirischen Befunde aus der skizzierten DiD-Schätzung weitgehend vermieden. Stattdessen wird geprüft, ob die obigen theoretischen Überlegungen zu den vermutlichen Wirkungen einer verstärkten Umsetzung des Drogenhandelsverbots auf Preise, Verbrauch, Händlerzahl und Stoffqualität mit den aus der Datenanalyse resultierenden Zusammenhängen vereinbar sind.

4.3 Empirische Befunde

Entsprechend den obigen Ausführungen beschränken sich die empirischen Resultate und ihre Deutungen weitgehend auf etwaige Beziehungen zwischen einerseits der verschärften Umsetzung der Handelsrepression und andererseits den Heroinpreisen, der Heroinkonsummenge, der Heroinqualität und der Zahl der Heroinhändler. In den einschlägigen Regressionen wird jeweils für Kovariaten mitkontrolliert; diese Kontrollvariablen sind in den Anmerkungen von *Tabelle 1* und *Tabelle 2* angegeben, ohne dass ihre jeweils signifikanten Effekte ausgewiesen und diskutiert werden.

Tabelle 1

Lineare OLS-Regressionen des Verbraucherpreises pro Gramm Heroin und des Kleinhändlereinkaufspreises pro Gramm Heroin auf die in 1998 verstärkte Berner Handelsrepression (Aktion „Citro“) bei Kontrolle des Jahres, der Stadt und weiteren Kovariaten*

Konstante und Dummy-Variablen	Verbraucherpreis (n = 939) Schätzwert (t-Wert)	Einkaufspreis (n = 373) Schätzwert (t-Wert)
Konstante	96,191 (39,23)	67,247 (16,40)
„Citro“ (ja = 1)	–16,380 (–4,69)	–6,891 (–1,30)
Jahr (1998 = 1)	6,742 (2,43)	3,989 (0,82)
Stadt (Bern = 1)	17,222 (7,17)	8,028 (2,65)
Anpassungsgüte R ²	0,128	0,067

* Neben den ausgewiesenen Variablen wird in beiden Regressionen für die Heroinkonsummenge in Gramm kontrolliert. Die Regression des Verbraucherpreises kontrolliert überdies für Sucht (erfasst durch eine binäre Variable des täglichen Konsums harter Drogen); die Regression des Einkaufspreises der Kleinhändler kontrolliert zudem für eine etwaige Tätigkeit für Dealer (ja = 1). Alle t-Werte sind im Sinne von Huber (1967) und White (1980) für etwaige Heteroskedastizität und im Sinne von Rogers (1993) für etwaige Clusterbildungen bezüglich der jeweiligen Erhebungsorte in den einzelnen Städten korrigiert.

Heroinpreise

Tabelle 1 berichtet die Resultate von OLS-Regressionen des Heroinverbraucherpreises (p) und des Einkaufspreises von Heroinkleinhändlern (k) auf die 1998 in Bern verstärkte Handelsrepression insbesondere bei Kontrolle des Jahres und der Stadt. Entgegen den theoretischen Vermutungen sind mit der Aktion „Citro“ in Bern demnach keine Preiserhöhungen einhergegangen – weder der Verbraucherpreis von Heroin noch der Einkaufspreis der Kleinanbieter von Heroin sind gestiegen.

Als DiD-Schätzer für den durchschnittlichen Verbraucherpreis im Gefolge der schärferen Handelsverbotsumsetzung erhält man $E(d_p) = \beta_{pc} = -16,380$ CHF pro Gramm Heroin. Somit ist der mittlere Preis der von „Citro“ betroffenen Heroinverbraucher gefallen, wobei sich diese Preisreduktion bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,05 signifikant von Null unterscheidet. Bemerkenswert ist diese Berner Preisverminderung durch die Handelsrepressionsverschärfung insbesondere deshalb, weil 1998 der mittlere Verbraucherpreis im Vergleich zum Vorjahr signifikant um den Regressionskoeffizienten $\beta_{pj} = 6,742$ CHF pro Gramm Heroin gestiegen ist. Der Berner Preisverfall hat dabei zu einer weitgehenden Angleichung zwischen dem mittleren Endverbraucherpreis in Bern und Zürich geführt. Diese Interpretation ergibt sich, weil der Berner Preisverfall ungefähr dem signifikanten zeitinvarianten Aufschlag des Berner Endverbraucherpreises relativ zum Zürcher Benutzerpreis entspricht, der durch den Regressionskoeffizienten $\beta_{ps} = 17,222$ CHF pro Gramm Heroin angegeben wird.

Tabelle 2

Lineare OLS-Regressionen der Heroinkonsummenge und der Heroinkäuferzahl auf die in 1998 verstärkte Berner Handelsrepression (Aktion „Citro“) bei Kontrolle des Jahres, der Stadt und weiteren Kovariaten*

Konstante und Dummy-Variablen	Konsummenge ($n = 923$) Schätzwert (t -Wert)	Händlerzahl ($n = 909$) Schätzwert (t -Wert)
Konstante	19,251 (4,62)	4,627 (5,67)
„Citro“ (ja = 1)	-7,051 (-2,31)	0,728 (1,03)
Jahr (1998 = 1)	-3,943 (-2,35)	-1,428 (-2,78)
Stadt (Bern = 1)	8,329 (2,88)	1,007 (1,42)
Anpassungsgüte R^2	0,279	0,092

* Neben den ausgewiesenen unabhängigen Variablen werden in beiden Regressionen folgende Variablen kontrolliert: Einkommen in CHF, Tätigkeit für Dealer (ja = 1), Verbraucherpreis in CHF pro Gramm und Qualität des Heroins (zumindest mittlere und/oder nichtschwankende Qualität = 1). Die Regression der Konsummenge kontrolliert zudem für Sucht (erfasst durch eine binäre Variable des täglichen Konsums harter Drogen); die Regression der Anbieterzahl kontrolliert überdies für den regelmäßigen Heroinkauf an Szenetreffpunkten (ja = 1). Alle t -Werte sind im Sinne von Huber (1967) und White (1980) für etwaige Heteroskedastizität und im Sinne von Rogers (1993) für etwaige Clusterbildungen bezüglich der jeweiligen Erhebungsorte in den einzelnen Städten korrigiert.

Eine analoge Deutung ist bezüglich der Entwicklung des Einkaufspreises der Heroinkleinhändler in Bern möglich. Zwar ist hier nur ein Schätzwert auf dem Signifikanzniveau von 0,05 statistisch signifikant. Jedoch bewegen sich der DiD-Schätzer $E(d_k) = \beta_{kc} = -6,891$ CHF pro Gramm Heroin und der Regressionskoeffizient $\beta_{ks} = 8,028$ CHF pro Gramm Heroin betragslich in einer ähnlichen Größenordnung. Man kann deshalb argumentieren, dass die Aktion „Citro“ tendenziell mit einer Abschmelzung des zeitinvarianten Aufschlages einhergegangen ist, den Berner Kleinhändler im Vergleich zu Zürcher Kleinanbietern jeweils im Mittel pro Gramm Heroin zahlen mussten. Diese Annäherung erklärt auch, wieso es während der Aktion „Citro“ nach den in Braun et al. (2001) dokumentierten Resultaten zu keiner Wanderungsbewegung von Berner Konsumenten und Kleinhändlern nach Zürich kam.

Heroinkonsummenge

Die in *Tabelle 2* berichteten Ergebnisse der OLS-Regression der monatlichen Heroinkonsummenge (q) weisen gleichfalls auf eine „Normalisierung“ der Berner Verhältnisse hin. Dies wird deutlich, wenn man den signifikanten DiD-Schätzer $E(d_q) = \beta_{qc} = -7,051$ Gramm Heroin mit dem ebenfalls signifikanten Regressionskoeffizienten $\beta_{qs} = 8,329$ Gramm Heroin vergleicht. Letzterer gibt die zeitinvariante Differenz in Gramm Heroin an, die der durchschnittliche monatliche Verbrauch dieser Substanz in Bern über ihrer mittleren Konsummenge in Zürich liegt. Im Gefolge von „Citro“ scheint sich damit die mittlere monatliche Verbrauchsmenge an Heroin in beiden Städten angenähert zu haben.

Nach den Schätzergebnissen ist es zudem ohnehin zu einer Verbrauchsreduktion im Zeitablauf gekommen. Dies wird deutlich, wenn man die in 1998 im Vergleich zum Vorjahr verminderte durchschnittliche Heroinkonsummenge pro Monat zur Kenntnis nimmt, die durch den signifikanten Regressionskoeffizienten $\beta_{qj} = -3,943$ Gramm Heroin angezeigt wird. Auch deshalb stützen die vorliegenden Daten nur bedingt die theoretische Überlegung, wonach eine stärkere Umsetzung des Drogenhandelsverbots die monatliche Konsummenge von Heroin reduziert.

Heroinqualität

Anhand der Befragungsdaten von 1997 und 1998 zeigt sich bekanntlich, dass durch „Citro“ im Berner Heroinmarkt keine Preiserhöhung induziert wurde. Dies gilt sowohl für die Durchschnittspreise aller Konsumenten als auch für die Einkaufspreise von selbst konsumierenden Kleinhändlern. Die durchschnittlichen Heroinpreise pro Gramm sind in Bern nach der Aktion „Citro“ sogar gesunken (signifikant für den Verbraucherpreis, nicht signifikant für den Einkaufspreis der Kleinanbieter). Insgesamt hatte die verstärkte Handels-

repression in Bern also keine gewünschten Preiseffekte. Allerdings kann durch substanzfremde Beimischungen die Heroinqualität pro Mengeneinheit vermindert werden, weshalb verdeckte Preiserhöhungen mit der Aktion „Citro“ korrespondieren könnten.

Zur Prüfung dieses Gedankengangs sind zunächst die Antworten auf die 1998 gestellte Frage nach der Veränderung der Stoffgüte seit dem letzten Sommer zu betrachten: In Bern gaben 57,7 % der Antwortenden an, dass sich die Heroinqualität verschlechtert habe; in Zürich behaupteten dies allerdings auch 53 % der zur Qualitätsänderung antwortenden Personen. Man kann daher davon ausgehen, dass die Mehrheit der Konsumierenden entweder die frühere Drogenqualität nostalgisch „verklärte“ oder dass sich sowohl in Zürich als auch in Bern für viele Marktteilnehmer tatsächlich eine Qualitätsverschlechterung ergab. In beiden Fällen hat die Heroinqualität aber wenig mit der jeweiligen Verbotsumsetzung zu tun.

Zusätzlich erlaubt die in allen Erhebungen gestellte Frage nach der Stoffgüte in den letzten vier Wochen eine andere Prüfung des Arguments einer verdeckten Preiserhöhung durch Qualitätsmanipulationen im Gefolge von „Citro“. Für den systematischen Vergleich des Antwortverhaltens kann man die Angaben zur Heroinqualität dichotomisieren (zumindest mittlere und/oder nichtschwankende Qualität vs. schlechte und/oder schwankende Qualität) und jeweils nach den stadtspezifischen Erhebungen (1997 vs. 1998) unterscheiden. In jeder Kombination von Ort und Zeitpunkt ergibt sich dann dieselbe Modalkategorie (nämlich: zumindest mittlere und/oder nichtschwankende Qualität). Dabei unterscheiden sich die mit dieser Modalkategorie verknüpften Häufigkeiten sowohl in Zürich als auch in Bern zwischen den Erhebungszeitpunkten in derselben Richtung (Bern 1997: 61 %; Bern 1998: 56,6 %; Zürich 1997: 72,3 %; Zürich 1998: 53,8 %). Da eine Qualitätsreduktion aber offenbar im Jahr 1998 in Zürich sogar von einem höheren Prozentsatz als in Bern diagnostiziert wird, ist es im Zusammenhang mit der Berner Aktion „Citro“ offenbar weder zu offenen noch zu verdeckten Preissteigerungen gekommen.

Heroinhändlerzahl

Falls die Aktion „Citro“ bezüglich der Festsetzung von Drogenanbietern hinreichend effektiv gewesen wäre und zumindest die befragten Kleinhändler von den durch die Ermittlungsbehörden besonders verfolgten Zwischenhändlern gekauft hätten, müsste die mittlere Zahl der Händler (h) im Jahr 1998 in Bern abgenommen haben. Wie ein weiterer Blick in *Tabelle 2* zeigt, weist der hierfür einschlägige DiD-Schätzer $E(d_h) = \beta_{hc} = 0,728$ eine insignifikante Erhöhung der Händlerzahl aus. Die mittlere Zahl der Händler auf der Einzelhandelsebene des illegalen Marktes hat sich also nicht reduziert. Somit scheint sich die verschärfte Berner Handelsrepression nicht auf die Zahl derjenigen

Verkäufer ausgewirkt zu haben, welche für die Versorgung der Berner Verbraucher wichtig waren. Dies gilt, obwohl nach der Regressionsschätzung die mittlere Zahl der Heroinkäufer in Bern eher höher liegt als in Zürich (vgl. $\beta_{hs} = 1,007$) und es 1998 im Vergleich zum Vorjahr insgesamt zu einer signifikanten Reduktion der Händlerzahl gekommen ist (vgl. $\beta_{hj} = -1,428$). Offenbar hatte die Aktion „Citro“ für die relevante Verkäuferzahl und damit den Zugriff auf Drogen auf der Einzelhandelsebene keine Wirkung.

In Verbindung mit anderen Befunden der Studie ergeben sich daher Zweifel an der Verschärfung der polizeilichen Umsetzung des Drogenverkaufsverbots und ihren Effekten für den Drogenbenutzer. Insbesondere ist zu fragen, was aus dem Abgleich der Berner und Zürcher Daten bezüglich der theoretischen Vermutungen gefolgert werden kann und welche drogenpolitischen Konsequenzen sinnvoll erscheinen.

5. Diskussion

Bewertet man die in diesem Artikel berichtete Evidenz im Hinblick auf ihre drogenpolitische Relevanz, so ist zu betonen, dass sie nicht auf einer Stichprobe der „normalen“ Bevölkerung beruht. Sie sagt deshalb nichts darüber aus, ob und inwieweit von einer repressiveren Drogenpolitik eine effektive Abschreckungswirkung bezüglich des „Neueinstiegs“ in den Gebrauch von und Handel mit Drogen ausgeht. Allerdings sind die hier referierten Ergebnisse für die Beurteilung der Erfolgchancen einer solchen Politik gegenüber bereits aktiven Drogenbenutzern informativ. Genauer gesagt beziehen sich die empirischen Befunde auf regelmäßige Konsumenten harter Drogen, die Hilfeeinrichtungen aufsuchen und / oder sich an öffentlichen Szenetreffpunkten aufhalten. Diese Personengruppe ist zweifellos speziell. Sie erscheint jedoch für die politische Diskussion besonders wesentlich, da sie (neben ihrem relativ exzessiven Gebrauch illegaler Substanzen) z. B. durch Beschaffungskriminalität, Krankheiten und Verelendung sozial auffällig wird.

Stellt man die Ergebnisse unserer empirischen Studie von Schweizer Drogenszenen deshalb in einen Gesamtkontext, so ergeben sich Zweifel an den Möglichkeiten einer rigoroseren Umsetzung der Verbotspolitik bezüglich des Drogenangebots: Die im Rahmen eines quasi-experimentellen Designs erzielten Resultate zu den Wirkungen einer lokal verschärften Angebotsrepression zeigen, dass sich zentrale Variablen auf der Einzelhandelsebene keineswegs im beabsichtigten Sinne verändern müssen. Aus soziologischer Sicht könnte dies reflektieren, dass ein gemeinsamer „Feind“ zu einem weiteren Zusammenrücken der Drogenmarktteilnehmer führt. Anders gesagt: Im Gefolge der vermehrten polizeilichen Aktivitäten gegen Zwischen- und Großhändler dürften Netzwerkverflechtungen noch intensiver genutzt worden sein, wodurch wesentliche Variablen auf der Einzelhandelsebene des illegalen Marktes wenig oder nicht im intendierten Sinne verändert werden konnten.

Insgesamt scheinen sich die Berner Marktteilnehmer an die neuen Bedingungen nicht zuletzt wegen ihrer Vernetzung gut angepasst zu haben – die „Aktion Citro“ hatte entweder geringe oder unbeabsichtigte Effekte auf der Ebene des Drogenverbrauchers, konnte aber den Drogenhandel nicht wirksam unterbinden. Sie reduzierte zwar die durchschnittliche Verbrauchsmenge der Heroinkonsumenten geringfügig, führte aber zu niedrigeren Preisen bei einem weitgehend unveränderten Zugriff auf Händler, die Drogen mit keiner schlechteren Qualität verkauften.

Man könnte nun einwenden, dass bei der für die Erzielung dieser Folgerung grundlegenden Untersuchungsstrategie keine Zufallsaufteilung der Befragten auf „Versuchsort“ und „Kontrollort“ erfolgte und deswegen etwaige Drittvariableneffekte nicht völlig ausgeschlossen werden können. Aufgrund der statistischen Kontrolle für relevante Kovariaten erscheint dies jedoch unwahrscheinlich. Für die Widerlegung theoretischer Kausalhypothesen genügt es zudem, wenn entsprechend gerichtete und statistische signifikante Zusammenhänge zwischen den betrachteten Variablen als notwendige (aber nicht hinreichende) Bedingungen von etwaigen kausalen Effekten fehlen. Allein aufgrund des Mangels an solchen Beziehungen kann man alle obigen theoretischen Überlegungen zu den potenziellen Wirkungen der in Bern im Jahr 1998 verschärften Handelsrepression – mit Ausnahme der Mengenreduktionshypothese – zurückweisen.

Überdies kann man im Sinne von Angrist und Krueger (2001) verfahren und auf inhaltliche Argumente als „Instrumente“ zurückgreifen, um die statistischen Resultate weiter zu erhärten. Hier könnte man insbesondere die schweizweite mediale Beobachtung der Aktion „Citro“ heranziehen – aufgrund dieses gesteigerten Medieninteresses wäre z. B. eine systematische Abwanderung der Konsumierenden in andere Orte schnell bemerkt und berichtet worden. Noch zügiger hätten die Medien sicher auf ein Ausweichen der im Fokus der Berner Ermittlungsbehörden stehenden Drogenhändler in andere Städte reagiert. Da keine solchen Nachrichten während und nach der Aktion „Citro“ erfolgten, kann man davon ausgehen, dass weder die Berner Drogenanbieter noch die Berner Drogennachfrager in der fraglichen Zeit ihren Standort wechselten.

Weiter führt unsere Analyse interessanterweise weitgehend zu demselben Fazit, das Weatherburn und Lind (1997) nach einer zweijährigen Beobachtung eines lokalen Heroinmarktes in Australien zogen. Ausgehend von prozessproduzierten Daten fanden sie praktisch keine Effekte von Beschlagnahmungen auf den Preis, die Qualität und die Verfügbarkeit von Heroin auf der Ebene des Drogenverbrauchers.

Die vorgestellten Ergebnisse über die verschärfte Handelsrepression und ihre Korrelate sind somit nicht völlig überraschend. Insgesamt lassen sie bezweifeln, ob eine kostenintensive Verschärfung der Angebotsrepression für

das Einzelhandelsgeschehen in bestehenden illegalen Drogenmärkten von Bedeutung ist. Vor dem Hintergrund der präsentierten Evidenz erscheint es eher sinnvoll, dass verschiedene Entscheidungsträger (z. B. Gerichte, Polizeipräsidenten, Stadtpolitiker) in deutschsprachigen Ländern pragmatische Reformen der bisherigen repressiven Drogenpolitik (wie etwa die Abgabe von Heroin an Opiatabhängige) begonnen haben und fortsetzen wollen.

Literatur

- Angrist, J. D. / Krueger, A. B. (2001): Instrumental Variables and the Search for Identification: From Supply and Demand to Natural Experiments, NBER Working Paper 8456.
- Becker, G. S. / Grossman, M. / Murphy, K. M. (1991): Rational Addiction and the Effect of Price on Consumption, *American Economic Review* 81, 237–241.
- Becker, G. S. / Murphy, K. M. (1988): A Theory of Rational Addiction, *Journal of Political Economy* 96, 675–700.
- Berger, R. (2003): *Gewohnheit, Sucht und Tradition*, Leipzig.
- Boaz, D. (ed.) (1990): *The Crisis in Drug Prohibition*, Washington.
- Braun, N. / Diekmann, A. / Weber, J. P. / Zahner, C. (1995): *Die Berner Drogenszene*, Bern.
- Braun, N. / Nydegger Lory, B. / Berger, R. / Zahner, C. (2001): *Illegale Märkte für Heroin und Kokain*, Bern.
- Braun, N. / Vanini, P. (2003): On Habits and Addictions, *Journal of Institutional and Theoretical Economics* 159, 603–626.
- Caulkins, J. P. / Reuter, P. (1998): What Price Data Tell Us About Drug Markets, *Journal of Drug Issues* 28, 593–612.
- Dockner, E. / Feichtinger, G. (1993): Cyclical Consumption Patterns and Rational Addiction, *American Economic Review* 83, 256–263.
- Erlei, M. (1992): Meritorische Güter: Die theoretische Konzeption und ihre Anwendung auf Rauschgifte als demeritorische Güter, Münster und Hamburg.
- Erlei, M. (Hg.) (1995): *Mit dem Markt gegen Drogen!? Lösungsansätze für das Drogenproblem aus ökonomischer Sicht*, Stuttgart.
- Estermann, J. (1997): Sozialepidemiologie des Drogenkonsums: Inzidenz, Prävalenz und protektive Faktoren, in: M. Rihs-Middel / H. Lotti (Hg.), *Suchtforschung des Bundesamtes für Gesundheit (BAG)*, Bern, 97–103.
- Farrell, G. / Mansur, K. / Tullis, M. (1996): Cocaine and Heroin in Europe 1983–93, *British Journal of Criminology* 36, 255–281.
- Friedman, M. (1972): Prohibition and Drugs, *Newsweek*, May 1.
- Friedman, M. (1989): An Open Letter to Bill Bennett, *Wall Street Journal*, September 7.
- Gersemann, O. (1996): *Kontrollierte Heroinabgabe: Optionen einer künftigen Drogenpolitik*, Hamburg.

- Hartwig, K. H. / Pies, I.* (1995): Rationale Drogenpolitik in der Demokratie, Tübingen.
- Huber, P. J.* (1967): The Behavior of Maximum Likelihood Estimates Under Non-Standard Conditions, Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability I, 221–233.
- Kleiman, M. A. R.* (1989): Marijuana: Costs of Abuse, Costs of Control, Westport.
- Kleiman, M. A. R.* (1992): Against Excess: Drug Policy for Results, New York.
- Knolle, H.* (1997): Zunehmender Heroin- und Kokainkonsum in der Schweiz seit 1990: Anwendung eines verallgemeinerten Poisson-Ansatzes auf Anzeigedaten, Sozial- und Präventivmedizin 42, 105–113.
- Koboldt, C.* (1995): Ökonomik der Versuchung, Tübingen.
- Lee, L. W.* (1993): Would Harassing Drug Users Work?, Journal of Political Economy 101, 939–959.
- Linder, R.* (1995): Überblick über die Situation in europäischen Ländern, in: H. Fahrenkrug / J. Rehm / R. Müller / H. Klingemann / R. Linder (Hg.), Illegale Drogen in der Schweiz 1990–1993, Zürich, 195–223.
- Meyer, B. D.* (1995): Natural and Quasi-Experiments in Economics, Journal of Business and Economic Statistics 13, 151–161.
- Pommerehne, W. W. / Hart, A.* (1991): Man muss den Teufel nicht mit dem Beelzebub austreiben wollen: Drogenpolitik aus ökonomischer Sicht, in: W. Böker / J. Nelles (Hg.), Drogenpolitik wohin?, Bern, 241–270.
- Pommerehne, W. W. / Hartmann, H. C.* (1980): Ein ökonomischer Ansatz zur Rauschgiftkontrolle, Jahrbuch für Sozialwissenschaft 31, 102–143.
- Prinz, A.* (1994): Rauschgift aus dem Supermarkt?, Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften 114, 547–571.
- Prinz, A.* (1997): Do European Drugs Policies Matter?, Economic Policy 25, 373–385.
- Rehm, J.* (1995): Konsumformen und Verbreitung illegaler Drogen in der Schweiz, in: H. Fahrenkrug / J. Rehm / R. Müller / H. Klingemann / R. Linder (Hg.), Illegale Drogen in der Schweiz 1990–1993, Zürich, 13–33.
- Reuband, K.-H.* (1992): Drogenkonsum und Drogenpolitik. Deutschland und die Niederlande im Vergleich, Opladen.
- Reuband, K.-H.* (1994): Soziale Determinanten des Drogengebrauchs. Eine sozialwissenschaftliche Analyse des Gebrauchs weicher Drogen, Opladen.
- Rogers, W.* (1993): Regression Standard Errors in Clustered Samples, Stata Technical Bulletin (May), 19–23.
- Rosenzweig, M. R. / Wolpin, K. I.* (2000): Natural „Natural Experiments“ in Economics, Journal of Economic Literature 38, 827–874.
- Thornton, M.* (1991): The Economics of Prohibition, Salt Lake City.
- Weatherburn, D. / Lind, B.* (1997): The Impact of Law Enforcement Activity on a Heroin Market, Addiction 92, 557–569.
- White, H.* (1980): A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity, Econometrica 48, 817–838.

Wichmann, S. (1992): Wirtschaftsmacht Rauschgift, Frankfurt am Main.

Zwahlen, M./Neuenschwander, B. E. (1997): Zunehmender Heroin- und Kokainkonsum in der Schweiz seit 1990: Anwendung eines verallgemeinerten Poisson-Ansatzes auf Anzeigedaten, Sozial- und Präventivmedizin 42, 321–323.