



Lausanne, September 2010
Forschungsbericht Nr. 54-A

Effekt der Einschränkung der Erhältlichkeit von Alkohol auf Alkohol-Intoxikationen im Kanton Genf

Abschlussbericht

Gerhard Gmel
Matthias Wicki

Diese Studie wurde finanziert mit Mitteln des Bundesamtes für Gesundheit
Auftrag Nr. 08.005920

Dank

Wir danken dem Bundesamt für Gesundheit für die Finanzierung dieser Studie. Insbesondere gilt unser Dank Elisabeth Grisel-Staub für die grosse Unterstützung bei der Erstellung von Tabellen, Abbildungen und dem Layout des Berichtes und Béatrice Annaheim, Marianne Caffisch, Marina Delgrande Jordan, Hervé Kuendig, Florian Labhart und Etienne Maffli für ihre aufmerksame Durchsicht des Manuskripts und die hilfreichen Kommentare.

Impressum

Auskunft:	Gerhard Gmel, Tel. 021 321 29 59, E-Mail ggmel@sucht-info.ch
Bearbeitung:	Gerhard Gmel & Matthias Wicki, Sucht Info Schweiz, Lausanne
Vertrieb:	Sucht Info Schweiz, Forschungsabteilung, Postfach 870, 1001 Lausanne, Tel. 021 321 29 64, Fax 021 321 29 40, E-Mail egrisel@sucht-info.ch
Bestellnummer:	Forschungsbericht Nr. 54-A
Grafik/Layout:	Sucht Info Schweiz
Copyright:	© Sucht Info Schweiz, Lausanne 2010
ISBN:	978-2-88183-140-9
Zitierhinweis:	Gmel, G., & Wicki, M. (2010). Effekt der Einschränkung der Erhältlichkeit von Alkohol auf Alkohol-Intoxikationen im Kanton Genf (Forschungsbericht Nr. 54-A). Lausanne: Sucht Info Schweiz.

Inhaltsverzeichnis

Executive Summary	1
Ausgangslage	1
Daten und Methoden	1
Ergebnisse	1
Diskussion	2
1. Ausgangslage	4
2. Daten und Methoden	7
2.1 Datengrundlage	7
2.2 ICD-Diagnoseschlüssel.....	8
2.3 Methoden	8
2.3.1 Deskriptive Analysen	9
2.3.2 Zeitreihenanalysen (ARIMA)	10
2.3.3 Sensitivitätsanalysen	12
2.3.4 Gewichtung	13
3. Ergebnisse.....	15
3.1 Deskriptive Analysen.....	15
3.2 Veränderungen bei Kindern und Jugendlichen (10- bis 15-jährig)	17
3.3 Veränderungen bei Jugendlichen (16- bis 19-jährig)	20
3.4 Veränderungen bei jungen Erwachsenen (20- bis 29-jährig)	22
3.5 Veränderungen bei Erwachsenen (über 29-jährig)	24
4. Diskussion	26
Anhang	31
Literatur	32

Executive Summary

Ausgangslage

Am 1. Februar 2005 sind im Kanton Genf Massnahmen zum Alkohol-Jugendschutz in Kraft getreten: Der Verkauf von Alkohol zum Mitnehmen wurde zwischen 21 Uhr und 7 Uhr untersagt (z.B. in Supermärkten, Kiosken). Zudem wurde der Verkauf von alkoholischen Getränken an Tankstellen und in Videotheken verboten. Die vorliegende Studie untersuchte, ob diese Intervention einen messbaren Effekt auf den Alkoholkonsum hatte.

Daten und Methoden

Die Entscheidung, die Auswirkungen dieser Massnahmen zu evaluieren, wurde nachträglich nach deren Umsetzung gefällt. Üblicherweise benötigt man für solche Studien Vorher-Nachher-Messungen. Bestehende Studien, wie ESPAD bei Jugendlichen (Gmel *et al.*, 2009) oder die Schweizerische Gesundheitsbefragung (SGB) in der Allgemeinbevölkerung, liegen mit Messzeitpunkten von jeweils vier (ESPAD 2003/07) respektive fünf Jahren Differenz (SGB 2002/07) relativ weit auseinander, so dass zwischenzeitliche Ereignisse zu viele alternative Erklärungen für allfällige Änderungen bezüglich Intoxikationen ermöglichen (geringe interne und externe Validität). Der folgende Bericht bezieht sich auf die Medizinische Statistik der Krankenhäuser der Schweiz und berücksichtigt dabei vier Altersgruppen: 10- bis 15-Jährige, 16- bis 19-Jährige, 20- bis 29-Jährige und über 29-Jährige. Das laufende und beinahe vollständige Monitoring aller Hospitalisierungen in der Schweiz, ermöglicht die Beobachtung von zeitlichen Veränderungen bezüglich der anfallenden alkoholbedingten Aufnahmen in Spitälern.

Die in der Medizinischen Statistik der Krankenhäuser monatlich dokumentierten Fälle von „Alkohol-Intoxikation“ (ICD-10 Codes F10.0, F10.1, T51.0) der Jahre 2002 bis 2007 werden als natürliches Experiment ausgewertet: Wenn sich die Zahl der wegen Alkohol-Intoxikation hospitalisierten Fälle im Kanton Genf („Experimentalgruppe“) nach der Intervention anders entwickelt als in den anderen Schweizer Kantonen („Kontrollgruppe“), kann dieser Effekt als Hinweis auf eine Wirkung der eingeschränkten Erhältlichkeit („Intervention“) interpretiert werden.

Ergebnisse

In der jüngsten Altersgruppe der 10- bis 15-Jährigen sanken im Kanton Genf die Intoxikationsraten ab dem Beginn der Intervention, während sie in den anderen Kantonen weiter anstiegen. Dieser Effekt wurde in beiden Zeitreihen-Modellen (ARIMA) signifikant. Nach der Einschränkung der Erhältlichkeit von Alkohol, haben sich die Intoxikationsraten im Kanton Genf im Vergleich zu den anderen Schweizer Kantonen um etwa 4 bis 5.5 pro tausend im Spital behandelte Fälle reduziert.

Für die Altersgruppen der 16- bis 19-Jährigen und 20- bis 29-Jährigen waren die Befunde zwar klar, jedoch a) weniger deutlich und b) zumindest bei den 16- 19-Jährigen etwas abhängig vom statistischen Modell (bzgl. Signifikanzniveau). Im Schnitt sind die Raten um etwa 2.5 bis 3 pro tausend weniger stark angestiegen als in den anderen Kantonen. In den *Lowess*-Abbildungen zeigte sich dieser Effekt als deutlich schwächerer Anstieg der Hospitalisierungsraten für den Kanton Genf im Vergleich zu den anderen Schweizer Kantonen; ein deutlicher „Knick“ zum Zeitpunkt der Intervention liess sich jedoch für den Kanton Genf nicht ausmachen. Die Zeitreihenmodelle deuteten in der Regel signifikant in die Richtung eines positiven Effekts der eingeschränkten Erhältlichkeit von Alkohol auf die Hospitalisierungsraten (im Sinne einer Reduktion an Hospitalisierungen).

Bei den über 29-Jährigen, zeigt die eingeschränkte Erhältlichkeit von Alkohol keinen Einfluss auf die Hospitalisierungen (im Sinne einer Reduktion).

Diskussion

Die Ergebnisse stehen im Einklang mit internationaler Literatur, die zeigt, dass insbesondere bei Jugendlichen ein Zusammenhang zwischen der Erhältlichkeit von Alkohol und Konsum bzw. alkoholbezogenen Problemen besteht. Nachdenklich – im Sinne einer eindeutigen Kausalzuordnung – stimmt jedoch, dass starke Effekte für jene gefunden wurden, die gar keinen Alkohol kaufen dürften (10- bis 15-Jährige).

Zwei Erklärungsansätze können zu den deutlichen unterschiedlichen Effekten in den einzelnen Altersgruppen beigetragen haben.

1. Im Vergleich zu Erwachsenen, sind Jugendliche und junge Erwachsene stärker von der Einschränkung des *off-premise* Verkaufs (d.h. beispielsweise in Supermärkten, Kiosken) beeinflusst, weil sie weniger finanzkräftig sind und deshalb alkoholische Getränke vor allem dort kaufen bzw. beziehen, wo sie vergleichsweise günstiger sind, weil bei ihnen der *on-premise* Konsum stark erschwert ist (z.B. Alterskontrolle in Restaurant, Mindestalter für Eintritt in Disco) und weil sie weniger oft alkoholische Getränke als Vorrat zuhause haben, sondern die Getränke dann kaufen, wenn sie „auf Treibe“ sind.
2. Das deutliche Absinken der Hospitalisierungsraten im Kanton Genf kurz nach der Intervention, könnte grundsätzlich auch dadurch erklärt werden, dass das Mindestalter für den Kauf alkoholischer Getränke besser überprüft und eingehalten worden wäre. Es gibt jedoch keine empirischen Hinweise um diese Annahme zu stützen.

Nebst den Daten der Medizinischen Statistik der Krankenhäuser bezüglich Alkohol-Intoxikationen wären weitere Indikatoren notwendig um die möglichen Effekte der Intervention auf den Alkoholkonsum zu untersuchen. Hospitalisierungen in Folge von Alkohol-Intoxikationen, sind generell (insbesondere aber bei 10- bis 15-Jährigen) sehr selten und somit nicht der beste Indikator für verändertes Konsumverhalten. Abschliessend kann mit

grosser Sicherheit gesagt werden, dass die veränderten Verkaufszeiten und das Verkaufsverbot für alkoholische Getränke in Tankstellen und Videoläden keinen negativen Effekt auf Alkohol-Intoxikationen gehabt haben. Für bis zu 29-Jährige konnte ein positiver Effekt statistisch gefunden werden, der in Anbetracht der Erfahrungen, die bezüglich veränderter Erhältlichkeit von Alkohol gemacht und die in der internationalen Fachliteratur dokumentiert wurden, auch inhaltlich plausibel ist.

1. Ausgangslage

Episodisch risikoreicher Alkoholkonsum bzw. Trunkenheit ist insbesondere im Jugendalter mit einer Vielzahl negativer Konsequenzen assoziiert. Neben den klassischen Vergiftungsfolgen wie Gedächtnislücken, Kopfschmerzen, Übelkeit usw. berichtet die Literatur über Konsequenzen im Bereich Schule (Fehlzeiten, schlechte Leistungen usw.), Unfälle und Verletzungen der eigenen Person und anderer Personen (Fahrzeugunfälle, Stürze, Selbstmord usw.), Gewalt und aggressives Verhalten (Kämpfe, Zerstörung fremden und eigenen Eigentums usw.), Sexualität (ungeplanter und ungeschützter Geschlechtsverkehr bis hin zu Vergewaltigungen), Beschädigung sozialer Beziehungen (Streit usw.) und Probleme mit Autoritäten wie der Polizei (zusammengefasst u.a. in Gmel *et al.*, 2003). Aus diesem Grund widmeten sich sowohl die WHO (Ministerkonferenz der WHO zu Jugend und Alkohol, Feb. 2001) als auch der EU-Gesundheitsministerrat (Empfehlungen zum Alkoholkonsum von Kindern und Jugendlichen, Juni 2001) im Jahr 2001 der zunehmenden Alkoholerfahrung unter Kindern und Jugendlichen und der starken Verbreitung des exzessiven Trinkens. Die daraus hervorgehenden Ziele beider Organisationen sind die Verbreitung und Häufigkeit von mit hohen Risiken verbundenen Trinkgewohnheiten unter jungen Menschen wesentlich zu verringern, Jugendliche besser über Alkohol aufzuklären und ein stützendes Umfeld zu schaffen (gemeindeorientiertes Setting).

Internationale Expertengruppen, angeschlossen an die WHO, haben wiederholt die Bedeutung der Einschränkung der Verfügbarkeit von Alkohol als wirksames, wenn nicht wirksamstes Mittel der Prävention beschrieben (Babor *et al.*, 2003; Bruun *et al.*, 1975; Edwards *et al.*, 1994). Als die am häufigsten diskutierte, stärkste und effektivste Massnahme gilt die Preisregulation, z.B. über Steuern (Wagenaar *et al.*, 2009). Wie es Giesbrecht und Greenfield (2003) zusammengefasst haben, gibt es insgesamt vier Bereiche, in denen die Regulierung der Verfügbarkeit von Alkohol vorgenommen werden kann:

1. *Ökonomischer Zugang*

Steuern und andere Faktoren, die den realen Preis alkoholischer Getränke beeinflussen

2. *Physischer und geographischer Zugang*

Barrieren durch zeitliche oder geographische Entfernung zwischen den potenziellen Konsumenten und den Quellen, um sich Alkohol zu besorgen; üblicherweise wird dies über Anzahl, Typen und Orten von Verkaufsstellen gemessen, also der Dichte von Verkaufsstellen (sog. *outlet density*), der aggregierten Platz-Kapazität (z.B. Anzahl von Plätzen in *on-premise* Verkaufsstellen wie Bars, Restaurants oder Diskos) oder dem *outlet-mix* (z.B. Anteil des Kleinhandels im Vergleich zum *on-premise* Verkauf in einer bestimmten Gegend)

3. *Zeitlicher Zugang*

Regulierung über Verkaufszeiten und Verkaufstage

4. *Demographischer Zugang*

legale Einschränkungen für Subgruppen einer Population, in der Regel Altersbeschränkungen

Die vorliegende Arbeit untersucht potenzielle Effekte aus dem zweiten und dritten Bereich. Am 1. Februar 2005 sind im Kanton Genf Massnahmen zum Alkohol-Jugendschutz in Kraft getreten: Der Verkauf von Alkohol zum Mitnehmen wurde zwischen 21 Uhr und 7 Uhr untersagt (z.B. in Supermärkten, Kiosken) („zeitlicher Zugang“). Zudem wurde der Verkauf von alkoholischen Getränken an Tankstellen und in Videotheken verboten („physischer oder geographischer Zugang“). Die Entscheidung, die Auswirkungen dieser Massnahmen zu evaluieren, wurde erst nachträglich nach deren Umsetzung gefällt. Zur Evaluation der Effekte der Intervention wären Vorher-Nachher-Messungen notwendig. Bestehende Studien wie ESPAD bei Jugendlichen (Gmel *et al.*, 2009) oder die Schweizerische Gesundheitsbefragung (SGB) in der Allgemeinbevölkerung liegen mit Messzeitpunkten von jeweils vier (ESPAD 2003/07) respektive fünf Jahren Differenz (SGB 2002/07) relativ weit auseinander, so dass zwischenzeitliche Ereignisse zu viele alternative Erklärungen für allfällige Änderungen bezüglich Intoxikationen ermöglichen (geringe interne und externe Validität). Darüber hinaus, sind diese Studien zwar gesamtschweizerisch repräsentativ, jedoch häufig aufgrund proportionaler Stichprobenziehung, bezüglich der Fallzahlen für einzelne Kantone zu klein, um reliable Aussagen treffen zu können. Der folgende Bericht bezieht sich auf die Medizinische Statistik der Krankenhäuser der Schweiz. Damit wird die Problematik fehlender Befragungsdaten, die speziell auf die untersuchte Fragestellung bezogen wären und Vorher-Nachher-Messungen beinhalten, umgangen. Das laufende und beinahe vollständige Monitoring aller Hospitalisierungen in der Schweiz, ermöglicht die Beobachtung von zeitlichen Veränderungen bezüglich der alkoholbedingten Aufnahmen in Spitäler. Diese Daten sind zum einen vollständig für einzelne Kantone (und somit erschöpfend). Zum anderen beinhalten sie monatliche Messungen und erlauben so mittels zeitreihenanalytischer Techniken, langfristige Trends von Veränderungen bezogen auf die Intervention (hier die Einschränkung der Erhältlichkeit von Alkohol) zu trennen. Studien dieser Art werden in der internationalen Literatur als „natürliche“ Experimente bezeichnet.

Es gibt eine Reihe von Studien, welche die Reduzierung der Verfügbarkeit von Alkohol über Einschränkungen der Verkaufszeiten bzw. Verkaufstage untersuchen. In einem Review fanden beispielsweise Stockwell und Chikritzhs (2009), dass in 11 von 14 Studien verlängerte Verkaufszeiten mit einer Zunahme negativer Konsequenzen verbunden waren, verkürzte Verkaufszeiten jedoch mit einer Abnahme negativer Konsequenzen (für einen weiteren Überblick siehe auch Popova *et al.*, 2009). Viele dieser Studien beziehen sich jedoch auf *on-premise* –Verkaufszeiten, d.h. auf Verkaufszeiten von Bars, Hotels oder Restaurants. In Schweden fanden Norström und Skog (2005), dass die Erweiterung des Verkaufs alkoholischer Getränke durch die Monopolläden auf Sonntage, zu einem Anstieg des Kaufs von Alkohol führte. In New Mexico fanden McMillan und Kollegen (McMillan *et al.*, 2007; McMillan & Lapham, 2006), dass die Erweiterung der Verkaufszeiten auf Sonntage in *off-premises* (z.B. in Supermärkten, Kiosken) zu signifikanten Anstiegen bei alkoholbedingten Verkehrsunfällen führten. Es gibt jedoch recht wenige nationale und internationale Studien, welche die Begrenzung von Verkaufszeiten auf alkoholbedingte Konsequenzen untersuchen.

Mehrere Studien dokumentieren einen positiven Zusammenhang zwischen der Dichte der Verkaufsstellen für alkoholische Getränke und alkoholbezogenen Problemen: z.B. Fahren im

angetrunkenen Zustand und Motorfahrzeugunfälle (Trolldal, 2005; Treno, Grube & Martin, 2003; Gruenewald, Johnson & Treno, 2002), Zahl der verletzten Fussgänger (LaScala, Johnson & Gruenewald, 2001), alkoholbezogener Gewalt (Livingstone, 2009), Probleme in der Nachbarschaft (Chaloupka & Wechsler, 1996; Donnelly, Pynton, Weatherburn, Bamford & Nottage, 2006) oder risikoreichem Sexualverhalten (Cohen *et al.*, 2006; für eine Übersicht siehe Babor *et al.*, 2003; Campbell *et al.*, 2009). Die meisten dieser Studien untersuchen Effekte im Zusammenhang mit einer Erhöhung der Verkaufsdichte (beispielsweise durch die Privatisierung des Verkaufs alkoholischer Getränke oder durch Erleichterungen bei der Lizenzvergabe), während sich nur wenige auf eine Einschränkung beziehen (für eine Übersicht siehe Campbell *et al.*, 2009): Eine Einschränkung der Verkaufsdichte kann das Ausmass alkoholbezogener Probleme deutlich verringern; dies jedoch nur unter der Voraussetzung, dass für den Einkauf alkoholischer Getränke nicht auf Verkaufsstellen in den umliegenden Regionen ausgewichen und dieser Weg mit dem Auto zurückgelegt wird.

2. Daten und Methoden

2.1 Datengrundlage

Datengrundlage bildet die Medizinische Statistik der Krankenhäuser der Schweiz. Es handelt sich also um Kliniken, in denen eine stationäre und teilstationäre Aufnahme möglich ist. Die Analysen sind somit nicht repräsentativ für alle Alkohol-Intoxikationen, sondern nur für solche, die in Spitälern behandelt worden sind. Sie schliessen Behandlungen durch Hausärzte oder in ambulanten Notfallaufnahmen aus. Es ist also davon auszugehen, dass die hier berichteten Fallzahlen eine deutliche Unterschätzung des tatsächlichen Ausmasses von Alkohol-Intoxikationen bei Jugendlichen und jungen Erwachsenen darstellen.

Prinzipiell erfasst die Statistik der teilnehmenden Spitäler alle Fälle, die eine stationäre oder teilstationäre Aufnahme erforderten. Fälle sind dabei zum einen Personen, die im jeweiligen Jahr zwischen dem 1. Januar und dem 31. Dezember ausgetreten sind, oder aber Langzeitpatienten, die vor dem 1. Januar eines Jahres eingetreten und über den 31. Dezember hinaus im Krankenhaus verblieben sind (siehe z.B. Bundesamt für Statistik (BFS), 2005). Nicht berücksichtigt werden Personen, die keine Langzeitpatienten sind, deren Behandlung aber nicht vor dem 31. Dezember abgeschlossen worden ist. Personen, die ausschliesslich die Notfallstation beanspruchen (sowohl tags als auch nachts), gelten als ambulant und werden nicht in der Statistik berücksichtigt.

Seit Juni 2006 hat das Hôpital des Enfants in Genf, in das ein Grossteil der Kinder und Jugendlichen mit Alkoholintoxikation eingeliefert werden, ihre Hospitalisierungspraxis von unter 16-Jährigen geändert. Kinder und Jugendliche wurden nur noch teil-/stationär behandelt und in der Medizinischen Statistik der Krankenhäuser berücksichtigt, wenn sie nach der Notfallstation auf die Intensivstation verlegt wurden oder schwerwiegende psychiatrische Probleme hatten. Eine Hospitalisierung wird seit Juni 2006 als nicht mehr notwendig erachtet, da die Nachbetreuung und psychosozialen Abklärungen von Kindern und Jugendlichen auch ohne teil-/stationäre Behandlung garantiert werden konnte (Duran, Aladjem & Caflisch, 2009).

Seit 1998 wird in der Medizinischen Statistik der Krankenhäuser eine Vollerhebung von Patienten und entsprechender Diagnosen in Schweizer Spitälern angestrebt. Bei der Medizinischen Statistik der Krankenhäuser handelt es sich somit nicht um Stichproben, sondern um Zensusdaten. Nach einigen Anlaufschwierigkeiten mit unvollständigen Fallstatistiken bzw. der Nichtteilnahme einiger Krankenhäuser, sind die Daten seit 2002 fast vollständig erhältlich. Nahmen 1999 noch 85% der auskunftspflichtigen Spitäler an der Befragung teil und lieferten dabei Angaben zu 73% der – gemäss dem rechtlich-wirtschaftlichem Status der Krankenhäuser zu erwartenden – Fälle, waren es 2002 bereits 99% der Krankenhäuser mit einer Fallteilnahmequote von 92%. Im Jahre 2007 schliesslich berichteten alle Krankenhäuser (100%) ihre Statistiken von 98% der behandelten Fälle.

2.2 ICD-Diagnoseschlüssel

Die Medizinische Statistik der Krankenhäuser der Schweiz verwendet den ICD-10 Diagnoseschlüssel. Alkohol-Intoxikationen werden im ICD-10 in Kapitel V („Psychische und Verhaltensstörungen“) und Kapitel XIX („Verletzungen, Vergiftungen und bestimmte andere Folgen äußerer Ursachen“) beschrieben. Die Unterkapitel F10-F19 („Psychische und Verhaltensstörungen durch psychotrope Substanzen“) in Kapitel V und T51 bis T65 („Toxische Wirkungen von vorwiegend nicht medizinisch verwendeten Substanzen“) in Kapitel XIX beziehen sich auf den Substanzgebrauch, klassifizieren aber eine Vielzahl von Störungen unterschiedlichen Schweregrades und mit verschiedenen Erscheinungsbildern. Die Gemeinsamkeit besteht im Gebrauch einer oder mehrerer psychotrop wirksamer Substanzen. Die vorliegende Arbeit fokussiert auf Alkohol-Intoxikationen (vgl. Bundesministerium für Soziale Sicherheit und Generationen (BMSG), 2000; Med-Kolleg, 2005; World Health Organization (WHO), 2003) und berücksichtigt daher folgende ICD-10 Codes:

- **F10.0 Akute Intoxikation (akuter Rausch)**
Ein Zustandsbild nach Alkoholaufnahme mit Störungen von Bewusstseinslage, kognitiven Fähigkeiten, Wahrnehmung, Affekt und Verhalten oder anderer psychophysiologischer Funktionen und Reaktionen. Unter diese Kategorie fallen (u.a.): Akuter Rausch, Pathologischer Rausch, Rausch o. n. A.
- **F10.1 Schädlicher Gebrauch**
Konsum von Alkohol, der zu Gesundheitsschädigung führt, wie z.B. einer depressiven Episode nach massivem Alkoholkonsum.
- **T51.0: Toxische Wirkung von Alkohol: Äthanol (Äthylalkohol)**
Toxische Wirkung von vorwiegend nicht medizinisch verwendeten Substanzen. Beispielsweise unfallmässige Vergiftung von Kindern.

2.3 Methoden

Die Daten der Medizinischen Statistik der Krankenhäuser erlauben die Analyse von Haupt- und Nebendiagnosen. Pro Fall können eine Haupt- und bis zu 28 Nebendiagnosen gestellt werden.

In der vorliegenden Studie werden sowohl Haupt- als auch Nebendiagnosen der Gruppe „Alkohol-Intoxikationen“ berücksichtigt. Somit werden auch Personen, die nicht primär wegen ihrer Alkohol-Intoxikation hospitalisiert wurden (z.B. Unfälle nach übermässigem Alkoholkonsum), in die Analysen einbezogen.

Die deskriptiven Analysen werden getrennt nach Geschlecht und Alter durchgeführt. Wobei 10- bis 15-Jährige, 16- bis 19-Jährige, 20- bis 29-Jährige und ≥ 30 -Jährige als separate Altersgruppen zusammengefasst wurden. Für die nach oben offene Alterskategorie (≥ 30 -Jährige) wurden die Analysen explorativ durchgeführt. Da sich jedoch keine systematischen Alters-

unterschiede innerhalb dieser Gruppe zeigten, werden im vorliegenden Bericht nur die Ergebnisse für die gesamte Altersgruppe berichtet.

Die Fallzahl, der im Kanton Genf wegen Alkohol-Intoxikation hospitalisierten Personen, ist zu gering um gleichzeitig Alters- und Geschlechtseffekte analysieren und stabile Modelle schätzen zu können. Da altersspezifische Effekte (z.B. Jugendliche vs. Erwachsene) von grösserem Interesse sind als generelle Geschlechtseffekte (Männer vs. Frauen), werden nur deskriptive Analysen getrennt nach Alter und Geschlecht berichtet.

Als Referenzgruppe für die Trends im Kanton Genf, könnten die anderen Westschweizer Kantone oder alle anderen Kantone verwendet werden. Ein Vergleich zwischen dem Kanton Genf und der Westschweiz hätte zwar den Vorteil, dass „ähnliche Trinkkulturen“ miteinander verglichen würden. Eine aktuelle Studie zeigt jedoch, dass im Kanton Genf die Häufigkeit von Hospitalisierungen aufgrund Alkohol-Intoxikation bei Jugendlichen und jungen Erwachsenen unter dem Schweizer Mittelwert und deutlich tiefer als in den anderen Westschweizer Kantonen liegt (Wicki & Gmel, 2009). Die deskriptiven Analysen (Tabelle 1 und Abbildungen 1 bis 4) zeigen, dass die Trends für die Jahre 2002 bis 2007 für die Westschweizer Kantone und für die gesamte Schweiz (jeweils exklusive dem Kanton Genf) sehr ähnlich verlaufen. Um eine möglichst grosse, reliable Referenzgruppe zu haben, werden deshalb in der vorliegenden Studie für die Zeitreihenanalyse nur diejenigen Modelle berichtet, in denen der Kanton Genf mit der gesamten Schweiz verglichen wird, da explorative Analysen gezeigt haben, dass ein Vergleich zwischen Genf und der Westschweiz zu ähnlichen Schlussfolgerungen führen würde.

2.3.1 Deskriptive Analysen

Die Raten (pro 1000) der Haupt- oder Nebendiagnose „Alkohol-Intoxikation“ werden zuerst deskriptiv nach Altersgruppe, Geschlecht und Region (Kanton Genf, gesamte Schweiz (exkl. Genf) und Westschweiz (exkl. Genf)) in Tabellen und Streudiagrammen dargestellt.

Da die Raten von Monat zu Monat sehr stark variieren, werden diese in der Tabelle für die einzelnen Jahre zusammengefasst. Damit werden sowohl der Vergleich von durchschnittlichen Raten vor bzw. nach der Intervention, als auch der Trends über die Zeit ermöglicht.

Die Streudiagramme zeigen die Raten pro Monat für die einzelnen Altersgruppen. Dabei wurde zusätzlich eine sogenannte *Lowess*-Kurve eingezeichnet um die visuelle Erkennung der Trends über die Zeit zu erleichtern. Diese Kurve wird mittels eines Glättungsalgorithmus (*Epanechnikov*) erstellt, bei dem an jeder Stelle aus einer lokalen, gewichteten Regression, ein Vorhersagewert errechnet wird. Die Verbindung dieser Werte ergibt die *Lowess*-Kurve (Goodall, 1990) und zeigt den Trend über die Zeit.

2.3.2 Zeitreihenanalysen (ARIMA)

Zur statistischen Absicherung der Trends wurden Zeitreihenanalysen durchgeführt. In ihrer einfachsten Form, ist eine Zeitreihenanalyse mit einem Vorher-Nachher-Design (*interrupted time series design*) ein einfacher T-Test oder eine Regressionsanalyse der Form

$$X_t = b_0 + b_1 \text{Intervention}_t + N_t,$$

wobei t der Index in der Zeit ist; hier also Monate von Januar 2002 bis Dezember 2007, insgesamt 72 Messzeitpunkte. X_t repräsentiert im vorliegenden Fall die Hospitalisierungsraten für Intoxikationen und I_t ist eine Variable, die aus Nullen für die Vorinterventionsphase und Einsen für die Nachinterventionsphase besteht. Die Komplexität bei ARIMA-Modellen entsteht durch den Term N_t , dem sogenannten *Noise*. Anders als in klassischen Regressionsanalysen, sind die Fehler der Regression nicht unabhängig voneinander, sondern können eine sogenannte Autokorrelation aufweisen. Diese wird in der Regel durch *autoregressive* Terme (AR), also Abhängigkeiten direkt in der abhängigen Variablen X_t (Korrelationen zwischen dem aktuellen Messzeitpunkt und vorangegangenen) oder *moving average* Terme (MA; gleitende Durchschnitte; Korrelationen zwischen aktuellen und vorangegangenen Fehlertermen), angepasst. Das I zwischen AR und MA in ARIMA wird bei fehlender Stationarität der Reihen (d.h. Niveauschwankungen oder Trends, die nicht auf die Intervention zurückzuführen sind) relevant. Diese werden in der Regel über Differenzbildung der ursprünglichen Reihen modelliert. Die Abhängigkeiten im *Noise* können im nichtsaisonalen Teil bzw. im saisonalen Teil stecken. Die vorliegende saisonale Korrelation von Fehlern kann z.B. dadurch entstehen, dass sich Fehler in Januar, Februar, etc. ähnlicher sind als zwischen den Monaten. Bei auf Monatsdaten basierenden Reihen spricht man dann von einer Saison der Länge 12. Saisonale ARIMA-Modelle der Länge 12 werden üblicherweise als $\text{ARIMA}(p,d,q) \times (P,D,Q)_{12}$ angegeben, wobei $p(P)$ die Anzahl autoregressiver Parameter, $d(D)$ die Anzahl notwendiger Differenzbildung und $q(Q)$ die Anzahl von *moving average* Parametern darstellt. Wichtig ist jedoch zu verstehen, dass ARIMA Modelle ohne Parameter einfache Regressionsmodelle darstellen und bei vorliegender ARIMA-Parametern nur die Abhängigkeit der Fehler steuern. Die Parameter b_0 und b_1 im obigen Modell, wären wie einfache Regressionskoeffizienten zu interpretieren, das heißt b_1 zeigt an, ob es im Zeitraum der Intervention einen Anstieg oder Abfall der Raten gegeben hat. Die Konstante b_0 ist das durchschnittliche Niveau der Zeitreihe vor der Intervention.

Die Identifikation des ARIMA-Modells ist ein komplizierter Prozess; obige Ausführungen wurden deshalb zum besseren Verständnis in vereinfachter Form vorgenommen. Beispielsweise erlauben sogenannte Transferfunktionsmodelle eine komplexere Anpassung der Veränderung in der Messwertreihe nach Beginn der Intervention. Der Parameter b_1 ist ein recht einfaches Transferfunktionsmodell. Es besagt, dass sich mit Beginn der Intervention, das Niveau ändert und auf diesem neuen Niveau bleibt. Komplexere Transferfunktionen haben die Form $\omega(B)/\delta(B)$ wobei es mehrere ω - und δ -Parameter geben kann (B ist dabei der sog. *backshift-operator*. B verschiebt die Zeitreihe um einen Messzeitpunkt, B^2 um zwei etc.). Ein Transferfunktionsmodell mit nur einem ω_0 entspricht obigem Modell mit b_1 . In der

vorliegenden Studie kommen nur ω_0 - bzw. $\omega_0/(1-\delta_1)$ -Transferfunktionen vor. Diese erlauben eine recht hohe Flexibilität in der Modellierung der Transferfunktion. Der Parameter δ_1 steuert dabei, wie schnell sich das Modell an ein neues Niveau anpasst. Eine reine ω_0 -Transferfunktion bedeutet, dass das neue Niveau direkt mit der Intervention erreicht wird und auf diesem Niveau bleibt. Mit einem δ -Parameter kann sich das „System“ langsam anpassen und erreicht dann ein stabiles Niveau bei $\omega_0/(1-\delta_1)$, dem sogenannten *gain* (Zugewinn).

Ein Beispiel bezogen auf die Spitalraten: Ein Modell, nur mit ω_0 von 0.5 bedeutete, dass die Raten nach der Intervention konstant um 0.5 angestiegen wären. Parameter von $\omega_0 = 0.5$ und $\delta_1 = 0.5$, bedeuteten, dass die Raten im ersten Monat um 0.5 angestiegen wären und dann in den folgenden Monaten weiter anstiegen, bis ein neues Niveau mit einem Anstieg von $1 = 0.5(1-0.5)$ erreicht wäre. Dies ist eine Möglichkeit zu modellieren, dass die Einschränkung der Erhältlichkeit von Alkohol nicht sofort ihren vollen Effekt erreicht, oder dass es zunächst einen stärkeren Effekt gibt, der sich auf ein geringeres Niveau einpendelt.

Um die geeigneten ARIMA- und Transferfunktionsmodelle zu finden, gibt es einige abschliessende Identifikationshilfen, wie die Betrachtung der Autokorrelations- und Partialautokorrelationsfunktion, die keine auffälligen Charakteristika zeigen sollten. Ein Test dafür ist der *Ljung-Box-Q*-Test der klar nicht signifikant ($p > .20$) sein sollte. Modelle wurden mit SPSS Version 17.0 identifiziert, wobei die automatische Identifikation von Ausreissern in den Zeitreihen (sowie deren adäquate Behandlung durch Dummy-Variablen) verwendet wurde.

In der vorliegenden Studie sollte aber nicht nur untersucht werden, ob sich im Kanton Genf die Spitalraten verändert haben, sondern ob sich diese im Vergleich zur restlichen Schweiz auf eine andere Weise verändert haben. Ein einfacher Vorher-Nachher-Vergleich, beispielsweise mit einer Abnahme der Hospitalisierungsraten nach der Intervention, hätte wenig Aussagekraft, wenn diese Veränderung aufgrund anderer Faktoren auch in den übrigen Kantonen vorgekommen wäre. Falls in allen anderen Kantonen die Hospitalisierungsraten angestiegen sind, würden beispielsweise auch gleichgebliebene Raten im Kanton Genf einen positiven Effekt bedeuten. Die vorliegenden Analysen sollen also nicht nur Hospitalisierungsraten im Kanton Genf vor und nach der Intervention vergleichen, sondern auch deren Veränderungen in Beziehung zu jenen in den anderen Kantonen setzen.

Aus diesem Grund wurden zwei Modelle berechnet. Das erste Modell betrachtet die Unterschiede (Differenzen) in den Raten zwischen Genf und den anderen Kantonen:

Modell 1 – Differenzmodell

$$X_t = (Y_t - Z_t) = \text{Konstante} + \omega_{01}/(1-\delta_{11}) \text{ Intervention}_1 + N_t.$$

Die abhängige Variable X_t ist dabei die Differenz zwischen der Rate in Genf (Y_t) und jener in den anderen Kantonen (Z_t) also $X_t = Y_t - Z_t$. Unter der Annahme, dass die Intervention zu einer Reduktion der Hospitalisierungsraten im Kanton Genf führt, sollte die Differenz ($Y_t < Z_t$) nach der Intervention grösser, d.h. stärker negativ werden (da die Raten im Kanton Genf generell etwas niedriger sind als in den anderen Kantonen, vergrössert sich die negative Differenz); wenn dies der Fall ist, wird der Regressionskoeffizient für die Intervention (ω_0) negativ.

Als zweites Modell wurde ein Interaktionsmodell gerechnet, wobei die beiden Reihen Y_t und Z_t als eine hintereinandergeschaltete Zeitreihe betrachtet werden (X_t^* , „pooled cross-sectional time series“ oder „interrupted time series with non-equivalent control group design“: England, 2005), eine Grundannahme dabei ist, dass beide Reihen im Wesentlichen das gleiche ARIMA-Modell aufweisen. Das zweite Modell sieht wie folgt aus:

Modell 2 – Interaktionsmodell

$$X_t^* = \text{Konstante} + b_1 \text{Kanton} + b_2 \text{Intervention} + b_3 \text{Kanton} * \text{Intervention} + N_t.$$

Die Variable Kanton wurde mit 1 für den Kanton Genf und mit 0 für die anderen Schweizer Kantone kodiert, so dass der Koeffizient b_3 eine unterschiedliche Entwicklung im Kanton Genf im Vergleich zu den anderen Kantonen indiziert. Das Vorzeichen für b_3 sollte wiederum negativ sein (d.h. im Vergleich zu den anderen Kantonen eine relative Reduktion der Raten für den Kanton Genf in der Phase nach der Intervention).

In den ARIMA-Modellen der 10- bis 15-Jährigen wurde zusätzlich berücksichtigt, dass seit Juni 2006 unter 16-Jährige im Kanton Genf teilweise nur noch ambulant behandelt und somit nicht mehr in der Medizinischen Statistik der Krankenhäuser dokumentiert wurden. Im Differenzmodell wurde deshalb der Term „ $+\omega_{02}/(1-\delta_{12}) \text{Dokumentation}_2$ “ hinzugefügt und das Interaktionsmodell wurde durch die Terme „ $+b_5 \text{Dokumentation} + b_6 \text{Kanton} * \text{Dokumentation}$ “ ergänzt. Die Variable *Dokumentation* kodiert die Zeit ab dem Juni 2006. Auf diese Weise konnte der Effekt für die *Intervention* für die geänderte Dokumentation der eingelieferten Fälle adjustiert geschätzt werden.

2.3.3 *Sensitivitätsanalysen*

Zeitreihenanalysen sind per se verhältnismässig komplex. In den oben beschriebenen Modellen werden die Zeitreihenanalysen durch das Interventionsdesign und die nicht äquivalenten Kontrollgruppen zusätzlich komplexer. Da keine zufällige Einteilung der Kantone in Experimental- und Kontrollgruppen erfolgen konnte, werden die „anderen Schweizer Kantone (exkl. Genf)“ als nicht äquivalente Kontrollgruppe bezeichnet. Wir sind zwar der Meinung, hier mit dem Differenz- und Interaktionsmodell zwei verschiedene, korrekte Ansätze zu verwenden. Dennoch finden sich in der Literatur auch andere Ansätze (Alternative A und Alternative B), welche im Folgenden beschrieben werden:

Alternative A

Statt die Differenz zwischen dem Kanton Genf und anderen Kantonen, bzw. ein Interaktionsmodell auf die Zeitreihen des Kanton Genf und anderer Kantone anzusetzen, wird in der Literatur häufig die interessierende Zeitreihe (Genf) als abhängige Variable und die Zeitreihe der Kontrollkantone als unabhängige Variable (also konfundierte Variable) eingesetzt (z.B. Wagenaar *et al.*, 1996). Unseres Erachtens ist dies falsch, da im ARIMA-Ansatz bei der multivariaten Zeitreihenanalyse, die unabhängige Variable als Input in ein System gesehen wird, dass den Output, hier die Zeitreihe im Kanton Genf, steuert. Aus

unserer Sicht steuern andere Kantone nicht die Hospitalisierungen im Kanton Genf. Eine andere Betrachtungsweise dieser Modellierung wäre, die Zeitreihe anderer Kantone als Kontrollvariable anzusehen, die für sonstige Geschehnisse (z.B. generelle Konsumanstiege, verbesserte Präzision der Medizinischen Statistik der Krankenhäuser) adjustiert. Wir haben aus diesem Grund auch Modelle mit der Genfer Zeitreihe als abhängiger Variable und den Raten der anderen Kantone als unabhängige Variable gerechnet. Diese Art der Analyse führte teilweise zu Widersprüchen mit den konsistenten Ergebnissen der beiden obigen Modelle. Beispielsweise käme sie bei der Analyse der 16- bis 19-Jährigen zum Ergebnis, dass die Hospitalisierungen nach der Intervention zugenommen hätten. Dies ist offensichtlich, wie die Raten in Tabelle 1 und die Abbildung 1 zeigen, nicht nachvollziehbar. Wir vermuten, dass diese Art der Kontrolle zu viel an Varianz aufgrund ähnlicher Trends in der Vorinterventionsperiode absorbiert, so dass Effekte der Intervention im Wesentlichen nur noch Residualeffekte, also Fehlerterme modellieren, und so zu zufälligen Vorzeichen der Koeffizientenschätzungen führen.

Alternative B

Es ist gängige Praxis (z.B. Norström & Skog, 2005) Zeitreihen, die Niveaueverschiebungen aufweisen, vorab zu differenzieren, um Stationarität zu erreichen. Dem liegt das Fehlurteil zugrunde, dass die Reihe an sich keine Sprünge aufweisen darf. Bivariate Zeitreihen müssen jedoch nicht stationär sein (Box & Jenkins, 1976, S. 372), insbesondere dann nicht, wenn Niveausprünge in der abhängigen Variablen als Reaktion auf den Input entstehen (also z.B. Niveaueveränderungen durch Einführung von Massnahmen). Sowohl obige Alternative A, aber auch sämtliche anderen Modelle, wurden zusätzlich auf vorher differenzierte Prozesse angewendet. In allen Fällen führte die a priori Differenzierung zu Prozessen mit hoch negativen MA-Parametern – selbst zu Parametern nahe der Invertibilitätsgrenzen (< -0.9) – so dass wir davon ausgehen können, dass vorab Differenzenbildung zum Überdifferenzieren geführt hätte. Überdifferenzieren kann zu zufälligen Zusammenhängen (*spurious correlations*) führen und sogar die Wirkungsrichtung in den Parametern umdrehen (Luceno, 1994; Plosser & Schwert, 1977; Yaffee, 2000). Mit ähnlichem Ergebnis wurden analog statt Differenzierung auch deterministische Trends als Prädiktoren eingeführt.

2.3.4 Gewichtung

Ein Problem wirft die Tatsache auf, dass die Vollständigkeit der Daten der Medizinischen Statistik der Krankenhäuser kontinuierlich zunahm, womit auch die absolute Anzahl an registrierten, d.h. in den Daten berichteten, Alkoholdiagnosen zugenommen hat. Aus diesem Grund basieren die Analysen nicht auf der Anzahl aufgrund Alkohol-Intoxikation hospitalisierter Personen („absolute Häufigkeit“), sondern auf der Rate der Diagnose „Alkohol-Intoxikation“ pro 1000 behandelter Fälle („relative Häufigkeit“).

Um die unterschiedlichen Teilnahmequoten in den Kantonen zu berücksichtigen, wurden die Daten zusätzlich gewichtet. Die Gewichte wurden auf der Basis der kantonalen Teilnahmequoten berechnet, wie sie in den Berichten des BFS (z. B. Bundesamt für Statistik (BFS), 2009) zu den jeweiligen Erhebungsjahren angegeben werden. Es gibt pro Kanton zwei

Teilnahmequoten: a) Teilnahmequote der Spitäler und b) für teilnehmende Spitäler, die Teilnahmequote im Vergleich zur rechtlich administrativen Statistik der Spitäler. Berichten in einem Kanton in einem Jahr 100% aller Krankenhäuser 100% aller Fälle, so ist das entsprechende Gewicht $1/(1*1)=1$, das heisst, jeder Fall der Statistik repräsentiert genau einen Fall. Berichten in einem Kanton 80% aller Krankenhäuser 90% aller Fälle, so ist das entsprechende Gewicht $1/(.80*.90)=1.389$. Mit anderen Worten – es werden optimale 100% durch die Teilnahmequote ($80%*90%=72%$) geteilt; jeder Fall repräsentiert also erwartete 1.389 Fälle in dem betreffenden Kanton. Die Raten für den Kanton Genf werden durch die Gewichtung nicht beeinflusst. Dank der Gewichtung kann jedoch die Rate für die Referenzgruppe geschätzt werden, ohne dass diese durch unterschiedliche Teilnahmequoten der einzelnen Kantone verzerrt würde. Die Gewichte der jeweiligen Jahre für die Kantone sind in der Tabelle A1 im Anhang dargestellt.

3. Ergebnisse

Im Folgenden werden die Ergebnisse zuerst deskriptiv dargestellt und dann mit *Lowess*-Kurven und ARIMA-Modellen für die einzelnen Altersgruppen detailliert berichtet. Die Abbildungen zeigen jeweils die Entwicklungen der Raten, wobei die Kurven geglättet werden (*Lowess*), um die Schwankungen und den Einfluss einzelner Ausreisser weniger stark hervortreten zu lassen. So lässt sich der allgemeine Trend leichter erkennen. Im Anschluss an die *Lowess*-Kurven, werden die beiden ARIMA-Modelle (Differenzmodell und Interaktionsmodell) als statistische Absicherung diskutiert.

3.1 Deskriptive Analysen

Tabelle 1 beschreibt die Entwicklung der Raten von Alkohol-Intoxikationen zwischen 2002 und 2007, im Kanton Genf, allen anderen Kantonen (CH) und in den anderen Westschweizer Kantonen (wCH).

Tabelle 1: Rate (pro 1000) der Diagnosen der Gruppe „Alkohol-Intoxikation“ (Haupt- oder Nebendiagnose F10.0, F10.1, T51.0) vor und nach der Intervention (prä vs. post), nach Altersgruppen, Geschlecht und Region

	Jungen / Männer						Mädchen / Frauen						Gesamtstichprobe					
	prä			post			prä			post			prä			post		
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2002	2003	2004	2005	2006	2007
10- bis 15-Jährige																		
Genf	4.4	7.2	5.6	10.4	2.6	2.3	4.8	12.6	12.3	17.3	8.1	5.4	4.5	9.5	8.6	13.7	5.0	3.7
CH	4.3	5.7	8.5	9.1	9.1	11.7	4.1	4.0	6.0	9.6	9.5	13.1	4.2	5.0	7.3	9.3	9.3	12.3
wCH	5.2	8.0	14.3	13.7	15.0	15.7	4.0	5.2	10.3	14.9	16.4	16.0	4.6	6.7	12.5	14.3	15.6	15.8
16- bis 19-Jährige																		
Genf	11.3	6.9	4.8	8.8	3.6	5.1	1.0	3.6	6.1	9.3	18.0	10.4	5.5	5.1	5.5	9.1	11.1	7.4
CH	12.8	15.0	20.5	23.3	24.7	24.4	7.3	9.7	8.9	10.8	12.8	16.2	10.0	12.3	14.5	16.9	18.7	20.3
wCH	16.6	17.9	30.7	33.5	36.3	35.4	14.1	14.9	10.7	19.0	11.8	18.7	15.3	16.4	19.8	25.9	23.6	26.9
20- bis 29-Jährige																		
Genf	2.8	2.8	7.3	4.6	8.1	6.7	1.4	1.2	1.9	2.1	3.2	2.9	1.8	1.6	3.3	3.1	5.0	4.4
CH	12.6	13.3	16.4	21.6	22.9	23.3	3.8	4.3	4.9	6.1	6.3	7.2	6.9	7.6	9.0	11.6	12.3	13.1
wCH	16.8	18.4	20.7	28.0	30.1	29.3	5.6	6.1	5.6	7.7	7.9	10.1	9.4	10.3	10.7	14.4	15.3	16.6
≥ 30-Jährige																		
Genf	4.2	4.3	5.4	5.0	10.0	10.0	1.6	1.9	1.7	2.8	6.9	3.2	2.7	2.9	3.2	3.7	8.2	6.0
CH	10.6	10.7	12.0	12.6	15.0	16.3	4.5	4.6	5.1	5.4	6.2	6.6	7.2	7.4	8.2	8.7	10.2	11.0
wCH	12.4	12.0	15.3	14.4	16.0	18.0	5.3	5.2	6.4	6.3	7.3	7.6	8.5	8.2	10.4	9.9	11.2	12.3
alle Altersgruppen																		
Genf	4.2	4.4	5.5	5.3	9.3	9.2	1.7	2.1	2.2	3.1	6.7	3.3	2.7	3.0	3.5	4.0	7.7	5.8
CH	10.7	10.9	12.5	13.5	15.7	16.9	4.5	4.7	5.2	5.7	6.4	7.0	7.2	7.5	8.5	9.2	10.6	11.5
wCH	12.6	12.5	16.1	15.9	17.6	19.2	5.5	5.5	6.4	6.9	7.6	8.3	8.7	8.6	10.7	10.9	12.0	13.1

Bemerkungen: CH = alle Schweizer Kantone, exkl. Genf, wCH = Westschweizer Kantone (Freiburg, Jura, Neuenburg, Waadt & Wallis), exkl. Genf;
Die Erhältlichkeit von Alkohol wurden per 1. Februar 2005 eingeschränkt. Die Raten für Januar 2005 (prä) werden deshalb in der Spalte von „2004“ statt „2005“ berichtet.

Im Kanton Genf, steigen diese Raten bis 2006 an (beide Geschlechter und alle Altersgruppen zusammengenommen), wobei dann zwischen 2006 und 2007 ein Rückgang von 7.7 auf 5.8 (pro 1000 Fälle) festzustellen ist. Ein Teil dieses Rückgangs kann der Änderung der Hospitalisierungspraxis (ab Juni 2006) zugeschrieben werden. Abgesehen vom Kanton Genf zeigt sich, dass in allen anderen Kantonen, bzw. in den anderen Westschweizer Kantonen, die Raten an Alkohol-Intoxikationen seit 2002 mehr oder weniger kontinuierlich angestiegen sind. Nimmt man als Beispiel alle Altersgruppen und die Daten beider Geschlechter zusammen, so sind in allen Kantonen (exkl. Genf) seit 2002 die Raten an Alkohol-Intoxikationen von 7.2 (pro 1000 im Spital behandelte Fälle) über 7.5 (2003), 8.5 (2004), 9.2 (2005) 10.6 (2006) auf 11.5 (2007) gestiegen. Ähnlich sieht es aus, wenn man ausschliesslich die übrigen Westschweizer Kantone (exkl. Genf) betrachtet – wobei die Raten an Intoxikationen vermutlich wegen des höheren Konsums in diesen Kantonen (Annaheim & Gmel, 2004; Notari, Delgrande Jordan & Maffli, 2009) über jenen der Gesamtschweiz liegen.

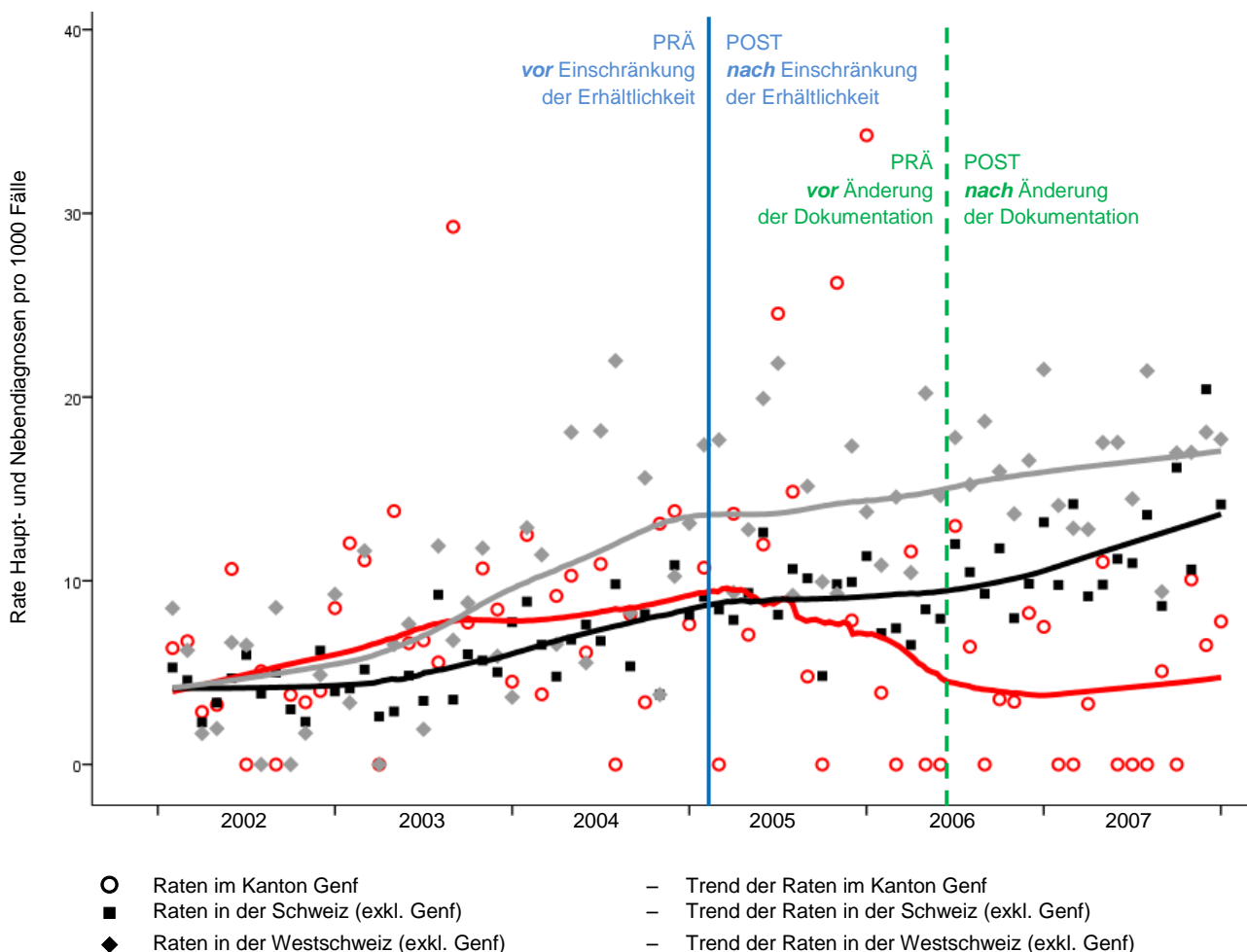
Im Wesentlichen findet man diese Anstiege in allen Altersgruppen und bei beiden Geschlechtern (Tabelle 1) für alle anderen Kantone (exkl. Genf), wobei es auch zu einzelnen Ausnahmen kommen kann (beispielsweise schwankt bei den 16- bis 19-jährigen Frauen der Westschweizer Kantone (exkl. Genf) die Rate der Hospitalisierungen infolge Alkohol-Intoxikation zwischen 11 und 19).

Vergleicht man nun die Zahlen aus den anderen Kantonen mit jenen des Kantons Genf, so stellt man fest, dass bei den 10- bis 19-jährigen Jungen und Männern und bei den 10- bis 15-jährigen Mädchen die Intoxikationsraten nach 2005, also einem Jahr nach der Intervention, zurückzugehen scheinen. Bei den älteren Frauen und Männern ist dies nicht mehr zu beobachten. Es ist jedoch zu betonen, dass bei einem einzelnen Kanton aufgrund kleiner Fallzahlen, grössere Schwankungen auftreten können, als wenn mehrere Kantone zusammen betrachtet werden.

3.2 Veränderungen bei Kindern und Jugendlichen (10- bis 15-jährig)

Wenige Monate nach dem Zeitpunkt der Intervention zeigt sich bei den 10- bis 15 Jährigen (Abbildung 1), dass die Intoxikationsraten im Kanton Genf im Vergleich zu jenen in den anderen Kantonen zurückgehen. Man erkennt auch, warum in Tabelle 1 dieser Rückgang erst ab 2006 zu beobachten war: Im Jahre 2005 gab es drei Monate mit aussergewöhnlich hohen Intoxikationsraten (Ausreisser), die den Gesamttrend für das Jahr 2005 überdeckt haben. In den ARIMA-Modellen wird ggf. für Ausreisser differenziert.

Abbildung 1: Raten (pro 1000) der Diagnose „Alkohol-Intoxikation“ (Haupt- oder Nebendiagnose F10.0, F10.1, T51.0) bei 10- bis 15-Jährigen, nach Erhebungsmonat und Region, gewichtet



Bemerkungen: Die Erhältlichkeit von Alkohol wurde per 1. Februar 2005 eingeschränkt. Ab Juni 2006 wurde ein Teil der unter 16-Jährigen nur noch ambulant behandelt und sind deshalb nicht in der Medizinischen Statistik der Krankenhäuser dokumentiert.
Der Trend der Raten über die Zeit wird mit Hilfe einer *Lowess*-Kurve dargestellt;
Westschweizer Kantone (exkl. Genf) = Freiburg, Jura, Neuenburg, Waadt & Wallis.

Die ersten beiden Modelle zu den Differenzmessungen zeigen eine Reduktion der Raten im Kanton Genf im Vergleich zu den anderen Kantonen (Tabelle 2). Im Modell a) wird diese Differenz als Reduktion von durchschnittlich 3.94 pro tausend berechnet. Das Modell b) unterscheidet sich vom Modell a) darin, dass die Reduktion nicht sofort, sondern schleichend einstellt. Der *gain*, also die langfristige Veränderung, ist dabei etwas grösser als die Rate des einfachen Modells und entspricht einer Reduktion der Rate um 5.77. Beide Ergebnisse sind signifikant.

Tabelle 2: ARIMA-Modelle: 10- bis 15-Jährige

Typ	Modell-Fit		Ljung-Box			Outl.	UV	ARIMA-Modell				gain	
	(p,d,q)(P,D,Q)	R^2_{stat}	BIC	Q_{LB}	df			sig	lag	b	SE		sig
Differenzmodell													
a)	(1,0,0)(0,0,0)	.69	3.52	13.1	17	.728	4	Konstante		1.32	.59	.028*	-3.94
							AR	1	-.31	.12	.011*		
							Dokumentation	ω 0	-4.76	1.34	.001***		
							Intervention	ω 0	-3.94	1.21	.002**		
b)	(1,0,0)(0,0,0)	.72	3.60	13.4	17	.710	4	Konstante		1.25	.56	.030*	-5.77
							AR	1	-.36	.12	.004**		
							Dokumentation	ω 0	-.46	.72	.526		
							Dokumentation	δ 1	.93	.18	.000***		
							Intervention	ω 0	-.75	.72	.302		
							Intervention	δ 1	.87	.20	.000***		
Interaktionsmodell													
a)	(0,0,0)(0,0,0)	.62	2.96	13.12	15	.593	4	Konstante		4.09	1.04	.000***	-4.08
							AR	1	-.07	.41	.857		
							AR	10	-.22	.10	.023*		
							MA	1	.01	.42	.976		
							Kanton	ω 0	1.52	.66	.024*		
							Dokumentation	ω 0	2.48	1.09	.025*		
							Kanton*Dokumentation	ω 0	-4.59	1.56	.004**		
							Intervention	ω 0	3.36	.94	.000***		
							Kanton*Intervention	ω 0	-4.08	1.36	.003**		

Bemerkungen: Typ (p,d,q)(P,D,Q) = autoregressiver Parameter (p, P), Differenzbildung (d, D) und moving average (q, Q) jeweils für ω bzw. δ , $R^2_{stat} = R^2$ für stationären Teil, BIC = Normalisiertes Bayes-Informationskriterium, Outl. = Anzahl Outlier, UV = unabhängige Variable, b = Regressionskoeffizient, SE = Standardfehler, ω = Zähler und δ = Nenner sind Parameter der Transferfunktion, Dokumentation = Januar 2001 bis Mai 2006 (0) vs. Juni 2006 bis Dezember 2007 (1), Kanton*Dokumentation = Interaktionsterm, Schweiz exkl. Genf (gesamter Zeitraum) oder Genf (Januar 2001 bis Mai 2006) (0) vs. Genf (Juni 2006 bis Dezember 2007) (1), Intervention = prä (0) vs. post (1), Kanton = Schweiz exkl. Genf (0) vs. Genf (1), Kanton*Intervention = Interaktionsterm, Schweiz exkl. Genf oder Genf prä (0) vs. Genf post (1), AR = Autoregression, MA = Moving Average; Signifikanzlevel (sig): * p<.05, ** p<.01, *** p<.001.

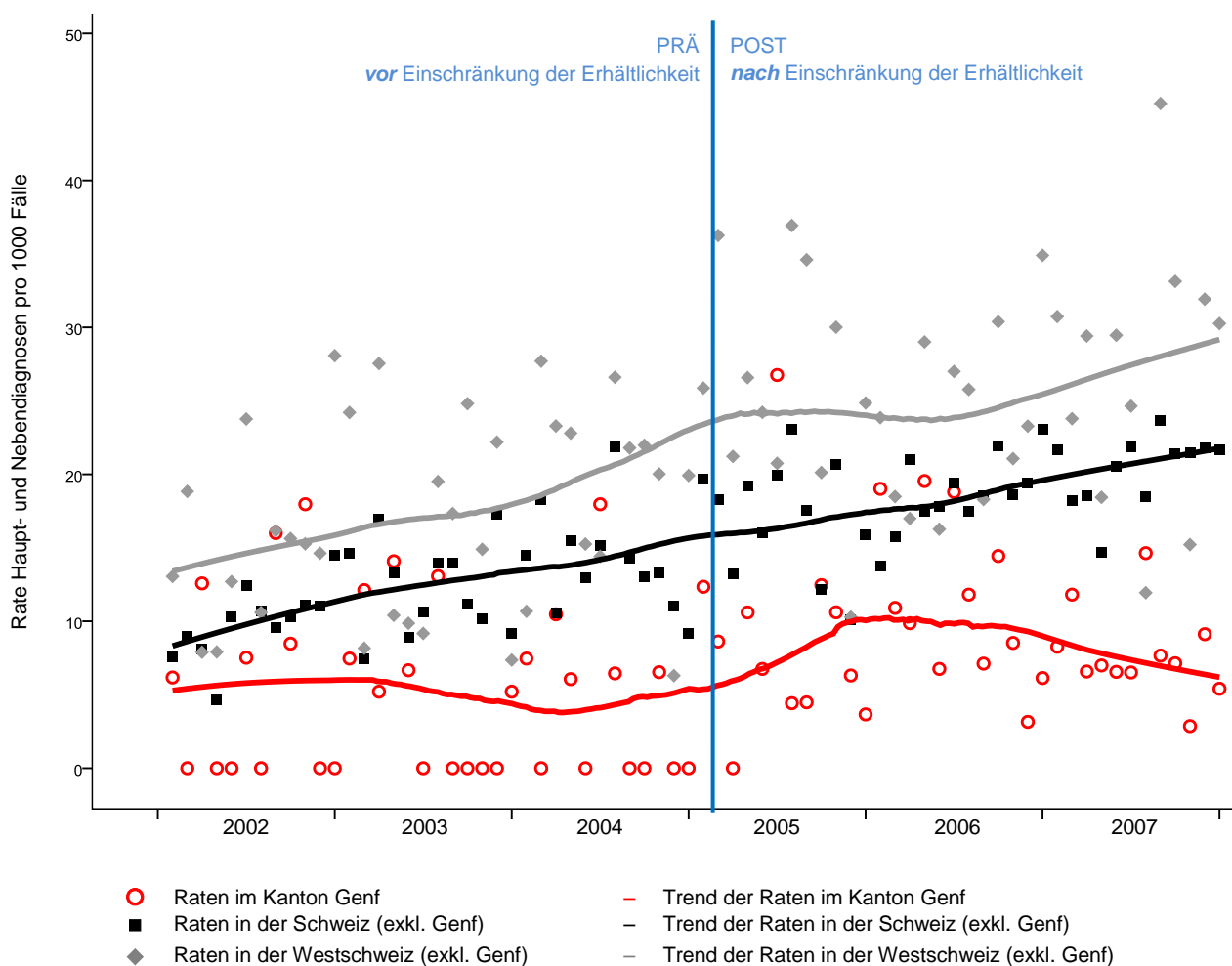
Im zweiten ARIMA-Modell (Interaktionsmodell) zeigen sich die folgenden Parameter: In der Phase nach der Intervention steigen die Raten generell um 3.36 pro tausend an, nach der veränderten Dokumentation um 2.48 - dies reflektiert den generellen Anstieg in den anderen Kantonen. Im Kanton Genf dagegen (Interaktion *Kanton*Intervention*), sinken die Raten nach der Intervention im Vergleich zu den anderen Kantonen um 4.08 pro tausend (bei der Schätzung dieses Effekts wurde berücksichtigt, dass sich die Raten in Genf zusätzlich durch

die Veränderung der Dokumentation um 4.59 gesenkt wurden). In allen ARIMA-Modellen sind die Effekte für den Kanton Genf signifikant. Nach Intervention haben sich also die Intoxikationsraten bei 10- bis 15-Jährigen signifikant um etwa 4 bis 5.5 pro tausend im Vergleich zu den andern Schweizer Kantonen reduziert.

3.3 Veränderungen bei Jugendlichen (16- bis 19-jährig)

Bei den 16- bis 19-Jährigen (Abbildung 2) zeigt der Kurvenverlauf für den Kanton Genf in den ersten Monaten nach dem Zeitpunkt der Intervention zwar einen leichten Anstieg der Hospitalisierungsraten für Alkoholintoxikation; in den Jahren 2006 bis 2007 sinken diese Raten jedoch wieder ab. Längerfristig nehmen die Hospitalisierungsraten im Kanton Genf somit deutlich schwächer zu als in den anderen Schweizer Kantonen, wo die Hospitalisierungsraten über den beobachteten Zeitraum stetig zunehmen.

Abbildung 2: Raten (pro 1000) der Diagnosen „Alkohol-Intoxikation“ (Haupt- oder Nebendiagnose F10.0, F10.1, T51.0) bei 16- bis 19-Jährigen, nach Erhebungsmonat und Region, gewichtet



Bemerkungen: Die Erhältlichkeit von Alkohol wurde per 1. Februar 2005 eingeschränkt.
 Der Trend der Raten über die Zeit wird mit Hilfe einer *Lowess*-Kurve dargestellt;
 Westschweizer Kantone (exkl. Genf) = Freiburg, Jura, Neuenburg, Waadt & Wallis.

Bei den beiden Differenzmodellen (Tabelle 3), wird eine Reduktion der Rate im Kanton Genf im Vergleich zu den anderen Kantonen von 2.50 geschätzt. Diese ist jedoch nicht signifikant. Auch ist die Anpassung an diese Reduktion sofortig und nicht schleichend (kein signifikanter δ_1 -Parameter). Das Modell mit Interaktionseffekten zeigt, dass in dieser Altersgruppe die Genfer Raten signifikant unter jenen der anderen Kantone liegen (Koeffizient „Kanton“ = -6.93) und dass die Raten über die Zeit generell ansteigen (Koeffizient „Intervention“ = 6.36). Dieser Anstieg findet aber im Kanton Genf nicht bzw. langsamer statt, so dass sich in der Phase nach der Intervention die Differenz zwischen dem Kanton Genf und den anderen Kantonen um 3.01 Fälle pro tausend stärker vergrößert. Dieser Effekt ist knapp signifikant ($p = .046$). Zusammenfassend kann man sagen, dass in der Altersgruppe der 16- bis 19-Jährigen, die Intervention mit Sicherheit keinen negativen (schädlichen) Effekt hatte, vielmehr haben sich die Raten im Kanton Genf, im Vergleich zu den anderen Kantonen, weniger stark nach oben entwickelt. Allerdings ist der statistische Signifikanzschluss grenzwertig und vom verwendeten Modell abhängig ($p = .114$ im Differenzmodell, $p = .046$ im Interaktionsmodell).

Tabelle 3: ARIMA-Modelle: 16- bis 19-Jährige

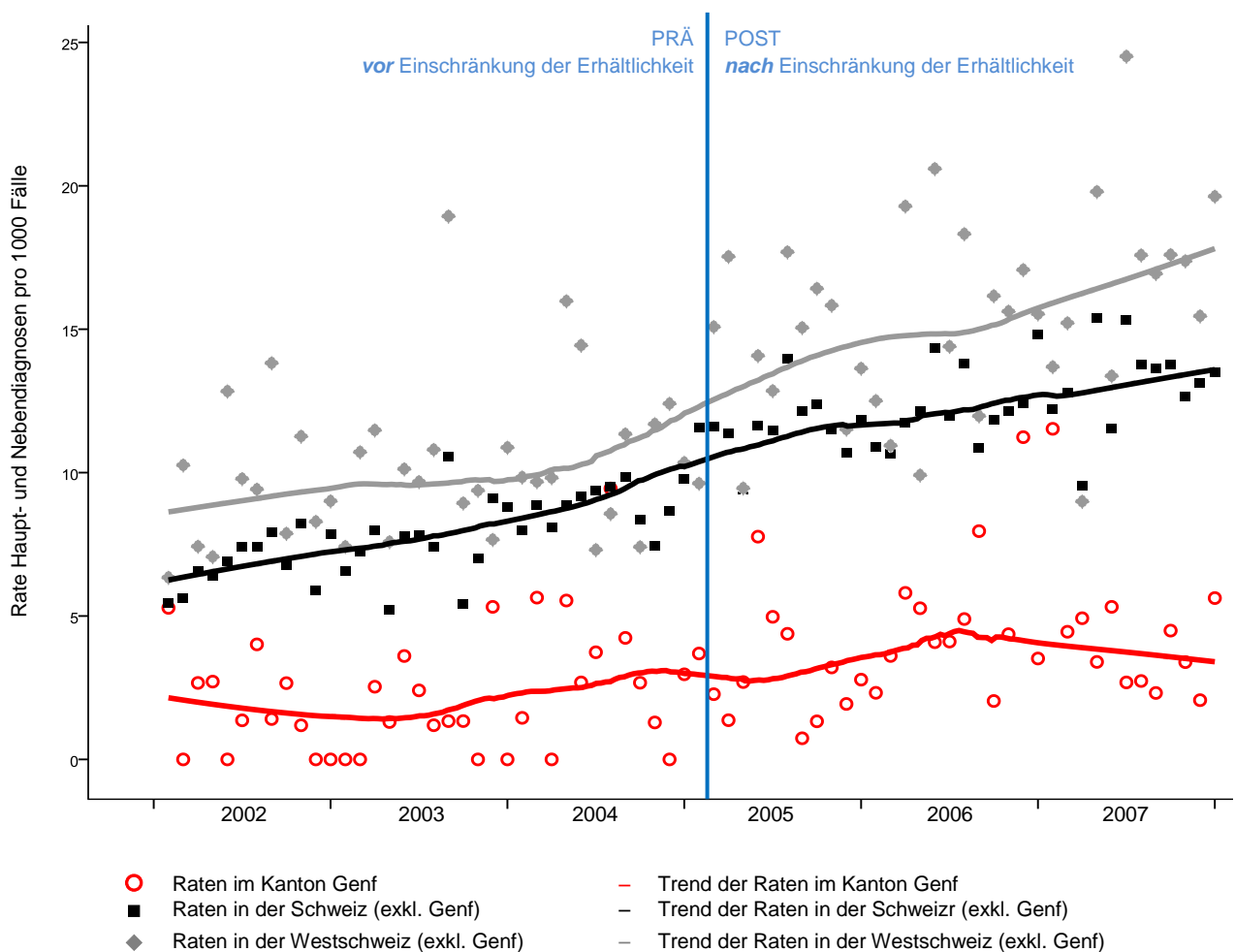
	Typ (p,d,q)(P,D,Q)	Fit		Ljung-Box-Q			Outl.	UV	ARIMA-Modell				gain	
		R^2_{stat}	BIC	Q_{LB}	df	sig			lag	b	SE	sig		
Differenzmodell														
a)	(0,0,0)(0,0,0)	.04	3.90	20.2	18	.322	0	Konstante			-6.93	1.09	.000***	-2.50
								Intervention	ω	0	-2.50	1.56	.114	
b)	(0,0,0)(0,0,0)	.03	3.98	19.8	18	.341	0	Konstante			-7.08	1.11	.000***	-2.35
								Intervention	ω	0	-2.56	6.67	.702	
								Intervention	δ	1	-.09	2.83	.975	
Interaktionsmodell														
a)	(0,0,0)(0,0,0)	.57	3.17	15.1	18	.655	1	Konstante			19.26	1.64	.000***	-3.01
								Kanton	ω	0	-6.93	1.04	.000***	
								Intervention	ω	0	6.36	1.05	.000***	
								Kanton*Intervention	ω	0	-3.01	1.50	.046*	

Bemerkungen: Typ (p,d,q)(P,D,Q) = autoregressiver Parameter (p, P), Differenzbildung (d, D) und moving average (q, Q) jeweils für ω bzw. δ , $R^2_{stat} = R^2$ für stationären Teil, BIC = Normalisiertes Bayes-Informationskriterium, Outl. = Anzahl Outlier, UV = unabhängige Variable, b = Regressionskoeffizient, SE = Standardfehler, ω = Zähler und δ = Nenner sind Parameter der Transferfunktion, Intervention = prä (0) vs. post (1), Kanton = Schweiz exkl. Genf (0) vs. Genf (1), Kanton*Intervention = Interaktionsterm, Schweiz exkl. Genf oder Genf prä (0) vs. Genf post (1), Signifikanzlevel (sig): * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

3.4 Veränderungen bei jungen Erwachsenen (20- bis 29-jährig)

Wie bei den 16- bis 19-Jährigen zeigt der Kurvenverlauf für den Kanton Genf auch bei den 20- bis 29-Jährigen (Abbildung 3) im Zeitraum nach der Intervention zuerst eine leichte Zunahme, sinkt bis Ende 2007 jedoch wieder ab. Insgesamt steigen die Raten an Hospitalisierungen wegen Alkoholintoxikation im Kanton Genf somit weniger deutlich an, als dies in den anderen Kantonen der Fall ist.

Abbildung 3: Raten (pro 1000) der Diagnosen „Alkohol-Intoxikation“ (Haupt- oder Nebendiagnose F10.0, F10.1, T51.0) bei 20- bis 29-Jährigen, nach Erhebungsmonat und Region, gewichtet



Bemerkungen: Die Erhältlichkeit von Alkohol wurde per 1. Februar 2005 eingeschränkt.
 Der Trend der Raten über die Zeit wird mit Hilfe einer *Lowess*-Kurve dargestellt;
 Westschweizer Kantone (exkl. Genf) = Freiburg, Jura, Neuenburg, Waadt & Wallis.

Die entstandene Differenz liegt bei -2.61 im Differenzmodell a), wird aber nicht signifikant im Differenzmodell b) mit Modell mit δ -Parameter (Tabelle 4). Im Interaktionsmodell wird die Differenz zwischen den Kantonen nach der Intervention auf -2.77 geschätzt. Der signifikante Parameter deutet an, dass auch in dieser Altersgruppe die Intervention einen positiven Effekt (im Sinne der Public-Health Relevanz) hatten, d.h. den Anstieg in den Raten der Hospitalisierungen im Kanton Genf im Vergleich zu den anderen Kantonen verlangsamt haben.

Tabelle 4: ARIMA-Modelle: 20- bis 29-Jährige

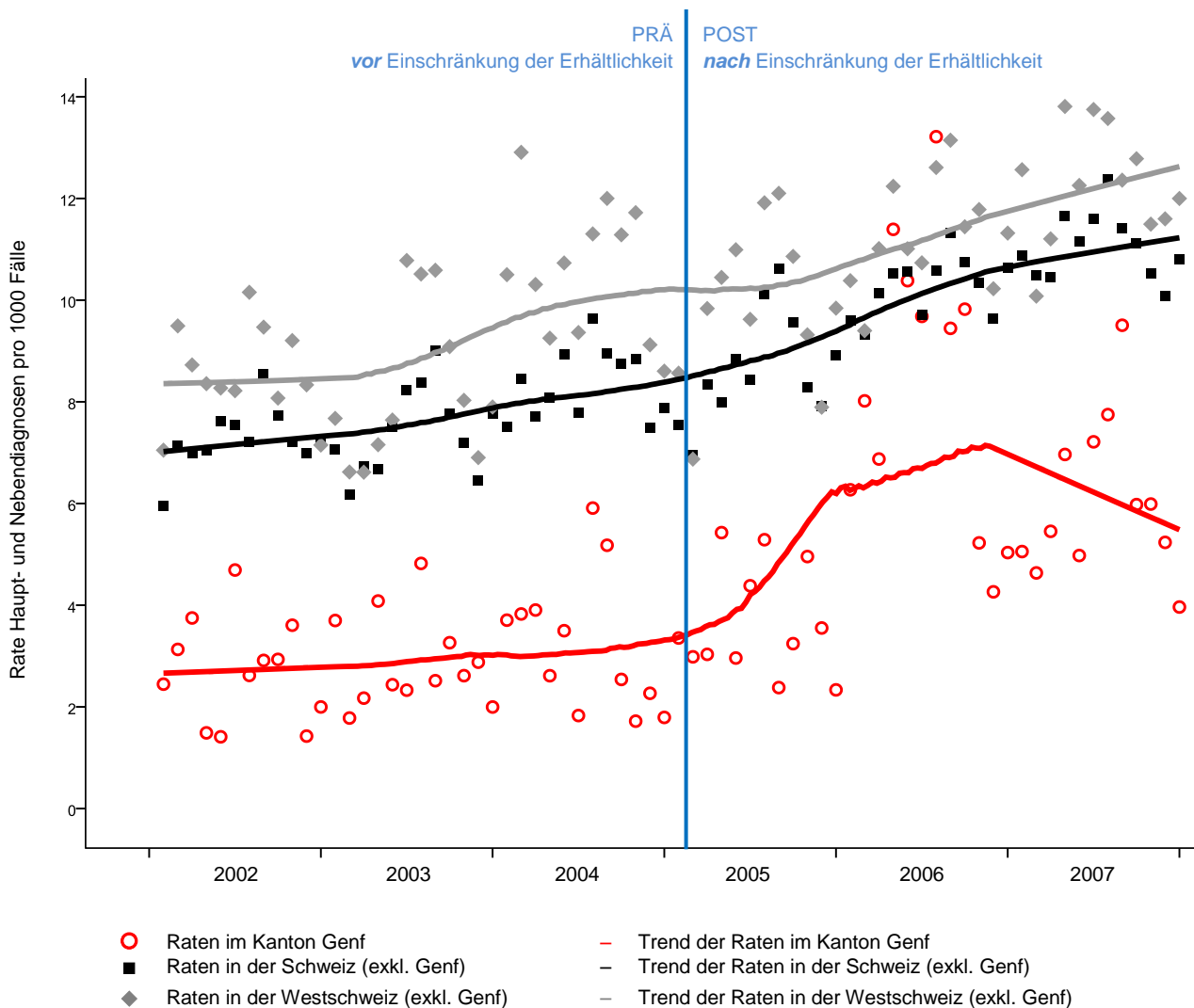
	Typ (p,d,q)(P,D,Q)	Fit		Ljung-Box-Q			Outl.	UV	ARIMA-Modell				gain	
		R^2_{stat}	BIC	Q_{LB}	df	sig			lag	b	SE	sig		
Differenzmodell														
a)	(0,0,0)(0,0,0)	.22	1.97	15.6	18	.617	0	Konstante			-5.60	.41	.000***	-2.61
								Intervention	ω	0	-2.61	.60	.000***	
b)	(0,0,0)(0,0,0)	.21	1.99	17.5	18	.459	0	Konstante			-5.75	.41	.000***	-2.45
								Intervention	ω	0	-2.85	2.38	.235	
									δ	1	-.16	.97	.866	
Interaktionsmodell														
a)	(0,0,0)(3,0,0)	.88	1.23	15.8	15	.392	3	Konstante			13.62	.51	.000***	-2.77
								AR _{saisonal 12}		1	-.17	.09	.056+	
								AR _{saisonal 12}		2	-.04	.09	.626	
								AR _{saisonal 12}		3	.27	.10	.007**	
								Kanton	ω	0	-5.80	.32	.000***	
								Intervention	ω	0	4.62	.30	.000***	
								Kanton*Intervention	ω	0	-2.77	.45	.000***	

Bemerkungen: Typ (p,d,q)(P,D,Q) = autoregressiver Parameter (p, P), Differenzbildung (d, D) und moving average (q, Q) jeweils für ω bzw. δ , $R^2_{stat} = R^2$ für stationären Teil, BIC = Normalisiertes Bayes-Informationskriterium, Outl. = Anzahl Outlier, UV = unabhängige Variable, b = Regressionskoeffizient, SE = Standardfehler, ω = Zähler und δ = Nenner sind Parameter der Transferfunktion, Intervention = prä (0) vs. post (1), Kanton = Schweiz exkl. Genf (0) vs. Genf (1), Kanton*Intervention = Interaktionsterm, Schweiz exkl. Genf oder Genf prä (0) vs. Genf post (1), AR_{saisonal} = saisonale Autoregression, Signifikanzlevel (sig): * p<.05, ** p<.01, *** p<.001.

3.5 Veränderungen bei Erwachsenen (über 29-jährig)

Bei den über 29-Jährigen, scheint die Intervention keinen positiven Einfluss (im Sinne einer Reduktion an Hospitalisierungen) gehabt zu haben (Abbildung 4). Es deutet sich zunächst bis 2006 ein Anstieg an und 2007 wieder ein leichter Rückgang, wenn auch auf ein höheres Niveau als in der Phase vor der Intervention.

Abbildung 4: Raten (pro 1000) der Diagnose „Alkohol-Intoxikation“ (Haupt- oder Nebendiagnose F10.0, F10.1, T51.0) bei ≥ 30 -Jährigen, nach Erhebungsmonat und Region, gewichtet



Bemerkungen: Die Erhältlichkeit von Alkohol wurde per 1. Februar 2005 eingeschränkt.
 Der Trend der Raten über die Zeit wird mit Hilfe einer *Lowess*-Kurve dargestellt;
 Westschweizer Kantone (exkl. Genf) = Freiburg, Jura, Neuenburg, Waadt & Wallis.

Die verschiedenen ARIMA-Modelle zeigen keinen signifikanten Effekt (Tabelle 5). Das Vorzeichen des Effektes wäre jedoch positiv, würde also auf einen Anstieg der Raten im Kanton Genf hinweisen.

Tabelle 5: ARIMA-Modelle: ≥ 30 Jährige

	Typ (p,d,q)(P,D,Q)	Fit		Ljung-Box-Q			Outl.	UV	ARIMA-Modell				gain	
		R^2_{stat}	BIC	Q_{LB}	df	sig			lag	b	SE	sig		
Differenzmodell														
a)	(1,0,0)(0,0,0)	.23	1.20	15.7	17	.543	0	Konstante		-4.68	.48	.000***	.63	
								AR	1	.44	.11	.000***		
								Intervention	ω	0	.67	.350		
b)	(1,0,0)(0,0,0)	.24	1.27	14.6	17	.623	0	Konstante		-4.80	.46	.000***	.82	
								AR	1	.45	.11	.000***		
								Intervention	ω	0	1.49	.99		.137
									δ	1	-.81	.24		.001**
Interaktionsmodell														
a)	(3,0,0)(0,0,0)	.84	.67	19.9	16	.224	1	Konstante		13.03	1.34	.000***	.52	
								AR	1	.51	.08	.000***		
								AR	3	.20	.08	.011*		
								Kanton	ω	0	-4.96	.83		.000***
								Intervention	ω	0	1.74	.76		.024*
								Kanton*Intervention	ω	0	.52	1.11		.640
b)	(1,0,1)(0,0,0)	.84	.69	22.9	16	.116	1	Konstante		12.86	1.27	.000***	.42	
								AR	1	.76	.09	.000***		
								MA	1	.26	.13	.054+		
								Kanton	ω	0	-4.87	.79		.000***
								Intervention	ω	0	1.86	.74		.013*
								Kanton*Intervention	ω	0	.42	1.08		.696

Bemerkungen: Typ (p,d,q)(P,D,Q) = autoregressiver Parameter (p, P), Differenzbildung (d, D) und moving average (q, Q) jeweils für ω bzw. δ , $R^2_{stat} = R^2$ für stationären Teil, BIC = Normalisiertes Bayes-Informationskriterium, Outl. = Anzahl Outlier, UV = unabhängige Variable, b = Regressionskoeffizient, SE = Standardfehler, ω = Zähler und δ = Nenner sind Parameter der Transferfunktion, Intervention = prä (0) vs. post (1), Kanton = Schweiz exkl. Genf (0) vs. Genf (1), Kanton*Intervention = Interaktionsterm, Schweiz exkl. Genf oder Genf prä (0) vs. Genf post (1), AR = Autoregression, MA = gleitender Mittelwert (moving average), Signifikanzlevel (sig): * p<.05, ** p<.01, *** p<.001.

4. Diskussion

Seit dem 1. Februar 2005 ist im Kanton Genf der Verkauf von Alkohol zum Mitnehmen (z.B. in Supermärkten, Kiosken) ab 21 Uhr untersagt und der Verkauf von alkoholischen Getränken an Tankstellen und in Videotheken verboten. Die vorliegende Studie untersuchte, ob diese Intervention einen messbaren Effekt auf den Alkoholkonsum hatte. Dazu wurden die in der Medizinischen Statistik der Krankenhäuser monatlich dokumentierten Fälle von „Alkohol-Intoxikation“ der Jahre 2002 bis 2007 als natürliches Experiment ausgewertet: Wenn sich die Zahl der wegen Alkohol-Intoxikation hospitalisierten Fälle im Kanton Genf („Experimentalgruppe“) nach der Intervention anders entwickelt als in den übrigen Schweizer Kantonen („Kontrollgruppe“), kann dieser Effekt als Hinweis auf eine Wirkung der Intervention interpretiert werden.

Befunde bei 10- bis 15-Jährigen

In der jüngsten Altersgruppe der 10- bis 15-Jährigen sanken im Kanton Genf die Intoxikationsraten ab dem Zeitpunkt der Intervention, während sie in den anderen Kantonen weiter anstiegen. Dieser Effekt wurde in beiden ARIMA-Modellen signifikant. Nach der Intervention haben sich die Intoxikationsraten im Kanton Genf im Vergleich zu den anderen Schweizer Kantonen um etwa 4 bis 5.5 pro tausend reduziert.

In den ARIMA-Modellen dieser Altersgruppe wurde berücksichtigt, dass seit Juni 2006 unter 16-Jährige im Kanton Genf teilweise nur noch ambulant behandelt und somit nicht mehr in der Medizinischen Statistik der Krankenhäuser dokumentiert wurden. Eine Hospitalisierung wird als nicht mehr notwendig erachtet, da die Nachbetreuung und psychosozialen Abklärungen von Kindern und Jugendlichen auch ohne teil-/stationäre Behandlung garantiert werden konnte (Duran, Aladjem & Caflisch, 2009).

Befunde bei 16- bis 29-Jährigen

Für die Altersgruppen der 16- bis 19-Jährigen und 20- bis 29-Jährigen waren die Befunde zwar klar, jedoch a) weniger deutlich und b) zumindest bei den 16- bis 19-Jährigen etwas abhängig vom statistischen Modell (zumindest im Signifikanzniveau). Im Schnitt sind die Raten um etwa 2.5 bis 3 pro tausend weniger stark angestiegen als in den anderen Kantonen. In den *Lowess*-Abbildungen zeigte sich dieser Effekt als deutlich schwächerer Anstieg der Hospitalisierungsraten für den Kanton Genf im Vergleich zu den anderen Schweizer Kantonen; ein deutlicher „Knick“ zum Zeitpunkt der Intervention liess sich jedoch für den Kanton Genf nicht ausmachen. Die Zeitreihenmodelle deuteten in der Regel signifikant in die Richtung, dass die eingeschränkten Verkaufszeiten und das Verkaufsverbot in Tankstellen und Videotheken einen positiven Effekt auf die Hospitalisierungsraten hatten (im Sinne einer Reduktion an Hospitalisierungen). Die Effekte hingen jedoch hinsichtlich des Signifikanzniveaus, bei den 16- bis 19-Jährigen, vom Modell der Zeitreihenanalyse (Differenzmodell vs. Interaktionsmodell) ab.

Befunde bei über 29-Jährigen

Bei den über 29-Jährigen, zeigte die Intervention keinen positiven Einfluss auf die Hospitalisierungen (im Sinne einer Reduktion).

Erklärungen zum Alterseffekt

Die hier berichteten Ergebnisse stehen im Einklang mit der internationalen Literatur zur Erhältlichkeit von Alkohol. Es ist jedoch zu betonen, dass die Befunde auch einige Fragen aufwerfen, die davor warnen, die Ergebnisse als eindeutigen Hinweis auf die Wirksamkeit der Intervention zu werten. Dazu bräuchte es weitere Indikatoren. Nachdenklich – im Sinne einer eindeutigen Kausalzuordnung – stimmt, dass auch für jene starke Effekte gefunden wurden, die aus Altersgründen noch gar keinen Alkohol kaufen dürften (10- bis 15-Jährige). Betrachtet man die groben Raten (Tabelle 1), so sind diese auch im Kanton Genf – sowohl bei Jungen als auch bei Mädchen – im ersten Jahr nach der Einführung zunächst angestiegen, danach jedoch deutlich abgefallen. In den Zeitreihenanalysen erklärt sich dieser Anstieg als statistischer Ausreisser und wurde deshalb auch so modelliert.

Eine Vielzahl von Studien berichten, dass die Einschränkung der Verfügbarkeit von Alkohol (z.B. Preis) bei Jugendlichen einen grösseren Effekt hat, als in der Allgemeinbevölkerung. Ein grösserer Effekt zeigte sich zudem bei denjenigen, welche häufiger beziehungsweise mehr Alkohol konsumieren (z.B. Kuo *et al.*, 2003; Laixuthai und Chaloupka 1993; Chaloupka und Wechsler 1996; Chaloupka *et al.*, 2002).

Ähnlich wie in der vorliegenden Studie, berichtet beispielsweise eine aktuelle Studie aus Dänemark, dass vor allem unter 16-Jährige von der veränderten Erhältlichkeit von alkoholischen Getränken betroffen waren – obwohl Jugendliche in Dänemark wie auch in der Schweiz mindestens 16-jährig sein müssten, um legal alkoholische Getränke kaufen zu dürfen. Bloomfield *et al.* (2009) untersuchte mit einer Zeitreihenanalyse den möglichen Effekt des erleichterten ökonomischen Zugangs (d.h. schrittweise gesenkte Steuern auf alkoholischen Getränken und Lockerung der Einfuhrbeschränkung zwischen 2003 und 2005) auf die Zahl der alkoholbedingten Hospitalisierungen wegen akuter Intoxikation (F10.0) und Alkoholvergiftung (T51.0). Den grössten Effekt zeigte sich dabei ebenfalls in der Altersgruppe der unter 15-Jährigen. Bei Bloomfield *et al.* (2009) war der Effekt jedoch umgekehrt (Anstiege der Intoxikationsraten), da Alkohol leichter verfügbar bzw. billiger wurde.

Ramstedt *et al.* (2002) zeigen, dass bei Jugendlichen im Vergleich zu Erwachsenen, alkoholbezogene Probleme stärker abnehmen, wenn der Zugang zu Alkohol erschwert wird (Einschränkung des Bierverkaufs auf wenige Läden, sog. „Systembolaget“). Man würde also auch für die vorliegende Studie einen stärkeren Effekt bei jüngeren Personen erwarten, wie dies in dieser Studie von Ramstedt *et al.* (2002) gezeigt wurde. Laixuthai und Chaloupka (1993) fanden, dass die Erhöhung von Bierpreisen durch Besteuerung, die Gesamtzahl junger Trinker und die Zahl der Risikokonsumierenden reduzierte. Durch höhere Bierpreise ging die Trinkhäufigkeit und die Prävalenz von Rauschtrinken bei Jugendlichen und erwachsenen Frauen zurück, nicht aber bei erwachsenen Männern (Chaloupka & Wechsler, 1996).

Eine Erklärung für den grösseren Effekt bei jüngeren Leuten im Vergleich zu älteren liegt sicherlich darin, dass jüngere Leute weniger finanzkräftig sind (z.B. Edwards *et al.*, 1994). So konnte beispielsweise gezeigt werden, dass insbesondere junge Rauschtrinker günstigere Getränke deutlich bevorzugen (Wechsler *et al.*, 2000) und dass generell ein starker Zusammenhang zwischen dem Nettoeinkommen und der Wahrscheinlichkeit des Rauschtrinkens besteht (Bellis *et al.*, 2007).

Wenn also die Preise alkoholischer Getränke für Jugendliche besonders relevant sind, lohnt es sich, die Preise verschiedener möglicher Bezugsquellen miteinander zu vergleichen. Eine aktuelle Studie zu den Ausgaben Jugendlicher für alkoholische Getränke (Labhart *et al.*, 2010) schätzt, dass die Preise in Restaurants, Bars oder Diskotheken (*on-premise*) etwa doppelt (Alkopops) bis achtmal (Spirituosen) so hoch sind als in Supermärkten (*off-premise*). Die geringere Finanzkraft von Jugendlichen im Vergleich zu Erwachsenen (z.B. Edwards *et al.*, 1994) zeigt sich deutlich darin, dass insbesondere bei jüngeren Jugendlichen die konsumierten alkoholischen Getränke fast vollständig aus *off-premise* Verkäufen stammen (Labhart *et al.*, 2010), dieser Anteil nimmt mit zunehmendem Alter deutlich ab.

Betrachtet man wann und wo Alkohol am häufigsten konsumiert wird, zeigt sich, in allen Altersgruppen, dass Alkohol vor allem im privaten Kontext (bei sich oder jemand anderem zuhause) konsumiert wird. Bei Jugendlichen ist dieser Anteil besonders deutlich (wenn Jugendliche im öffentlichen Kontext konsumieren, betrifft dies vor allem Parks oder Festivals). Erst ab dem jungen Erwachsenenalter wird ein relevanter Teil des Alkohols in Restaurants, Nachtclubs oder Pubs konsumiert (Ministry of Health, 2007; Substance Abuse and Mental Health Services Administration (Office of Applied Studies), 2008). Zudem findet ein Grossteil der Trinkgelegenheiten Freitag oder Samstag nachts statt (Gmel *et al.*, 2005; Kairouz *et al.*, 2002; Kauer *et al.*, 2009), das heisst, wenn die meisten Läden und Supermärkte bereits geschlossen sind. Die Möglichkeit zuhause Vorräte an alkoholischen Getränken anzulegen, macht den Konsum unabhängiger von Verkaufszeiten und -orten. Im Sinne der „Rational choice Theorie“ können stark Trinkende durchaus ihren Konsum geeignet vorausplanen, bzw. lernen, diesen vor auszuplanen (Skog, 1999), so dass eine Einschränkung des Verkaufs „nur“ bis 21 Uhr kein grosser Hinderungsgrund wäre. Jene jungen Menschen, die „auf Trebe“ sind und – eventuell bereits unter dem Einfluss von Alkohol – den Alkoholgebrauch fortsetzen möchten, können weniger auf Vorräte zurückgreifen und sind somit in verstärkter Masse von den zum betreffenden Zeitpunkt vorhandenen Verkaufsangeboten (*off-* und *on-premise*) abhängig.

Aus unserer Sicht gibt es hauptsächlich zwei Erklärungsansätze für den Effekt der Intervention auf die Intoxikationsraten bei Jugendlichen und jungen Erwachsenen, einschliesslich der jüngsten Altersgruppe (10- bis 15-Jährige), die eigentlich Alkohol gar nicht legal kaufen dürfte:

1. Jugendliche und junge Erwachsene sind stärker von der Einschränkung des off-premise Verkaufs beeinflusst, weil ...

- a) .. sie weniger finanzkräftig sind als ältere. Insbesondere Jugendliche bevorzugen deshalb alkoholische Getränke dort zu beziehen, wo sie vergleichsweise günstiger sind (d.h. *off-* statt *on-premise*).
- b) .. sie weniger oft alkoholische Getränke als Vorrat zuhause haben bzw. zuhause konsumieren. Jüngere Leute sind vermehrt vom Angebot abhängig, das zugänglich ist, während sie „auf Trebe“ sind.
- c) .. der Zugang zu Diskotheken oder Bars für Jugendliche erschwert ist (Mindestalter für den Eintritt).
- d) .. in Restaurants, Diskotheken und Bars von älteren Peers bestellte Getränke weniger gut an jüngere weitergegeben werden können. Zudem ist es dem Personal dieser Lokalitäten verboten, Alkohol an „stark betrunkene“ Personen auszuschenken.

Dieser Erklärungsansatz setzt nicht zwingend voraus, dass die alkoholischen Getränke von den minderjährigen Jugendlichen selber gekauft werden. Empirische Befunde aus dem Ausland zeigen, dass Minderjährige die konsumierten alkoholischen Getränke aus ihrem soziale Netzwerk oder von ihrer Familie erhalten (Dent *et al.*, 2005; Forster *et al.*, 1997; Harrison *et al.*, 2000; Preusser & Williams, 1992; Schwartz *et al.*, 1998; Wagenaar *et al.*, 1996) und nicht selbst aus kommerziellen Quellen beziehen. Es ist naheliegend, dass auch in der Schweiz ältere Peers oder Eltern alkoholische Getränke kaufen und entweder gemeinsam mit den Minderjährigen konsumieren oder die Getränke an die Minderjährigen weitergeben. Hier zeigt sich eine deutliche Lücke im Schweizer Jugendschutz, in dem zwar ein Mindestalter besteht, um legal alkoholische Getränke kaufen oder weitergeben zu dürfen (Confédération suisse, 2008a; b), jedoch ein Mindestalter um Alkohol erhalten, konsumieren oder besitzen zu dürfen fehlt.

2. Bessere Umsetzung der bestehenden Jugendschutzmassnahmen im Kanton Genf im Vergleich zu anderen Schweizer Kantonen

Sowohl Schülerbefragungen (Gmel *et al.*, 2009; Schmid *et al.*, 2008) als auch Testkäufe in verschiedenen Schweizer Kantonen haben mehrmals gezeigt, dass auch Minderjährige fast problemlos alkoholische Getränke kaufen können. Das Absinken der Hospitalisierungsraten im Kanton Genf kurz nach der Intervention, könnte möglicherweise auch dadurch erklärt werden, dass zusammen mit der Intervention auch das Mindestalter besser überprüft und eingehalten worden wäre. Empirische Hinweise um diese Annahme zu stützen fehlen jedoch.

Zuschreibung der gefundenen Effekte auf die Einschränkung der Verkaufszeiten vs. dem Verkaufsverbot von alkoholischen Getränken in Tankstellen und Videoläden

Obwohl der relative Rückgang der Hospitalisierungsraten im Kanton Genf ab dem Februar 2005 darauf hindeutet, dass die Intervention einen positiven Effekt hatte, bleibt offen, inwiefern diese Veränderung der zeitlichen und/oder der geographischen eingeschränkten Erhältlichkeit alkoholischer Getränke zugeschrieben werden kann. Da beide Gesetzesänderungen gleichzeitig in Kraft getreten sind, können basierend auf der Medizinischen Statistik der Krankenhäuser die Effekte der eingeschränkten Verkaufszeiten und das Verkaufsverbot alkoholischer Getränke in Tankstellen und Videoläden nicht separat geschätzt werden. Detaillierte Angaben zu den Umsätzen mit alkoholischen Getränken, die nach 9 Uhr abends *off-premise* oder in Tankstellen und Videoläden verkauft wurden, könnten einen Hinweis auf die relative Bedeutung der beiden Gesetzesänderungen geben.

Hospitalisierungsrate für Alkohol-Intoxikation als Indikator für Veränderungen im Alkoholkonsum

Um den möglichen Effekt der eingeschränkten Erhältlichkeit von Alkohol auf den Alkoholkonsum zu untersuchen, bräuchte es nebst den Daten der Medizinischen Statistik der Krankenhäuser bezüglich Alkohol-Intoxikationen weitere Indikatoren. Generell besteht das Problem, dass vor allem in den jüngeren Altersgruppen Hospitalisierungen in Folge von Alkohol-Intoxikationen sehr selten und somit nicht der beste Indikator für verändertes Konsumverhalten, sind. In einer aktuellen Studie, die ebenfalls auf der Medizinischen Statistik der Krankenhäuser basiert, konnte zwar aufgrund einer Querschnittsanalyse gezeigt werden, dass die Raten der alkoholbedingten Hospitalisierungen in den einzelnen Kantonen mit den jeweiligen Trinkmustern (z.B. für den Kanton aggregierte Prävalenz von Rauschtrinken) zusammenhängen; die gefundenen Zusammenhänge waren jedoch eher schwach (je nach Indikator für das Trinkmuster lag τ_{Kendall} zwischen .23 und .31). Zudem entwickelten sich die Trends für Hospitalisierungsraten und für die Prävalenz von Rauschtrinken in den letzten Jahren gegenläufig (Wicki & Gmel, 2009). Die Hospitalisierungsraten für Alkohol-Intoxikation sind ein Indikator für eine extreme Form des episodischen Risikokonsums, der jedoch nicht direkt Aufschluss über Veränderungen des Rauschtrinkens im Allgemeinen, gibt (d.h. über vergleichsweise milde Formen des episodischen Risikokonsums, wie z.B. vier bzw. fünf oder mehr alkoholischen Getränke bei einer Trinkgelegenheit).

Fazit

Abschliessend kann mit grosser Sicherheit gesagt werden, dass die veränderten Verkaufszeiten und das Verkaufsverbot für alkoholische Getränke in Tankstellen und Videoläden keinen negativen Effekt auf Alkohol-Intoxikationen gehabt haben. Für bis zu 29-Jährige konnte ein positiver Effekt statistisch gefunden werden, der in Anbetracht der Erfahrungen, die bezüglich veränderter Erhältlichkeit von Alkohol gemacht und die in der internationalen Fachliteratur dokumentiert wurden, auch inhaltlich plausibel ist.

Anhang

Tabelle A1: Gewichtungen von Kantonen zum Ausgleich unterschiedlicher Teilnahmequoten an der Medizinischen Statistik der Krankenhäuser

Kanton	Gewichte					
	2002	2003	2004	2005	2006	2007
ZH	1.22	1.10	1.04	1.02	1.02	1.02
BE	1.09	1.04	1.03	1.02	1.01	1.02
LU	1.10	1.10	1.09	1.02	1.02	1.02
UR	.99	1.01	.99	1.00	1.00	1.00
SZ	1.02	1.02	1.00	1.00	1.00	1.00
OW	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
NW	.99	1.00	1.00	1.00	1.02	1.00
GL	1.04	2.08	1.64	1.28	1.33	1.69
ZG	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
FR	1.08	.93	.96	.99	.97	.99
SO	1.03	1.01	1.03	1.01	.97	1.03
BS	1.01	1.01	1.04	1.05	1.06	1.08
BL	1.00	1.00	1.01	1.01	1.02	1.03
SH	.88	1.06	.94	.95	.89	.85
AR	1.06	1.05	1.08	1.08	1.08	1.08
AI	1.37	1.56	1.30	1.28	1.28	1.01
SG	1.06	1.09	1.10	1.06	1.09	1.05
GR	1.02	.99	.99	1.16	1.04	1.03
AG	.88	1.03	1.02	1.05	1.01	1.01
TG	1.00	1.03	1.09	1.06	1.05	.98
TI	1.01	1.11	1.06	1.05	1.01	1.01
VD	1.03	1.03	1.04	1.04	1.03	1.02
VS	1.08	1.01	1.00	1.01	1.01	1.01
NE	1.25	1.25	1.10	1.11	1.20	1.15
GE	1.52	1.37	1.45	1.00	.99	.99
JU	1.22	1.23	1.39	.99	1.01	1.05
Gewicht Gesamtschweiz	1.10	1.08	1.07	1.03	1.02	1.02

Bemerkungen: Gewichte unter 1 entstehen, wenn ein Kanton mehr Fälle an die Statistik liefert als die entsprechenden Krankenhäuser gemäss rechtlich-wirtschaftlichem Status ausweisen (siehe Bundesamt für Statistik (BFS), 2008)

Literatur

- Annaheim, B. & Gmel, G. (2004). *Alkoholkonsum in der Schweiz: Ein Synthesebericht zu Alkoholkonsum und dessen Entwicklung auf der Basis der Schweizerischen Gesundheitsbefragung 1997 und 2002. Forschungsbericht*. Lausanne: Schweizerische Fachstelle für Alkohol- und andere Drogenprobleme (SFA).
- Babor, T. F., Caetano, R., Casswell, S., Edwards, G., Giesbrecht, N., Graham, K., Grube, J. W., Gruenewald, P. J., Hill, L., Holder, H. D., Homel, R., Österberg, E., Rehm, J., Room, R. & Rossow, I. (2003). *Alcohol: No Ordinary Commodity. Research and Public Policy*. Oxford: Oxford Medical Publication, Oxford University Press.
- Bellis, M. A., Hughes, K., Morleo, M., Tocque, K., Hughes, S., Allen, T., Harrison, D. & Ferron, E. (2007). Predictors of risky alcohol consumption in schoolchildren and their implications for preventing alcohol-related harm. *Substance Abuse Treatment, Prevention, and Policy*, 2, 15.
- Bloomfield, K., Rossow, I. & Norström, T. (2009). Changes in alcohol-related harm after alcohol policy changes in Denmark. *European Addiction Research*, 15, 224-231.
- Box, G. E. P. & Jenkins, G. M. (1976). *Time Series Analysis and Control*. Oakland CA: Holden-Day.
- Bruun, K., Edwards, G., Lumio, M., Mäkelä, K., Pan, L., Popham, R. E., Schmidt, W., Skog, O.-J., Sulkunen, P. & Österberg, E. (1975). *Alcohol Control Policies in Public Health Perspective*. Helsinki: Finnish Foundation for Alcohol Studies.
- Bundesamt für Statistik (BFS) (2005). *Tabellen der Gesundheitsstatistik. Medizinische Statistik 2003*. Neuchâtel: BFS.
- Bundesamt für Statistik (BFS) (2008). *Erhebungen, Quellen – Schweizerische Gesundheitsbefragung (SGB)*. Neuchâtel: BFS [20.04.2008: http://www.bfs.admin.ch/bfs/portal/de/index/infothek/erhebungen__quellen/blank/blank/ess/01.html].
- Bundesamt für Statistik (BFS) (2009). *Medizinische Statistik der Krankenhäuser 2007 - Standardtabellen*. Neuchâtel: BFS.
- Bundesministerium für Soziale Sicherheit und Generationen (BMSG) (2000). *Diagnoseschlüssel: ICD-10 BMSG 2001*. Wien: BMSG Gruppe VII/A.
- Campbell, C. A., Hahn, R. A., Elder, R., Brewer, R., Chattopadhyay, S., Fielding, J., Naimi, T. S., Toomey, T., Lawrence, B., Middleton, J. C. and the Task Force on Community Preventive Sciences (2009). The effectiveness of limiting alcohol outlet density as a means of reducing excessive alcohol consumption and alcohol-related harms, *American Journal of Preventive Medicine*, 37(6), 556–569.

- Chaloupka, F. J. & Wechsler, H. (1996). Binge drinking in college: the impact of price, availability, and alcohol control policies. *Contemporary Economic Policy*, 14, 112-124.
- Chaloupka, F. J., Grossman, M. & Saffer, H. (2002). The effects of price on alcohol consumption and alcohol-related problems. *Alcohol Research and Health*, 26, 22-34.
- Cohen, D. A., Ghosh-Dastidar, B., Scribner, R., Miu, A., Scott, M., Robinson, P., Farley, T. A., Bluthenthal, R.N. & Brown-Taylor, D. (2006). Alcohol outlets, gonorrhea, and the Los Angeles civil unrest: a longitudinal analysis. *Social Science and Medicine*, 62, 3062-3071.
- Confédération suisse (2008a). *Loi fédérale du 21 juin 1932 sur l'alcool*. Bern: Confédération suisse [05.10.2009: <http://www.admin.ch/ch/f/rs/c680.html>].
- Confédération suisse (2008b). *RS 817.02 Ordonnance sur les denrées alimentaires et les objets usuels*. Bern: Confédération suisse [05.10.2009: http://www.admin.ch/ch/f/rs/817_02/a11.html].
- Dent, C. W., Grube, J. W. & Biglan, A. (2005). Community level alcohol availability and enforcement of possession laws as predictors of youth drinking. *Preventive Medicine*, 40, 355-362.
- Donnelly, N., Poynton, S., Weatherburn, D., Bamford, E. & Nottage J. (2006). Liquor outlet concentrations and alcohol-related neighborhood problems. *Alcohol Studies Bulletin*, 8, 1-16.
- Duailibi, S., Ponicki, W., Grube, J., Pinsky, I., Laranjeira, R., & Raw, M. (2007). The effect of restricting opening hours on alcohol-related violence. *American Journal of Public Health*, 97, 2276-80.
- Duran, M., Aladjem, D., & Caflisch, M. (2009). „Pour la plupart des adolescents l'alcool n'est pas un problème, et pourtant ...“. *Paedriatica*, 20, 52-56.
- Edwards, G., Anderson, P., Babor, T. F., Casswell, S., Ferrence, R. G., Giesbrecht, N., Godfrey, C., Holder, H. D., Lemmens, P. H., Mäkelä, K., Midanik, L. T., Norström, T., Österberg, E., Romelsjö, A., Room, R., Simpura, J. & Skog, O.-J. (1994). *Alcohol Policy and the Public Good*. New York, NY: Oxford University Press.
- England, E. (2005). How interrupted time series analyses can evaluate guideline implementation. *The Pharmaceutical Journal*, 275, 344-347.
- Forster, J. L., Wolfson, M., Murray, D. M., Wagenaar, A. C. & Claxton, A. J. (1997). Perceived and measured availability of tobacco to youths in 14 Minnesota communities: the TPOP Study. Tobacco Policy Options for Prevention. *American Journal of Preventive Medicine*, 13, 167-174.

- Giesbrecht, N. & Greenfield, T. K. (2003). Preventing alcohol-related problems in the US through policy: media campaigns, regulatory approaches and environmental interventions. *The Journal of Primary Prevention*, 24, 63-104.
- Gmel, G., Heeb, J.-L., Rezny, L., Rehm, J. & Mohler-Kuo, M. (2005). Drinking patterns and traffic casualties in Switzerland - matching survey data and police records to design preventive action. *Public Health*, 119, 426-436.
- Gmel, G., Kuntsche, E., Wicki, M. & Labhart, F. (2009). *Das European School Survey Project on Alcohol and Other Drugs (ESPAD) in der Schweiz: Wichtigste Ergebnisse im Vergleich 2003 und 2007*. Lausanne: Schweizerische Fachstelle für Alkohol- und andere Drogenprobleme [05.10.2009: <http://www.sfa-ispa.ch/DocUpload/ESPAD2007.pdf>].
- Gmel, G., Rehm, J. & Kuntsche, E. (2003). Binge drinking in Europe: Definitions, epidemiology, and consequences. *Sucht*, 49, 105-116.
- Goodall, C. (1990). A survey of smoothing techniques. In: Fox, J. & Long, J. S. (eds.): *Modern Methods of Data Analysis*, S. 126-176. Newbury Park, CA: SAGE Publications.
- Gruenewald, P.J., Johnson, F.W. & Treno, A.J. (2002). Outlets, drinking and driving: a multilevel analysis of availability. *Journal of Studies on Alcohol*, 63, 460-468.
- Harrison, P. A., Fulkerson, J. A. & Park, E. (2000). The relative importance of social versus commercial sources in youth access to tobacco, alcohol, and other drugs. *Preventive Medicine*, 31, 39-48.
- Kairouz, S., Gliksman, L., Demers, A. & Adlaf, E. M. (2002). For all these reasons, I do... drink: A multilevel analysis of contextual reasons for drinking among Canadian undergraduates. *Journal of Studies on Alcohol*, 63, 600 - 608.
- Kauer, S. D., Reid, S. C., Sanci, L. & Patton, G. C. (2009). Investigating the utility of mobile phones for collecting data about adolescent alcohol use and related mood, stress and coping behaviours: lessons and recommendations. *Drug and Alcohol Review*, 28, 25-30.
- Kuo, M., Heeb, J.-L., Gmel, G. & Rehm, J. (2003). Does price matter? The effect of decreased price on spirits consumption in Switzerland. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 27, 720-725.
- Labhart, F., Notari, L. & Delgrande Jordan, M. (2010). *Estimation de la dépense de mineurs en boissons alcoolique en 2007*. Lausanne: Schweizerische Fachstelle für Alkohol- und andere Drogenprobleme (SFA).
- Laixuthai, A. & Chaloupka, F. J. (1993). Youth alcohol use and public policy. *Contemporary Policy Issues*, 11, 70-81.

- LaScala, E.A., Johnson, F.W. & Gruenewald, P.J. (2001). Neighborhood characteristics of alcohol-related pedestrian injury collisions: a geostatistical analysis. *Preventive Science*, 2, 123–134.
- Livingstone, M. (2009). Changing the density of alcohol outlets to reduce alcohol-related problems. *Drug and Alcohol Review*, 5, 557-566.
- Luceno, A. (1994). A fast algorithm for the exact likelihood of stationary and partially nonstationary vector autoregressive-moving average processes. *Biometrika*, 81, 555-565.
- McMillan, G. P. & Lapham, S. C. (2006). Effectiveness of bans and laws in reducing traffic deaths: legalized Sunday packaged alcohol sales and alcohol-related traffic crashes and crash fatalities in New Mexico. *American Journal of Public Health*, 96, 1944-1948.
- McMillan, G. P., Hanson, T. E. & Lapham, S. C. (2007). Geographic variability in alcohol-related crashes in response to legalized Sunday packaged alcohol sales in New Mexico. *Accident Analysis and Prevention*, 39, 252-257.
- Med-Kolleg (2005). *Portal für Medizin und Gesundheit* (Berlin).
- Ministry of Health (2007). *Alcohol Use in New Zealand: Analysis of the 2004 New Zealand Health Behaviours Survey - Alcohol Use*. Wellington: Ministry of Health [23.11.2009: <http://www.moh.govt.nz/moh.nsf/0/2796DDA0F17B45F4CC257290001357A9>].
- Norström, T. & Skog, O.-J. (2005). Saturday opening of alcohol retail shops in Sweden: an experiment in two phases. *Addiction*, 100, 767-776.
- Notari, L., Delgrande Jordan, M. & Maffli, E. (2009). *Zusammenfassende Ergebnisse der Schweizerischen Gesundheitsbefragungen 2007, 2002, 1997 und 1992 hinsichtlich des Konsums von Tabak, Alkohol, Medikamenten und illegalen Drogen (Tabellenbericht zuhanden des Bundesamtes für Gesundheit)*. Lausanne: Schweizerische Fachstelle für Alkohol- und andere Drogenprobleme (SFA).
- Plosser, C. I. & Schwert, G. W. (1977). Estimation of a non-invertible moving average process *1: the case of overdifferencing. *Journal of Econometrics*, 6, 199-224.
- Popova, S., Giesbrecht, N., Bekmuradov, D. & Patra, J. (2009). Hours and days of sale and density of alcohol outlets: impacts on alcohol consumption and damage: a systematic review. *Alcohol and Alcoholism*, 44, 500-516.
- Preusser, D. F. & Williams, A. F. (1992). Sales of alcohol to underage purchasers in three New York counties and Washington, D.C. *Journal of Public Health Policy*, 13, 306-317.

- Ramstedt, M. (2002). The repeal of medium-strength beer in grocery stores in Sweden - the impact on alcohol-related hospitalizations in different age groups. In: Room, R., ed. *The Effects of Nordic Alcohol Policies: What Happens to Drinking and Harm When Alcohol Controls Change?* Helsinki: Nordic Council for Alcohol and Drug Research (NAD).
- Schmid, H., Delgrande Jordan, M., Kuntsche, E., Kuendig, H., & Annaheim, B. (2008). *Der Konsum psychoaktiver Substanzen von Schülerinnen und Schülern in der Schweiz Ausgewählte Ergebnisse einer Studie, durchgeführt unter der Schirmherrschaft der Weltgesundheitsorganisation (WHO)* (Forschungsbericht Nr. 42, revidierte und aktualisierte Fassung). Lausanne: Schweizerische Fachstelle für Alkohol- und andere Drogenprobleme (SFA).
- Schwartz, R. H., Farrow, J. A., Banks, B. & Giesel, A. E. (1998). Use of false ID cards and other deceptive methods to purchase alcoholic beverages during high school. *Journal of Addictive Diseases*, 17, 25-33.
- Skog, O. J. (1999). Rationality, irrationality, and addiction - notes on Becker's and Murphy's theory of Addiction. In: Elster, J. & Skog, O.-J., (eds): *Getting Hooked - Rationality and Addiction*, S. 173-207. Cambridge: Cambridge University Press.
- Stockwell, T. & Chikritzhs, T. N. (2009). Do relaxed trading hours for bars and clubs mean more relaxed drinking? A review of international research on the impacts of changes to permitted hours of drinking. *Crime Prevention and Community Safety*, 11, 153-170.
- Substance Abuse and Mental Health Services Administration (Office of Applied Studies) (2008). *Underage Alcohol Use: Where Do Young People Drink?* Rockville, MD: SAMHSA.
- Treno, A., Grube, J. & Martin, S. (2003). Alcohol availability as a predictor of youth drinking and driving: a hierarchical analysis of survey and archival data. *Alcohol Clinical and Experimental Research*, 27, 835– 840.
- Trolldal, B. (2005). An investigation of the effect of privatization of retail sales of alcohol on consumption and traffic accidents in Alberta, Canada. *Addiction*, 100, 662-671.
- Wagenaar, A. C., Salois, M. J. & Komro, K. A. (2009). Effects of beverage alcohol price and tax levels on drinking: a meta-analysis of 1003 estimates from 112 studies. *Addiction*, 104, 179-190.
- Wagenaar, A. C., Toomey, T. L., Murray, D. M., Short, B. J., Wolfson, M. & Jones-Webb, R. (1996). Sources of alcohol for underage drinkers. *Journal of Studies on Alcohol*, 57, 325-333.
- Wechsler, H., Kuo, M., Lee, H. & Dowdall, G. W. (2000). Environmental correlates of underage alcohol use and related problems of college students. *American Journal of Preventive Medicine*, 19, 24-29.

- Wicki, M. & Gmel, G. (2009). *Alkohol-Intoxikationen Jugendlicher und junger Erwachsener. Ein Update der Sekundäranalyse der Daten Schweizer Hospitäler bis 2007.* Forschungsbericht. Lausanne: Schweizerische Fachstelle für Alkohol- und andere Drogenprobleme (SFA).
- World Health Organization (WHO) (2003). *International Statistical Classification of Diseases and Related Health Problems, 10th Revision, Version for 2003: Tabular List of inclusions and four-character subcategories.* Geneva: WHO.
- Yaffee, R. (2000). *Introduction to Time Series Analysis and Forecasting.* San Diego, CA: Academic Press Inc.