

Gerhard Gmel<sup>1</sup>, Jürgen Rehm<sup>2</sup>

<sup>1</sup> Schweizerische Fachstelle für Alkohol- und andere Drogenprobleme (SFA), Lausanne

<sup>2</sup> Addiction Research Foundation (ARF), Social Evaluation and Research Department, Toronto

## Zum Problem der Schätzung des Alters beim Drogeneinstieg in Querschnittsbefragungen am Beispiel der Schweizerischen Gesundheitsbefragung

### Zusammenfassung

Diese Arbeit basiert auf Daten der ersten Schweizerischen Gesundheitsbefragung, beschäftigt sich aber mit einem generellen Problem der Drogenforschung: der Bestimmung des Alters beim Erstkonsum illegaler Drogen. Es wird nachgewiesen, dass die Bestimmung des Einstiegsalters für unterschiedliche Altersgruppen über einfache Durchschnittsbildung zu einer Unterschätzung in den jüngeren Altersgruppen führt. Es wird eine alternative Berechnung aufgrund von Survival-Modellen mit rechts zensierten Daten vorgeschlagen. Zur Prognose der Entwicklung des Einstiegsalters für jüngere Altersgruppen über ihr aktuelles Alter zum Befragungszeitpunkt hinaus werden nicht-lineare Funktionen angepasst. Die Ergebnisse zeigen zumindest für den Cannabiskonsum, dass sich das Einstiegsalter in den letzten Jahren nicht nennenswert verändert hat.

Der Zeitpunkt des Erstkonsums illegaler Drogen ist von erheblicher wissenschaftlicher und präventiv-praktischer Bedeutung<sup>1,2</sup>. Seine Bestimmung ist jedoch mit Schwierigkeiten verknüpft, da üblicherweise nur Daten aus Querschnittsbefragungen verfügbar sind. In solchen Befragungen können aber nur über den Zeitraum vor dem aktuellen Lebensjahr verlässliche Aussagen gemacht werden, nicht aber über den zukünftigen Status als Konsument/Nichtkonsument. Konkret kann beispielsweise eine 40jährige Person über ihr Einstiegsalter bis maximal 40 Jahre berichten, während eine 15jährige Person nur zu ihren Erfahrungen bis maximal zum Alter von 15 Jah-

ren Aussagen machen kann, nicht aber über für sie zukünftige Ereignisse. Aus diesem Problem folgt, dass eine einfache Durchschnittsbildung über alle Altersklassen hinweg zu einer Unterschätzung des Einstiegsalters führt und dass diese Unterschätzung für die jüngste Altersgruppe am gravierendsten ist.

Die vorliegende Arbeit versucht, Lösungen für das angeführte Problem der Schätzung des Einstiegsalters aufzuzeigen.

### Schätzung des Einstiegsalters mit „Survival-Analysen“

Grundlage der weiteren Ausführungen sind Daten aus der

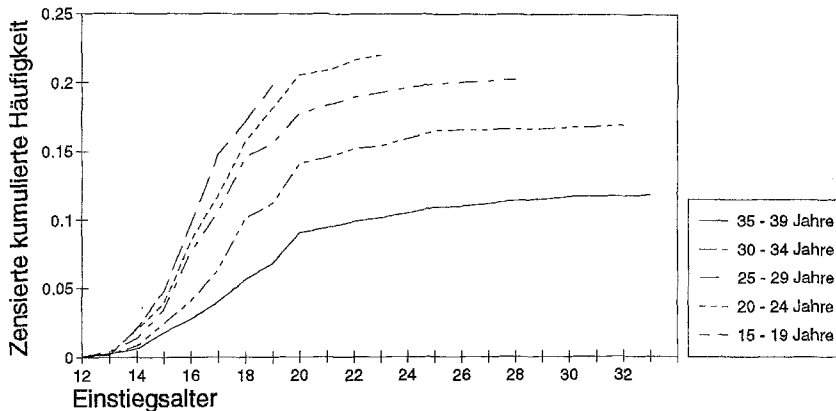
ersten Schweizerischen Gesundheitsbefragung. Im Rahmen dieser Befragung wurden 1992/93 repräsentativ für die schweizerische Wohnbevölkerung über 15000 Personen mit verschiedenen Methoden befragt (Teilnahmequote 71%); die hier behandelten Drogenfragen wurden der Substichprobe der 15- bis 39jährigen per Telefoninterview vorgelegt<sup>3</sup> (neue Literatur zur Validität von Telefonbefragungen allgemein, vgl. Gfroerer and Hughes<sup>4</sup>). Das gewählte Beispiel betrifft den Konsum von Cannabis, der in der Schweiz in der Altersgruppe der 15- bis 39jährigen eine Lebenszeitprävalenz von ca. 16% aufweist<sup>5</sup>. Die Auswahl erfolgte aus Praktikabilitätsgründen (grosse Fallzahl mit 1171 Personen mit Cannabiskonsum in der Stichprobe). Tabelle 1 gibt das durchschnittliche Alter bei Beginn des Cannabiskonsums aufgrund der SGB-Daten an.

Die Daten aus Tabelle 1 illustrieren das in der Einleitung beschriebene Problem: je jünger die Altersgruppe, desto jünger das geschätzte Einstiegsalter. Aus den genannten Gründen lässt sich dieses Datenmuster aber nicht dahingehend interpretieren, dass das Einstiegsalter für Cannabiskonsum konstant im Sinken begriffen ist.

**Alter der befragten Personen**

	15–19 Jahre	20–24 Jahre	25–29 Jahre	30–34 Jahre	35–39 Jahre
<b>Einstiegsalter</b>	16.00	17.30	17.68	18.56	19.30

**Tabelle 1.** Unzensiertes Einstiegsalter in Abhängigkeit vom Lebensalter.



**Abbildung 1.** Kumulierte Häufigkeiten (1 = 100%) des Konsumbeginns.

Auf welche Weise könnte eine solche Aussage getroffen werden? Greift man auf die Literatur zu „lifetime- oder survival-Analysen“ zurück<sup>6</sup>, so bietet sich an, das Problem des Einstiegsalters mit den in diesem Bereich entwickelten Methoden der Zensierung zu behandeln. Konkret bedeutet dies, dass Erstkonsum von Cannabis als untersuchungsrelevante Ausfälle (failures) betrachtet wird. Personen, die zum Befragungszeitpunkt noch nie Cannabis konsumiert haben, werden ab dem Zeitpunkt, in dem das Einstiegsalter das aktuelle Lebensalter erreicht, als untersuchungsirrelevante Ausfälle behandelt und für die entsprechenden Analysen (z.B. failure rates) in höheren Alterskategorien nicht mehr berücksichtigt.

Abbildung 1 zeigt die so ermittelten, zensierten, kumulativen Häufigkeiten (in %) des Drogeneinstiegs für die verschiedenen Altersgruppen (failure curves).

Deutlich zu erkennen sind der zunehmend steiler werdende Anstieg in den Inzidenzraten und die Stabilisierung auf einem höheren Niveau, je jünger die Befragungsteilnehmer sind. Die jüngeren Altersgruppen erreichen schneller die Prozentzahlen der älteren und weisen insgesamt auch prozentual mehr (zumindestens einmalige) Konsumenten auf.

Die Unterschiede in den Strata wurden mit Hilfe der SAS-Prozedur Lifetest getestet. Der log-rank-Test<sup>7</sup> ist signifikant auf dem 0,1%-Niveau, d.h. die Survival-Kurven (oder analog die Failure-Kurven) unterscheiden sich signifikant in den verschiedenen Altersgruppen. Die reine Kenntnis, dass unterschiedliche Altersgruppen signifikant unterschiedliche kumulative Einstieghäufigkeiten aufweisen, erlaubt jedoch zunächst noch keine Aussage über eine Veränderung des durchschnittlichen Einstiegsalters. So lässt sich zunächst nur ein

verstärkter Konsum konstatieren. Unterschiedliche durchschnittliche Einstiegsalter liegen dann vor, wenn sich mit zunehmendem Einstiegsalter die Proportionen des Zuwachses innerhalb einer Gruppe zu jenen der anderen Gruppe verändern. Berücksichtigt man nur ein Einstiegsalter bis zum 19. Lebensjahr, so erlauben die zensierten Daten einen Vergleich der unterschiedlichen Kohorten auch für die Gruppe der 15- bis 19jährigen. Rechnet man die kumulativen Häufigkeiten zurück in Häufigkeiten pro Jahr, so lassen sich die in Tabelle 2 zusammengefassten durchschnittlichen Einstiegsalter ermitteln.

Aufgrund dieser Ergebnisse kann gesagt werden, dass sich die relativen Anteile pro Einstiegsjahr in den unterschiedlichen Kohorten kaum verändert haben, auch wenn – absolut gesehen – mehr Personen in den jüngeren Altersgruppen Cannabis konsumiert haben. Das durchschnittliche Einstiegsalter bis 19 Jahre bleibt stabil, insbesondere für die Altersgruppen bis 29 Jahre. Leichte Unterschiede sind zu den Altersgruppen ab 30 Jahren zu erkennen.

**Modellierung des Einstiegsalters mit logistischer Funktion**

Da allgemein davon ausgegangen werden kann, dass ab dem 20. Lebensjahr der Anteil an Erstkonsumenten deutlich zurückgeht<sup>8</sup>, sind die oben getroffenen Aussagen für den Cannabiskonsum u.E. recht allgemeingültig. Sie bleiben dennoch ein wenig unbefriedigt, da

**Alter der befragten Personen**

	15–19 Jahre	20–24 Jahre	25–29 Jahre	30–34 Jahre	35–39 Jahre
Einstiegsalter bis 19 Jahre	16.54	16.68	16.56	16.86	16.80

**Tabelle 2.** Zensiertes Einstiegsalter bis 19 Jahre in Abhängigkeit vom Lebensalter.

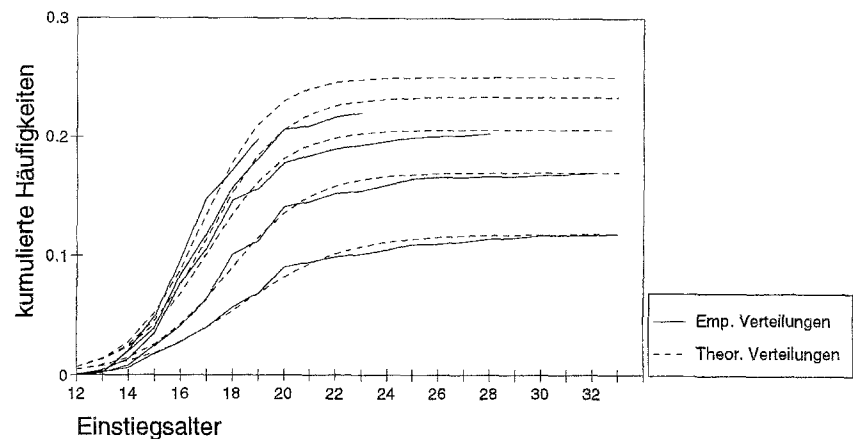
die Begrenzung des Einstiegsalters immer etwas willkürlich ist (eine Begrenzung auf einen Einstieg bis 13 Jahre würde vermutlich überhaupt keine Unterschiede in den Altersgruppen mehr aufweisen). Es bleibt die Frage, ob es globale Unterschiede im Durchschnittsalter beim Erstkonsum für die unterschiedlichen Altersgruppen gibt, d.h. Unterschiede, die erst durch später einsteigende Erstkonsumenten (hier mit einem Konsumbeginn im Alter von 20 Jahren und mehr) manifest werden. Zu diesem Zweck wird der weitere Verlauf des kumulativen Drogeneinstiegs für die verschiedenen Altersgruppen prognostiziert. Da in der SGB der älteste Einsteiger mit 33 Jahren identifiziert worden ist, beschränken wir die Prognose bis zu diesem Alter.

Die Verläufe der Failure-Kurven in Abbildung 1 lassen logistische Funktionen als potentielle Anpassungen und Prognosefunktionen vermuten. Logistische Funktionen haben die Form<sup>9</sup>:

$$f(x) = \frac{a}{1 + b_0 \exp(-b_1 x)}, \quad (1)$$

wobei  $a$  dem oberen Grenzwert entspricht.

Für die Gruppe der 35- bis 39jährigen wurde  $a$  auf die kumulierte Häufigkeit beim Einstiegsalter mit 33 Jahren gesetzt, d.h. dem Prozentsatz aller Cannabiskonsumenten in dieser Altersgruppe. Die nonlineare Regression (iterativ mit Hilfe des Levenberg-Marquardt-Algorithmus in SPSS geschätzt) ergab einen  $R^2$  von 0.99, also eine

**Abbildung 2.** Theoretische (prognostizierte) und empirische Häufigkeiten.

nahezu perfekte Anpassung (vgl. Abb. 2).

Für die anderen Altersgruppen mussten zunächst Schätzungen der jeweiligen Plateaus (also der Parallelen zur X-Achse, an die sich die Funktionen asymptotisch annähern) vorgenommen werden. Als Grundlage dienen die Zuwächse in der jeweils nächsthöheren Altersgruppe. Dabei ist zu berücksichtigen, dass der späteste Erstkonsum nicht immer mit der Grenze der jeweiligen Alterskategorie übereinstimmt. In der Altersgruppe bis 19 Jahre gibt es Erstkonsumenten bis zum Alter von 19 Jahren. In der Altersgruppe bis 24 Jahre fand der späteste Erstkonsum mit 23 Jahren statt, in der Gruppe bis 29 Jahre mit 28 Jahren, in der Gruppe bis 34 Jahre mit 32 und in der Gruppe der 35- bis 39jährigen mit 33 Jahren. Die Plateauabschätzungen (Schätzung von  $a$  in Formel 1) wurden also folgendermassen erhalten:

Plateau der 30- bis 34jährigen = kum. Prozente der 30- bis 34jährigen beim Einstiegsalter 32 + prozentualer Zuwachs beim Einstiegsalter 32–33 in der Gruppe der 35- bis 39jährigen.

Plateau der 15- bis 19jährigen = kum. Prozente der 15- bis 19jährigen beim Einstiegsalter 19 + prozentualer Zuwachs beim Einstiegsalter 20–23 in der Gruppe der 20- bis 24jährigen + prozentualer Zuwachs beim Einstiegsalter 24–28 in der Gruppe der 25- bis 29jährigen + prozentualer Zuwachs beim Einstiegsalter 29–32 in der Gruppe der 30- bis 34jährigen + prozentualer Zuwachs beim Einstiegsalter 32–33 in der Gruppe der 35- bis 39jährigen.

Hinter diesem Modell steckt implizit die Annahme, dass sich die Zuwachsraten von Neueinsteigern im Vergleich zu älteren Altersgruppen immer weniger unterscheiden, je höher das Einstiegsalter ist.

**Alter der befragten Personen**

	15–19 Jahre	20–24 Jahre	25–29 Jahre	30–34 Jahre	35–39 Jahre
<b>Einstiegsalter</b>	17.31	17.61	17.58	18.32	18.92

**Tabelle 3.** Prognostiziertes Einstiegsalter in Abhängigkeit vom Lebensalter.

Diese Annahme scheint begründet, vergleicht man die nahezu parallelen Kurvenverläufe ab einem Einstiegsalter von ca. 20 Jahren (vgl. Abb. 1). Abbildung 2 verdeutlicht die gute Anpassung ( $R^2$  zwischen 0.985 und 0.993) zwischen den beobachteten und vorhergesagten Failure-Kurven.

Unter der zusätzlichen Annahme, dass die Wahrscheinlichkeit eines potentiellen Erstkonsums ab einem Alter von 33 Jahren vernachlässigbar klein ist, lassen sich aufgrund der prognostizierten Kurvenverläufe die in Tabelle 3 dargestellten Durchschnittsalter beim Erstkonsum in den jeweiligen Kohorten abschätzen. Es muss jedoch berücksichtigt werden, dass die Unsicherheit der Schätzung für die jüngeren Altersgruppen grösser als für die älteren Altersgruppen ist, da weniger Alterszeitpunkte als Grundlage für die Schätzung gedient haben.

Wie schon in Tabelle 2 ergeben sich kaum nennenswerte Altersunterschiede für die Altersgruppen der 15- bis 19jährigen, der 20- bis 24jährigen und der 25- bis 29jährigen. Die Mittelwerte für die beiden älteren Altersgruppen entsprechen denjenigen in Tabelle 1, da praktisch die Schätzung des Plateaus mit der empirisch gefundenen Gesamtprozentzahl an Konsumenten übereinstimmt. Unterschiede zu Tabelle 1 beruhen auf den Unterschieden zwischen den theoretischen (logistisch geschätzten) und den empirisch angetroffenen kumulativen Häufigkeiten. Ein Sinken des Einstiegsalters in den letzten Jahren, wie sie durch falsche Altersbestimmungen z.B. in Ta-

belle 1 suggeriert werden, lässt sich zumindest für die letzten Jahre nicht bestätigen. Unterschiede können nur für die Altersgruppen ab 30 Jahren angenommen werden. Es ist allerdings auch keine Verbesserung festzustellen. Dass das durchschnittliche Alter beim Erstkonsum (zumindest bis zu einem Alter von 19 Jahren) homogen bleibt, heisst jedoch nicht, dass sich nichts verändert hat, sondern nur, dass man proportionale Zuwachsraten findet. Absolut betrachtet, gab es in der Gruppe der 35- bis 39jährigen 4% und in der Gruppe der 30- bis 34jährigen 6%, dies bis zu ihrem 17. Lebensjahr erste Erfahrungen mit dem Konsum von Cannabis gemacht hatten. In der Gruppe der 25- bis 29jährigen waren es bereits 11% und bei den 20- bis 24jährigen bereits 12%. Dieser Trend hat sich nach unseren Erkenntnissen nicht aufhalten lassen. Die heutige Jugend (15–19 Jahre) hat zu 15% bereits mit 17 Jahren erste Erfahrungen mit dem Konsum von Cannabis hinter sich.

Wenngleich die von uns prognostizierten LebensEinstiegsalter nur erste Schätzungen sein können, so stellt sich doch die Frage nach den Erfolgen präventiver Massnahmen.

**Ausblick**

Fasst man die Ergebnisse zusammen, so sind bis zu einem Alter von 19 Jahren die Konsumenten bei ihrem ersten Konsum zwar nicht jünger, aber zahlreicher geworden. Vergleicht man das Einstiegsalter bis zum 33. Lebensjahr, so ist das

Durchschnittsalter im Vergleich zu den älteren Generationen (vgl. Tabelle 3) insgesamt etwas gesunken. Nimmt man die Ungewissheit über die Güte der prognostischen Validität unseres Ansatzes in Kauf, ist dies gleichbedeutend mit der prozentualen Abnahme (innerhalb der jeweiligen Altersgruppen) hinsichtlich des Ersteinstiegs nach 19 Jahren. Es stellt sich daher die Frage, ob präventive Massnahmen in der Schweiz zu sehr auf ältere (d.h. in diesem Zusammenhang über 20jährige) Neugierkonsumenten zugeschnitten sind und zu wenig auf Adoleszente und Präadoleszente.

Die Beantwortung dieser Frage liegt ausserhalb der Thematik dieses Beitrags. Es ging uns viel mehr darum, Möglichkeiten zur Schätzung des Einstiegsalters aufzuzeigen und so die Datenbasis für die Beurteilung von potentiellen Präventionsmassnahmen in der Schweiz verbessern zu helfen.

**Summary****How to estimate age of onset of illegal substance consumption in the Swiss Health Survey?**

*This paper is based on data from the first Swiss Health Survey, but deals with a more general problem: the estimation of age of onset in illegal substance consumption. First, it is shown that taking the arithmetic mean for different age-groups as estimator leads to an underestimation of age of onset in the younger groups. Consequently, an alternative method is proposed based on survival models with right censoring. The prediction of age of onset is modeled with nonlinear functions. Results show for cannabis consumption in Switzerland that age of onset did not decrease notably during the past decade.*

**Résumé****Du problème de l'estimation de l'âge lors de la première consommation de drogues illégales dans l'enquête suisse sur la santé**

*Ce travail, basé sur les données de la première étude suisse sur la santé, traite d'un problème général de la recherche sur les drogues: la détermination de l'âge lors de la première consommation de drogues illégales. Nous démontrons que la détermination de l'âge d'entrée pour différents groupes d'âge à l'aide de simples moyennes aboutit à une sous-estimation dans les groupes les plus jeunes. Nous proposerons une calculation alternative sur des modèles «survival», avec des données censurées à droite. Calculées à partir de l'âge des interviewés au moment de l'enquête, des fonctions non-linéaires sont utilisées pour établir un pronostic de l'évolution de l'âge de la première consommation, pour les groupes les plus jeunes. Les résultats démontrent, du moins pour la consommation de cannabis, que l'âge de la première consommation de drogues illégales ne s'est pas modifié de façon notable ces dernières années.*

eds. Survey measurement of drug use. Methodological studies. Rockville, MD: National Institute on Drug Abuse, 1992:177–298.

- 5 *Rehm J.* Aktuelle Prävalenz des Konsums illegaler Drogen in der Schweiz. Neue Daten aus der Schweizerischen Gesundheitsbefragung 1992/1993. *Drogalkohol*, 1994; 18 (2):85–94.
- 6 *Clayton D, Hills M.* Statistical Models in Epidemiology. Oxford: Oxford University Press, 1993.
- 7 *Kalbfleisch JD, Prentice RL.* The Statistical Analysis of Failure Time Data. New York: John Wiley & Sons, Inc., 1980.
- 8 *Tossmann HP, Soellner R, Kleiber D.* Cannabis – Konsummuster und Gefährdungspotential. In: DHS (Hrsg.), Hamm, Jahrbuch Sucht 94. Geesthacht: Neuland Verlagsgesellschaft mbH, 1993.
- 9 *Lohse H, Ludwig R, Röhr M.* Statistische Verfahren für Psychologen, Pädagogen und Soziologen. Berlin: Volk und Wissen Volkseigener Verlag, 1982.

**Korrespondenzadressen**

Dr. G. Gmel  
Scheizerische Fachstelle für  
Alkohol- und andere  
Drogenprobleme  
Postfach 870  
CH-1001 Lausanne

Jürgen Rehm, Ph.D.  
Alcohol Research Foundation  
Social Evaluation and  
Research Department  
33 Russell Street  
Toronto, Ont. M5S 2S1/  
Canada

**Literaturverzeichnis**

- 1 *Robins LN, Przybeck TR.* Age of onset of drug use as a factor in drug and other disorders. In: Jones CL, Battjes RJ, eds. Etiology of Drug Abuse: Implications for Prevention. MD: National Institute on Drug Abuse. Research Monograph, 1985: 56; 178–192.
- 2 *Gilchrist LD.* Defining the intervention and the target population. In: Leukefeld CG, Bukoski WJ, eds. Drug abuse prevention intervention research. Methodological issues. Rockville, MD: National Institute on Drug Abuse. Research Monograph, 1991: 107; 110–122.
- 3 *Volanthen C.* Schweizerische Gesundheitsbefragung 1992/93: Methoden. Bern: Bundesamt für Statistik (in Vorbereitung).
- 4 *Gfroerer J, Hughes A.* Collecting data on illicit drug use by phone. In: Turner CF, Lessler JT, Gfroerer JC,