

Aus dem Institut für gerichtliche und soziale Medizin
der Christian-Albrechts-Universität Kiel
(Direktor: Prof. Dr. med. W. HALLERMANN)

Die Zuverlässigkeit der Atemalkoholprobe mit dem Atemalkoholprüfröhrchen „Alcotest“ in der forensischen Praxis

Von

VOLKMAR SACHS

Mit 1 Textabbildung

(Eingegangen am 19. Dezember 1958)

Die vornehmlich in Laienkreisen (Polizei und Juristen) von Zeit zu Zeit immer wieder einmal geäußerten Bedenken über die Brauchbarkeit der Atemalkoholprüfröhrchen der Drägerwerke Lübeck (Alcotest), aber auch Verbesserungsvorschläge von fachlicher Seite (PFEIL und GOLDBACH) haben uns, da wir an der Entwicklung des Prüfröhrchens in seiner jetzigen Gestalt mitbeteiligt waren, dazu angeregt zu prüfen, ob zwischen Blutalkoholspiegel und den in der Praxis gewonnenen Atemalkoholprüfergebnissen die gleichen oder andere Zusammenhänge bestehen als zwischen den Meßergebnissen, die der Entwicklung der Anwendungsvorschriften des Prüfröhrchens zugrunde lagen.

Zur Verfügung standen uns einmal 197 Meßwerte¹, die unter Berücksichtigung der von HARGER u. a. gefundenen Gesetzmäßigkeiten bei der Löslichkeit des Alkohols im System Atemluft—Blut mittels Durchströmung der Röhrchen mit Dampfdichten über wäßrigen alkoholischen Lösungen (Durchströmungsgeschwindigkeit: 4 Liter pro Minute; Prüfluftmenge: 1 Liter) gewonnen wurden und aus denen GROSSKOPF durch graphische Näherung seine Eichkurve konstruiert hat. Die Werte sind in Tabelle 1 wiedergegeben.

Andererseits gelangten zum Vergleich 833 Blutproben unseres laufenden Eingangs aus dem Zeitraum von Februar 1955 bis Mai 1956, bei denen gleichzeitig Atemalkoholvorproben durchgeführt und die Prüfröhrchen mit den Blutproben übersandt worden waren. Die Proben wurden so, wie sie zeitlich eingingen, registriert; eine Auswahl wurde in keiner Hinsicht vorgenommen. Es mußten allerdings 17 Proben, bei welchen die Röhrchen nicht ordnungsgemäß verschlossen worden waren oder zerbrochen im Institut eingingen, ausgeschieden werden. Weitere 4 Proben wurden gleichfalls nicht mit in das Vergleichskollektiv hineingenommen, weil die Blutalkoholspiegel unter $0,3\frac{0}{00}$ lagen. In diesen

¹ Herrn Dr. GROSSKOPF von den Drägerwerken Lübeck sind wir für die freundliche Überlassung seiner Versuchsergebnisse zu besonderem Dank verpflichtet.

Tabelle 1. Den Dampfdichten über wäßrigen alkoholischen Lösungen entsprechende Blutalkoholkonzentrationen in Promille

$M_1 = 0,3^*$		$M_2 = 0,4$		$M_3 = 0,5$		$M_4 = 0,7$		$M_5 = 1,0$	
H	mm	H	mm	H	mm	H	mm	H	mm
5	0,0	1	3,5	1	4,5	2	6,0	1	7,5
4	1,0	3	4,0	1	5,0	8	6,5	8	8,0
1	2,0	7	4,5	2	5,5	24	7,0	18	8,5
		9	5,0	11	6,0	1	7,5	8	9,0
		2	6,0	6	6,5			3	9,5
				11	7,0			1	10,0
$N_1 = 10$	$\bar{y}_1 = 0,60$ $s_1^2 = 0,49$	$N_2 = 22$	$\bar{y}_2 = 4,73$ $s_2^2 = 0,34$	$N_3 = 32$	$\bar{y}_3 = 6,33$ $s_3^2 = 0,40$	$N_4 = 35$	$\bar{y}_4 = 6,84$ $s_4^2 = 0,12$	$N_5 = 39$	$\bar{y}_5 = 8,59$ $s_5^2 = 0,26$

Tabelle 1 (Fortsetzung)

$M_6 = 1,2$		$M_7 = 1,7^*$		$M_8 = 2,1^*$		$M_9 = 2,6^*$		$M = 9$	
H	mm	H	mm	H	mm	H	mm		
10	8,0	1	7,0	1	8,0	1	8,0		
3	8,5	2	10,0	1	9,0	1	10,0		
10	9,0	1	11,0	1	10,0	4	10,5		
3	9,5	1	12,0	4	10,5	2	12,0		
8	10,0			1	11,0	2	13,0		
$N_6 = 34$	$\bar{y}_6 = 8,94$ $s_6^2 = 0,58$	$N_7 = 5$	$\bar{y}_7 = 10,00$ $s_7^2 = 3,50$	$N_8 = 10$	$\bar{y}_8 = 10,60$ $s_8^2 = 2,38$	$N_9 = 10$	$\bar{y}_9 = 11,00$ $s_9^2 = 2,33$	Gesamt: $N = 197$	

* Die Werte für 0,3; 1,7; 2,1 und 2,6 ‰ waren im einzelnen nicht bekannt; die hier angegebenen Zahlen wurden aus einer Tabelle Grosskörpers mittels Umfang, häufigstem Wert und Range (Spannweite) geschätzt.

H = Häufigkeit; mm = verfarbte Reaktionsschicht in Millimeter; $\bar{y}_1, 2, 3, \dots, 9$: Mittelwerte; $s_1^2, 2, 3, \dots, 9$: Streuungen.

Fällen war aus bestimmten, hier nicht zu erörternden Gründen trotz des negativen Ausfalls der Atemalkoholvorprobe eine Blutprobe entnommen worden. Schließlich waren in den verbleibenden 812 Proben noch 13 Fälle mit Konzentrationen von 0,3 und 0,4^{0/100} enthalten, bei welchen ebenfalls eine Blutprobe aus besonderen Gründen wünschenswert war, obschon die Reaktionsschicht des Prüfröhrchens sich nicht bis zum gelben Markierungsring verfärbt hatte.

Die Abmessung der Verfärbung in der Reaktionsschicht der Prüfröhrchen wurde im Institut ohne Berücksichtigung des streuungsvermindernden Effekts des gelben Markierungsringes vorgenommen. Als Meßwerte wurden die Mittel aus kürzester und längster Ausdehnung der Verfärbung der Reaktionsschicht des Röhrchens in Millimeter zugrunde gelegt. Da in keinem Falle zwischen Atemalkoholprüfung und Blutentnahme mehr als 30 min (in der Regel 10—15 min) vergangen waren, durften Atemalkoholprüfwerte und Blutalkoholkonzentrationen einander ohne Bedenken zugeordnet werden. Die aus 3, meistens 5 Einzeluntersuchungen nach WIDMARK und nach der Fermentmethode bestimmten Blutalkoholkonzentrationen wurden in Klassen von 0,1^{0/100} Breite eingeteilt und die Klassenmitten bei 0,3; 0,4; 0,5 usw bis 3,0^{0/100} gewählt.

Natürlich bedeutet die Einteilung einer kontinuierlichen Meßreihe in Klassen stets ein Informationsverlust. Aus diesem Grunde wurden die Klassenbreiten in der Größenordnung gewählt, die mit der Alkoholbestimmungsmethode noch zuverlässig nachweisbar ist. Darüber hinaus ließ sich bei einer probeweisen Verschiebung der Klassenmitten um eine halbe Klassenbreite keine nennenswerte Änderung der Häufigkeitsbesetzung der Klassen gegenüber der ersten Einteilung feststellen. Ein die tatsächlichen Verhältnisse verzerrender Einfluß brauchte unter diesen Umständen nicht befürchtet zu werden.

Das so geordnete Material unterscheidet sich von den Werten GROSSKOPFS nur insofern, als die Reihe der Alkoholkonzentrationen von 0,3 bis 3,0^{0/100} im Abstand von 0,1^{0/100} vollständig ist und daß die Meßwerte GROSSKOPFS sich tatsächlich jeweils nur auf eine Alkoholkonzentration beziehen, während die Meßwerte aus der Praxis Blutalkoholgehalten zugehören, die von der Klassenmitte nach oben und unten um maximal eine halbe Klassenbreite abweichen können.

An dieser Stelle möchten wir auch noch darauf hinweisen, daß unser Material insofern nicht ganz einwandfrei ist, als es nicht als absolut „zufällig“ bezeichnet werden kann. Die Meßwerte GROSSKOPFS (das „Eichkollektiv“) sind im Grunde zwar „zufällig“, jedoch ist die Zahl der Einzelmessungen in der niedrigsten und in den höheren Konzentrationen sehr klein, so daß die Mittelwerte von den tatsächlichen, die Abhängigkeit zwischen Prüfröhrchenwert und Alkoholkonzentration repräsentierenden

Mittelwerten erheblich abweichen können; ganz abgesehen davon, daß bei derartigen „Eichmessungen“ dadurch gelegentlich unwillkürliche Fehler in die Ergebnisreihen einfließen, daß der erste, etwa im Bereich der Erwartung liegende Meßwert, „mit aller Gewalt“ und durch „un-gewollte, subjektive Korrektur“ mit jedem weiteren Meßwert zu re-produzieren versucht wird. Auf einen solchen, aller Wahrscheinlichkeit nach auf diese Weise in das Untersuchungsgut GROSSKOPFS hinein-gelangen Fehler werden wir weiter unten noch einmal hinweisen.

Die Meßwerte aus der Praxis sind schon nicht mehr „in zufälliger“ Anordnung in unsere Hände gelangt. Dadurch, daß das Prüfröhrchen selbst diejenigen Fälle „ausgewählt“ hat, in welchen eine Blutprobe nicht erforderlich war, ist das Material zumindest an einer Seite beschnitten worden und spiegelt die tatsächlichen Verteilungsverhältnisse der Alkoholkonzentrationen nicht mehr exakt wieder.

Das kann zu einem Bias (systematischer Fehler) bei den Schätzungen in den entsprechenden Konzentrationsbereichen führen. Es spricht aber nichts dafür, daß davon auch die Alkoholkonzentrationen (etwa 0,6 bis 1,4⁰/₁₀₀), in denen das Prüfröhrchen seine Brauchbarkeit beweisen soll, berührt werden. Die entscheidenden Konzentrationen weisen in beiden Kollektiven eine ausreichende Häufigkeitsbesetzung auf — das zweite übrigens auch in den hohen und sehr hohen Konzentrationen —, so daß die Zufälligkeit gewahrt ist.

Die eingangs gestellte Frage läßt sich unter der Voraussetzung der Vergleichbarkeit des Materials dadurch beantworten, daß man für beide Kollektive die Gleichungen der die Abhängigkeit der Röhrchenwerte von den Alkoholkonzentrationen darstellenden Regressionslinien ermittelt und prüft, ob die den Verlauf der Linien bestimmenden Parameter signifikant oder nur im Zufallsbereich voneinander abweichen. Die dafür erforderlichen Rechenarbeiten wurden mit einer Rechenmaschine (Olivetti Tetractys) von großer Kapazität durchgeführt und mehrfach kontrolliert.

Um uns ein Bild über die Eigenschaften des ersten Kollektivs und über die anzuwendenden Regressionsmethoden machen zu können, haben wir die Zahlen der Tabelle 1 zunächst einer einfachen Streuungszerlegung nach FISHER unterzogen. Sie zeigt die in Tabelle 2 niedergelegten Daten.

In der Tabelle 2 sind die Durchschnittsquadrate die charakteristischen und erschöpfenden Maße der Streuungen, aus denen sich die Gesamtstreuung des Materials zusammensetzt. Mit Hilfe der F -Verteilung orientieren wir uns, ob lineare oder nicht-lineare Regression am Platze ist. Übersteigt nämlich der Quotient F , der aus dem Durchschnitts-quadrat (DQ) um die Regressionslinie durch das innerhalb der Spalten gebildet wird, eine bestimmte Schranke F_β , bei der β , die Irrtumswahr-scheinlichkeit zweckmäßigerweise mit 5% gewählt wird, so liegt keine lineare Abhängigkeit vor und die Methoden der linearen Regression

dürfen nicht angewendet werden. Da weiterhin, wie BARTLETT gezeigt hat, $\chi^2 = N \cdot \ln s^2 - \sum N_j \ln s_j^2$ ist, können wir feststellen, ob innerhalb

Tabelle 2

Art der Streuung	Quadratsummen	Freiheitsgrade	Durchschnittsquadrate
Regressionslinie $\sum_1^M \left[N_j (Y_j - \bar{y})^2 \right]$	650,285	1 (1)	—
Um Regressionslinie $\sum_1^M \left[N_j (\bar{y}_j - Y_j)^2 \right]$	417,538	7 (M-2)	59,648
Zwischen den Spalten $\sum_1^M \left[N_j (\bar{y}_j - \bar{y})^2 \right]$	1067,823	8 (M-1)	133,478
Innerhalb der Spalten $\sum_1^M \sum_1^{N_j} (y_j - \bar{y}_j)^2$	114,705	188 (N-M)	0,6101
Gesamt $\sum_1^M \sum_1^{N_j} (y_j - \bar{y})^2$	1182,528	196 (N-1)	—

der Spalten die Streuungen voneinander abweichen. Dies ist dann der Fall, wenn χ^2 eine Schranke χ_{β}^2 mit $\beta = 5\%$ Irrtumswahrscheinlichkeit übersteigt.

In unserem Falle überschreitet

$$F = \frac{\text{DQ um Regressionslinie}}{\text{DQ innerhalb der Spalten}} = \frac{59,648}{0,6101} = 97,77$$

mit $f_1 = 7$ und $f_2 = 188$ Freiheitsgraden im Zähler und Nenner sowohl die Schranke $F_{\beta 0,05} = 2,06$ als auch die wesentlich schärfere $F_{\beta 0,001} = 3,67$

Tabelle 3

$N_j \cdot s_j^2$	N_j	s_j^2	$\ln s_j^2$	$N_j \cdot \ln s_j^2$
4,40	9	0,49	-0,71335	-6,42015
7,08	21	0,34	-1,07881	-22,65501
12,52	31	0,40	-0,91629	-28,40499
4,71	34	0,12	-2,12026	-72,08884
9,85	38	0,26	-1,34707	-51,18866
19,74	33	0,58	-0,54473	-17,97609
14,00	4	3,50	+1,25276	+5,01104
21,40	9	2,38	+0,86710	+7,80390
21,00	9	2,33	+0,84587	+7,61283
114,70	188	—	—	-178,30597

erheblich. Die Methoden der linearen Regression dürfen also nicht angewendet werden.

Zerlegt man die Streuung innerhalb der Spalten nach BARTLETT derart, wie wir dies in Tabelle 3 getan haben, so zeigt sich, daß $\chi^2 = N \cdot \ln s^2 - \sum N_j \cdot \ln s_j^2 = 188 \cdot \ln \frac{144,705}{188} + 178,30597 = 85,738$ mit $f = 8$ Freiheitsgraden $\chi_{\beta}^2_{0,05} = 15,507$ und auch $\chi_{\beta}^2_{0,001} = 26,125$ weit überschreitet. Die Röhrenchenanzeigen streuen also bei verschiedenen Blutalkoholkonzentrationen durchaus unterschiedlich stark, was ja auch zu erwarten war.

Da die in ein Koordinatensystem mit den Alkoholkonzentrationen auf der Abszisse, den Röhrenchenanzeigen auf der Ordinate eingetragenen Werte der Tabelle I eine Punktwolke bilden, die, wie auch die von GROSSKOPF graphisch genäherte Eichkurve die Form eines Parabelteiles erkennen läßt, wird man sie durch eine Beziehung zweiten Grades von der Form

$$Y = a + b_1 \cdot x + b_2 \cdot x^2 *$$

annähern können. Die Methode der nicht-linearen Mehrfachregression, eine Anwendung der Methode der kleinsten Quadrate (GAUSS) erlaubt es uns, die Koeffizienten b_1 und b_2 sowie die Konstante a dadurch zu ermitteln, daß wird durch Differentiation nach a , b_1 und b_2 und Nullsetzen den Ausdruck

$$\sum (y - Y)^2 = \sum (y - a - b_1 x - b_2 x^2)^2$$

zum Minimum machen. Aus den drei erhaltenen Gleichungen lassen sich a , b_1 und b_2 direkt auflösen.

Zweckmäßiger ist es, das den Lösungen zugrunde liegende Gleichungssystem zu orthogonalisieren, die Koeffizienten c_{11} ; c_{12} ; c_{21} und c_{22} der Transformation zu ermitteln und aus der Determinantenform

$$b_1 = c_{11} \sum (x - \bar{x})(y - \bar{y}) + c_{12} \sum (x^2 - \bar{x}^2)(y - \bar{y})$$

$$b_2 = c_{21} \sum (x - \bar{x})(y - \bar{y}) + c_{22} \sum (x^2 - \bar{x}^2)(y - \bar{y})$$

* Da die Punktwolke der Meßergebnisse im Koordinatensystem am ehesten dem oberen Schenkel einer liegenden, zur Seite der positiven X-Achse hin offenen Parabel entspricht, könnte unter Umständen eine noch bessere Näherung durch eine Beziehung von der Form

$$X = b_1 y + b_2 y^2 \quad \text{bzw.} \quad Y = -\frac{1}{2b_2} (b_1 \pm \sqrt{4b_2 x + b_1^2})$$

erreicht werden (die Konstante a durfte hier weggelassen werden, da die Kurve sicher durch den Nullpunkt des Koordinatensystems läuft). Wir haben deshalb auch in dieser Richtung Berechnungen angestellt. Die Näherung ist jedoch nur im Scheitel der Parabel, also bei sehr kleinen Alkoholkonzentrationen, besser, bei den mittleren und höheren Alkoholgehalten des Blutes ist sie eher schlechter. Im entscheidenden Bereich (0,6—1,4^{0/00}) stimmte der Kurvenverlauf mit dem durch Regression von y auf x überein. Im Hinblick darauf und weil schließlich, zumindest im Eichkollektiv, die Alkoholkonzentrationen die unveränderlichen Variablen sind, haben wir uns doch dafür entschieden, die erste Näherung (Regression der Röhrenchenergebnisse auf die Alkoholkonzentrationen) ausführlich darzustellen.

die Koeffizienten der Mehrfachregression zu berechnen, dies um so mehr als die Koeffizienten der Transformation (c_{11} ; c_{12} ; c_{21} und c_{22}) später für den Vergleich der beiden Regressionslinien wieder benötigt werden.

Unter Einsetzung der Quadrat- und Produkensummen der Werte der Tabelle 1 ergibt sich in unserem Fall

$$\begin{aligned} c_{11} &= 0,2294; \\ c_{12} = c_{21} &= -0,07894 \text{ sowie} \\ c_{22} &= 0,02912 \text{ und damit} \\ b_1 &= 9,71; \\ b_2 &= -2,34 \quad \text{und} \\ a &= 1,04. \end{aligned}$$

Die Gleichung der Regressionslinie lautet demzufolge

$$Y = 1,04 + 9,71 x - 2,34 x^2.$$

Ihr (mehrfaches) Bestimmtheitsmaß B , das Quadrat des (mehrfachen) Korrelationskoeffizienten R , beträgt: $B = R^2 = 0,7803$, wonach also die Abhängigkeit der Prüfröhrchenwerte von den Konzentrationen als stark gesichert angesehen werden kann ($B_{\beta 0,05} = 0,0304$ und auch $B_{\beta 0,001} = 0,0688$ werden bei $f_1 = 2$ und $f_2 = 194$ Freiheitsgraden erheblich überschritten) und die Streuung der Röhrchenwerte sich zu rund 78% auf Änderungen der Alkoholkonzentrationen zurückführen läßt.

Betrachten wir, bevor wir uns dem zweiten Kollektiv zuwenden, noch einmal die soeben ermittelte Gleichung. Eine Näherung einer Abhängigkeit durch Regression darf dann als optimal bezeichnet werden, wenn die Werte (x, Y) der Regressionslinie mit den zu jedem x -Wert zugehörigen mittleren Wert von y (\bar{y}) des Kollektivs zusammenfallen.

Tabelle 4

$\frac{0}{100}$	0,3	0,4	0,5	0,7	1,0	1,2	1,7	2,1	2,6
\bar{y}	0,60	4,73	6,33	6,84	8,59	8,94	10,00	10,60	11,00
Y	3,74	4,56	5,31	6,69	8,41	9,32	10,78	11,11	11,46
$\frac{\bar{y} - Y}{s_y}$	4,5	0,3	1,6	0,5	0,4	0,5	0,4	0,3	0,3

Sie ist gut, wenn die Werte im Bereich der einfachen Streuung liegen. Wird die einfache Streuung überschritten, so ist das schon bedenklich; beträgt aber die Abweichung mehr als das Doppelte der einfachen Streuung, so wird entweder die Abhängigkeit durch eine andere Gesetzmäßigkeit bestimmt, oder es sind Meßfehler in das Untersuchungsgut gelangt.

In Tabelle 4 haben wir, um uns über diese Zusammenhänge zu orientieren, jeder Alkoholkonzentration die aus Tabelle 1 bekannten

Mittelwerte der Röhrenchanzeigen (\bar{y}) und die entsprechenden Werte der Regressionslinie zugeordnet. Die letzte Zeile gibt den absoluten Betrag des Vielfachen der einfachen Streuung an, um welchen die Regressionswerte von den Mittelwerten des Kollektivs abweichen.

Die erhebliche Überschreitung der einfachen Streuung bei 0,3⁰/₀₀ war zu erwarten und interessiert auch nicht weiter. Bemerkenswert ist aber, daß auch bei 0,5⁰/₀₀, obwohl eine repräsentative Anzahl von Einzeluntersuchungen durchgeführt wurde, der Regressionswert außerhalb der einfachen Streuung der Meßwerte liegt. Da die übrigen Werte durchaus „gut“ genähert sind und ein plausibler, ableitender Grund dafür, daß die Kurve gerade an dieser Stelle einen Knick haben sollte, nicht zu erkennen ist, läßt dies nur den Schluß zu, daß hier Meßfehler der Art, wie wir sie weiter vorn beschrieben haben, wirksam geworden sind. Dafür spricht auch, wie weiter unten noch gezeigt werden wird, daß die Näherung im zweiten Kollektiv auch bei 0,5⁰/₀₀ gut ist.

Führt man mit den 812 Röhrenchenmeßwerten und den dazugehörigen Blutalkoholkonzentrationen unseres Beobachtungsgutes die gleiche Operation durch, so erhält man die sehr ähnliche Gleichung der Regressionslinie

$$Y = 0,93 + 9,79 x - 1,98 x^2.$$

Die (mehrfache) Bestimmtheit dieser Gleichung errechnet sich mit: $B = R^2 = 0,48597$. Die Abhängigkeit ist durch Überschreiten der 5%-Schranke ($B_{\beta 0,05} = 0,00736$) und der 0,1%-Schranke ($B_{\beta 0,001} = 0,0169$; $f_1 = 2$, $f_2 = 809$ Freiheitsgrade) stark gesichert. Allerdings lassen sich hier die Streuungen der Röhrenchenwerte nur zu rund 48% durch Änderungen der Konzentrationen erklären, woraus erhellt, daß die Einzelwerte unseres Materials stärker um die Regressionslinie streuen als in dem von den Wechselfällen in der Praxis unabhängigen, mit genau eingestellten Lösungen und exakt dosierten Durchströmungsgeschwindigkeiten gewonnenen Material GROSSKOPFS.

Die Näherung ist, abgesehen von 0,3⁰/₀₀, für alle Konzentrationen recht gut. Wir haben diese Verhältnisse analog zur vorigen Tabelle in Tabelle 5 dargestellt. Auf die Widergabe der sehr hohen Konzentrationen (über 2,5⁰/₀₀) wurde verzichtet, da sie nicht mehr genügend besetzt waren. Außerdem wurde noch die Streuung (s_y^2) der jeder Konzentration zugehörigen Röhrenchenmeßwerte angegeben.

Tabelle 5

$\frac{0}{00}$	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9	1,0	1,1	1,2	1,3	1,4
\bar{y}	0,5	3,50	4,90	6,25	7,26	8,31	8,41	9,27	9,61	10,42	10,20	10,49
Y	3,69	4,53	5,33	6,09	6,81	7,49	8,14	8,74	9,30	9,83	10,31	10,76
s_y^2	0,25	2,25	2,99	1,52	1,73	3,96	3,31	5,92	7,73	6,08	7,27	8,07
$\frac{ \bar{y} - Y }{s_y}$	6,4	0,7	0,3	0,2	0,35	0,5	0,15	0,2	0,1	0,25	0,05	0,1

Wenden wir uns nunmehr der eigentlichen uns interessierenden Fragestellung zu, ob die aus beiden Kollektiven ermittelten Regressionslinien die gleichen Beziehungen zwischen Blutalkoholkonzentrationen und Ausdehnung der Verfärbung in der Reaktionsschicht des Röhrchens verkörpern oder nicht, so läßt sich diese Frage dadurch entscheiden, daß wir die Koeffizienten und die Konstanten beider Gleichungen auf signifikante Abweichungen überprüfen. Dabei geht man so vor, daß man die Hypothese, die Konstante und die Koeffizienten der Gleichungen seien im Grunde gleich und weichen nur zufällig voneinander ab, zu widerlegen versucht. Gelingt es nicht, diese Hypothese zu entkräften, so ist damit noch nicht etwa eine Übereinstimmung bewiesen, sondern nur die Zufälligkeit der Abweichungen nicht auszuschließen. Ob im Einzelfall eine Übereinstimmung wahrscheinlich ist, wird man nur aus den besonderen Bedingungen, unter denen die dem Vergleich zugrunde liegenden Zahlen und Ergebnisse gewonnen wurden, ableiten dürfen. In unserem Fall würde man allerdings bei Unwiderlegbarkeit der Hypothese im Hinblick auf die Gleichartigkeit der Kollektive eine Übereinstimmung als bewiesen ansehen können.

Bezeichnen wir die zu prüfenden Werte der ersten Gleichung mit a' , b'_1 und b'_2 und die der zweiten mit a'' , b''_1 und b''_2 , so ist einmal

$$c = \frac{a' - a''}{\sqrt{\frac{(y' - Y')^2 + (y'' - Y'')^2}{N' + N'' - 6}}} \cdot \sqrt{\frac{N' \cdot N''}{N' + N''}} \quad \text{zum anderen}$$

$$c = \frac{b'_1 - b''_1}{\sqrt{s'^2 c'_{11} + s''^2 c''_{11}}} \quad \text{und schließlich}$$

$$c = \frac{b'_2 - b''_2}{\sqrt{s'^2 c'_{22} + s''^2 c''_{22}}}$$

Da wir bei der großen Zahl der Einzelwerte ($N = N' + N'' = 197 + 812 = 1009$) als Prüfverteilung die Normalverteilung verwenden dürfen, spielt die Zahl der Freiheitsgrade keine Rolle. Ein Unterschied zwischen a' und a'' , zwischen b'_1 und b''_1 sowie zwischen b'_2 und b''_2 läge dann vor, wenn der jeweilige Wert für c eine bestimmte Schranke c_β mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von $\beta = 5\%$ überschreiten würde.

Im vorliegenden Fall ist

$$c(a' - a'') = 0,5816,$$

$$c(b'_1 - b''_1) = 0,08584 \quad \text{und}$$

$$c(b'_2 - b''_2) = 1,1613.$$

Tabelle 5 (Fortsetzung)

1,5	1,6	1,7	1,8	1,9	2,0	2,1	2,2	2,3	2,4	2,5
11,05	11,22	11,82	12,13	12,17	12,79	12,72	12,52	13,58	12,58	13,50
11,17	11,52	11,85	12,13	12,38	12,59	12,76	12,88	12,97	13,02	13,03
8,78	8,10	8,02	8,85	7,29	6,49	6,12	5,56	4,11	8,67	5,91
0,05	0,1	0,01	—	0,05	0,1	0,01	0,25	0,3	0,3	0,2

Nicht einmal die schwache Schranke $c_{\beta 0,05} = 1,9599$, geschweige denn die sehr viel schärfere $c_{\beta 0,001} = 3,2905$ werden von den verschiedenen Werten von c überschritten, so daß man einen signifikanten Unterschied zwischen den Regressionslinien nicht feststellen kann. Sie sind vielmehr der Ausdruck dafür, daß in beiden untersuchten Kollektiven die gleichen gesetzmäßigen Abhängigkeiten zwischen Blutalkoholkonzentrationen und Röhrenanzeigen herrschen.

Mit anderen Worten heißt dies, daß die Prüfröhren, deren Eigenschaften durch genau definierte und exakt dosierte Prüfbedingungen theoretisch ermittelt wurden, trotz der in der Praxis sicher nicht mehr genau einzuhaltenden Prüfbedingungen und trotz der wahrscheinlich einfließenden unkontrollierbaren Zufälle — dies äußert sich sehr schön in der um 30% geringeren Bestimmtheit der Regressionslinie unseres eigenen Untersuchungsgutes — im Rahmen ihrer Möglichkeiten als orientierende Vorprobe zuverlässige Ergebnisse zu liefern vermögen. Eine Veränderung oder „Verbesserung“ der Prüfröhren scheint uns auf Grund dieser Ergebnisse nicht erforderlich.

Als sog. „Eichkurven“ werden die beiden Regressionslinien wohl kaum größere Bedeutung erlangen. Als Schätzungen für die Abhängigkeit zwischen Blutalkoholgehalt und Röhrenanzeige sind sie zumindest in dem Bereich, in dem die Zufälligkeit des Beobachtungsmaterials gegeben war, zweifellos besser als die insgesamt etwas zu niedrig liegende graphisch genäherte Schätzung GROSSKOPFS. Sie sind gegenüber der letzten wirksam, erschöpfend und fehlerfrei (effizient, konsistent und asymptotisch frei von Bias). Allenfalls könnte man versuchen, die komplizierten Abhängigkeitsverhältnisse dadurch zu vereinfachen, daß man im kritischen Bereich ($0,6-1,4^0/_{00}$) die Abhängigkeit durch eine lineare Beziehung nähert. Das wäre insofern möglich und auch zu rechtfertigen, als alle Punkte, die in dem Feld zwischen den Kurven und den Grenzen $0,6-1,4^0/_{00}$ liegen, nur zufällig voneinander abweichen.

Da das Röhren aber letzten Endes gar nicht die Aufgabe hat, eine zuverlässige Schätzung des Alkoholspiegels aus der Röhrenanzeige zu ermöglichen — dazu ist seine durch die technischen Eigenschaften bedingte Streuung viel zu groß —, wird man am besten auf alle derartigen, neue Unsicherheiten in sich bergenden Versuche verzichten. Wir haben unsere Untersuchung auch nicht mit diesem Ziel durchgeführt.

Wenn sich nun zwar, wie wir gezeigt haben, die Prüfröhrenergebnisse des Labors und die der Praxis bezüglich ihrer Abhängigkeit von den Alkoholkonzentrationen wie Stichproben ein und derselben Grundgesamtheit verhalten, andererseits aber die technisch bedingte und durch die unkontrollierbaren Einflüsse in der Praxis noch verstärkte Streuung sehr groß ist, so taucht unwillkürlich die Frage auf, was denn das Röhren wirklich zu leisten vermag. Geht man von der Bedingung aus, daß die Atemalkoholprüfung als Vorprobe diejenigen Fälle von der Blutprobe aussondern helfen soll, in denen ein rechts-

erheblicher Alkoholeinfluß über $0,6-0,7\text{‰}$ nicht zu erwarten ist, so wird man die Frage auch folgendermaßen formulieren können: In wieviel Fällen wird man mit einem rechtserheblichen Alkoholgehalt, den die Röhrenchenanzeige nicht erwarten läßt, rechnen müssen, und in wieviel Fällen ist der Alkoholspiegel rechtsunerheblich, obwohl das Röhrenchen das Gegenteil anzeigt?

Der erste Fehler wiegt, da er die Aufdeckung einer möglicherweise strafbaren Handlung verhindert, schwer, der zweite wäre, da er „nur“ unnötige Kosten verursacht, noch zu ertragen.

Über diese Verhältnisse kann man sich an Hand des zweiten Kollektivs, welches hier vollständig (833 Proben) verwendet werden darf, durch eine einfache Überlegung orientieren. Das Koordinatensystem, in welchem die Röhrenchenwerte auf der Ordinate, die Alkoholkonzentrationen auf der Abszisse abgetragen sind, wird durch den gelben Markierungsring des Röhrenchens (zwischen 7 und 8 mm) und durch die kritische Alkoholkonzentration ($0,6-0,7\text{‰}$) in 4 Felder geteilt (s. Abb. 1). In diesem Diagramm wären alle die Röhrenchenanzeigen, die in die Felder *A* und *A'* fallen, unerwünscht bzw. falsch. Man brauchte also nur die Ergebnisse unserer 833 Proben in das Diagramm einzutragen und die Anzeigen auszuzählen, die in den Feldern *A* und *A'* liegen. Das stößt aber insofern auf Schwierigkeiten, als das Feld *A'* gar nicht besetzt ist, da die hierher gehörigen Anzeigen nicht zur Blutalkoholbestimmung gelangt sind. Man kann sich jedoch damit behelfen daß man die Streuung auf dieser Seite durch Spiegelung der gegenüberliegenden Seite schätzt, zumal nichts dafür spricht, daß die Streuung des Feldes *A'* sich entscheidend anders verhält als die des Feldes *A*.

Im Bereich des Feldes *A*, dessen untere Grenze wir aus Sicherheitsgründen und weil auch die Anzeigen, deren Mittelwert wir mit 6 mm aus kürzester und längster Verfärbungsausdehnung interpoliert haben, mit hineingehören, auf 6 mm erweitert hatten, lagen insgesamt 34 Fälle. Nimmt man die Besetzung des gegenüberliegenden Feldes *A'*, wogegen nichts spricht, in der gleichen Größenordnung an, so ergäben sich unter 833 Proben 68 „falsche“ Anzeigen, was einer Häufigkeit von 0,08163 bzw. von 8,16% entspricht.

Die Berechnung der Mutungsgrenzen ($2\beta = 0,1\%$), innerhalb welcher die Wahrscheinlichkeit für derart unerwünschte Anzeigen zu erwarten ist, ergibt 0,05317 und 0,11011. Ein Gerät, das in mindestens 5 und höchstens 12% der Fälle „falsch“ anzeigt, wobei dies nicht allein auf die technischen Eigenschaften des Röhrenchens,

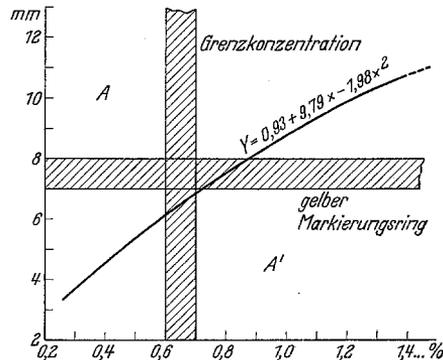


Abb. 1. Graphische Darstellung der durch Regression der Röhrenchenanzeige auf die Alkoholkonzentrationen ermittelten Regressionslinie $Y = 0,93 + 9,79 x - 1,98 x^2$. Abszisse: Alkoholkonzentrationen in ‰, Ordinate: Röhrenchenanzeige in mm. — Der waagerechte Streifen stellt den gelben Markierungsring des Röhrenchens, der senkrechte die durch das Röhrenchen zu ermittelnden Grenzkonzentrationen $0,6-0,7\text{‰}$ dar. In den dadurch entstandenen Feldern *A* und *A'* des Koordinatensystems liegen die „unerwünschten“ Anzeigen des Röhrenchens

sondern auch auf die fehlerhafte und nicht ganz korrekte Handhabung zurückzuführen ist, mag auf den ersten Blick ungeeignet erscheinen. Halten wir uns aber zunächst vor Augen, daß die Fehlerwahrscheinlichkeit von 5—12% beide Fehlermöglichkeiten, die der zu hohen Anzeige bei rechtsunerheblichen Blutalkoholgehalt und die der zu niedrigen bei tatsächlich rechtserheblichem Alkoholeinfluß umfaßt. Die erste Möglichkeit bringt zwar Unannehmlichkeiten mit sich, kann aber wohl in Kauf genommen werden. Vielleicht bedenklich wäre nur die zweite Möglichkeit, auf welche jedoch nur noch eine Wahrscheinlichkeit von 2—6% entfiel. Berücksichtigen wir weiter, daß dies nur eine Schätzung durch Spiegelung der Streuung der gegenüberliegenden Seite ist, daß der streuungsmindernde Effekt des Markierungsringes eher eine bereits rechtserhebliche Konzentration vermuten läßt als umgekehrt, und daß zu niedrige Anzeigen auch noch durch falsche Handhabung der Röhren (Aufblasen des Beutels in Abständen mit längerer Pause) verursacht werden, so darf man die obere Grenze niedriger als 6% vermuten. Schließlich ist eine Fehlerbreite von etwa 5% gar nicht sehr groß, sondern eine Abweichungswahrscheinlichkeit, welche in biologischen Bereichen stets zugelassen werden kann. Darüber hinaus ist die Handhabung des Röhrens denkbar einfach und 5% eine Irrtumswahrscheinlichkeit, die immer noch weit geringer sein dürfte, als rein subjektive, von völlig unkontrollierbaren Einflüssen abhängige Entscheidungen eines Beobachters.

In diesem Zusammenhang möchten wir noch auf einen aus unserem Untersuchungsgut ableitbaren Gesichtspunkt hinweisen, der den praktischen Wert des Röhrens hervortreten läßt. In den von uns durchgesehenen 833 Fällen waren 105 Proben enthalten, in welchen die Entnahme der Blutprobe im Entnahmeprotokoll mit dem positiven Ausfall der Atemalkoholvorprobe begründet wurde. Ein nennenswerter, äußerlich erkennbarer Alkoholeinfluß war nicht festzustellen, und die ärztlichen Diagnosen lauteten: „nicht merkbar von Alkohol beeinflusst“, in einzelnen Fällen sogar „nüchtern“. Die später bestimmten Blutalkoholspiegel lagen in der Regel zwischen 0,7 und 1,4⁰/₁₀₀, in keinem Fall fanden sich Konzentrationen unter 0,5⁰/₁₀₀, vereinzelt wurden Werte zwischen 1,4 und 2,4⁰/₁₀₀ ermittelt.

Die Häufigkeit der Fälle, in denen eine Blutentnahme allein auf Grund der positiv ausgefallenen Atemalkoholvorprobe veranlaßt worden war oder doch die Zweifel an ihrer Erforderlichkeit beseitigt wurden, beträgt danach immerhin 0,1261 bzw. 12,61%. Ermittelt man mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit $2\beta = 0,1\%$ die angenäherten Mutungsgrenzen (p_1 und p_2) mit Hilfe der Ungleichung $(h - p)^2 \leq \frac{g^2}{n} \cdot p(1 - p)$, so liegen sie zwischen $p_1 = 0,092996$ und $p_2 = 0,1688$. Die mittels der Häufigkeit geschätzte Wahrscheinlichkeit ist also zwischen den Grenzen 9 und 17% zu erwarten. Das ist bemerkenswert und wohl auch etwas überraschend; bedeutet es doch, daß bei allen Blutentnahmen zur Alkoholuntersuchung nach Wahrscheinlichkeit in mindestens 9% und höchstens in 17% der Fälle der positive Ausfall der Atemalkoholvorprobe für die Anordnung der Blutentnahme entscheidend ist bzw. die Zweifel an der Notwendigkeit dieser Maßnahme beseitigen hilft.

Zusammenfassung

1. Anhand der durch nicht-lineare Mehrfachregression aus 197 Bestimmungen mit dem Atemalkoholprüfröhrchen, die von den Drägerwerken Lübeck zur Feststellung der Röhrcheneigenschaften und zur Eichung durchgeführt wurden, und aus 812 Atemalkoholprüfergebnissen unseres laufenden forensischen Eingangs ermittelten Gleichungen der Regressionslinien läßt sich durch Prüfung der Konstanten und der Regressionskoeffizienten der Gleichungen auf signifikante Differenzen zeigen, daß beide Regressionslinien dieselben Abhängigkeiten zwischen Alkoholgehalt und Röhrchenanzeige repräsentieren. Sie unterscheiden sich nur insoweit, als die (mehrfache) Bestimmtheit der Regressionslinie der Eichwerte aus verständlichen Gründen etwa 30% größer ist als die der in der forensischen Praxis gewonnenen Werte.

2. Dies zeigt eindeutig, daß die Atemalkoholprüfröhrchen in der Praxis die gleichen, nur etwas stärker streuenden Ergebnisse erwarten lassen wie unter den optimalen Eichbedingungen.

3. Sofern die Atemalkoholprüfröhrchen nur als Vorprobe und zur Erleichterung der Entscheidung, ob eine Blutprobe entnommen werden muß oder nicht, Verwendung finden, sind ihre Anzeigen durchaus zuverlässig; eine Verbesserung erscheint nicht erforderlich.

4. Die Wahrscheinlichkeit, mit welcher zu niedrige Anzeigen bei tatsächlich rechtserheblichem Alkoholeinfluß zu erwarten sind, läßt sich durch Spiegelung der Streuung schätzen. Sie beträgt nur etwa 2—5%. Dagegen beläuft sich der Anteil derjenigen Blutentnahmen zur Alkoholbestimmung, in welchen das Atemalkoholprüfergebnis die Veranlassung zur Blutprobe gibt bzw. die Entscheidung erleichtert, 9—17%.

Anmerkung. Die Mitteilung ABELES [Zbl. Verkehrs-Med. 4, 212 (1958)] wurde uns leider erst nach Abfassung unseres Manuskriptes zugänglich, so daß wir hier nur kurz dazu Stellung nehmen können. Auf die nicht unerhebliche Streubreite der Röhrchenanzeigen ist immer hingewiesen worden; wir haben dies bei unseren jetzigen Untersuchungen erneut feststellen können. Unverständlich und für den unkritischen Laien möglicherweise irreführend erscheint uns die Formulierung des Absatzes 3 der Zusammenfassung, da über die Häufigkeit bzw. Wahrscheinlichkeit, mit welcher höhere Alkoholkonzentrationen zu erwarten sind als die Röhrchenanzeige vermuten läßt, gar keine Untersuchungen angestellt wurden. Daß besondere Umstände auch dann eine Blutentnahme erfordern, wenn die Verfärbung den Markierungsring nicht erreicht, wurde gleichfalls immer hervorgehoben. Natürlich wird das Röhrchen gelegentlich „falsch“ anzeigen. Dabei kommt es unseres Erachtens jedoch darauf an, wie oft dies eintreten kann.

Wir möchten deshalb als entscheidend für die Bewertung der, wie ABELE selbst im Text seiner Mitteilung ausführt, „wichtigen Vorprobe“ hervorheben, daß ihre Fehlerwahrscheinlichkeit nicht größer als 5% ist — eine Fehlerbreite, die bei biologischen Untersuchungsmethoden stets ohne Bedenken zugelassen werden kann —, daß eine so geringe Fehlerbreite mit einer denkbar einfachen und unkomplizierten Methode sowie einem Minimum an Aufwand erreicht wird, daß ein Verfahren, dessen Schwächen man kennt und dessen Fehler abschätzbar sind, immer noch besser

ist, als die von völlig unkontrollierbaren Einflüssen abhängigen, rein subjektiven Entscheidungen eines Beobachters, daß die Zahl der Fälle mit rechtserheblichem Alkoholeinfluß, die erst durch das Röhrchen einer Blutprobe zugeführt werden, größer ist als die möglichen Fehlanzeigen, und daß schließlich auch durch eine „unrichtige“ Anzeige niemand zu Unrecht beschuldigt wird. Im Hinblick darauf scheint uns die Anwendung des Röhrchens in seiner jetzigen Form ohne weitere Einschränkungen durchaus gerechtfertigt.

Literatur.

BARTLETT, M. S.: Square-root transformations in analysis of variance. *J. roy. statist. Soc. Suppl.* **3**, 68 (1936). — Some examples of statistical methods of research in agriculture and applied biology. *J. roy. statist. Soc.* **4**, 137 (1937). — COCHRAN, W. G.: The analysis of lattice and triple lattice experiments in corn varietal tests. II. Mathematical theory. *Jowa, Agric. exp. statist. Res. Bull.* **1940**, 281. — FISHER, R. A.: On the mathematical foundations of theoretical statistics. *Phil. Trans. A* **221**, 309 (1921). — The godness of fit of regression formulae, and the distribution of regression coefficients. *J. roy. statist. Soc.* **85**, 597 (1922). — Applications of „Student's“ distribution. *Metron* **5**, Teil 3, 90 (1925). — The general sampling distribution of the multiple correlation coefficient. *Proc. roy. Soc. A* **121**, 654 (1928). — The mathematical distributions used in the common tests of significance. *Econometrica* **3**, 353 (1935). — The design of experiments, 5. edit. Edinburgh and London: Oliver and Boyd 1949. — Statistical methods for research workers, 11. edit. Edinburgh and London: Oliver and Boyd 1950. — Contributions to mathematical statistics. New York: John Wiley & Sons 1950. — FISHER, R. A., and F. YATES: Statistical tables for biological, agricultural and medical research, 3. edit. Edinburgh and London: Oliver and Boyd 1949. — GROSSKOPF, K.: Die Atemalkoholbestimmung als analytische Aufgabe. *Angew. Chem.* **66**, 295 (1954). — HALLERMANN, W., u. V. SACHS: In W. BORGMANN, Blutalkohol bei Verkehrsstraftaten. Gutachten des Präsidenten des Bundesgesundheitsamtes. Bielefeld: Kirschbaum, o. J. — LINDNER, A.: Statistische Methoden für Naturwissenschaftler, Mediziner und Ingenieure, 2. Aufl. Basel: Birkhäuser 1951. — Planen und Auswerten von Versuchen. Basel: Birkhäuser 1953. — PFEIL, E., u. H. J. GOLDBACH: Verbesserung der Atemalkoholbestimmung mittels des Alcotest-Prüfröhrchens. *Polizei-Praxis* **1957**, 92. — SACHS, V.: Die Bedeutung des Atemalkoholnachweises in der forensischen Praxis. *Wissenschaftl. Mitteilungen des Drägerwerks (Lübeck)* **1955**, H. 25, 28. — SCHEIBE, E.: Untersuchungen über Spezifität und Fehlerbreite der Alkoholbestimmung mit Hilfe von Alkohol-Prüfröhrchen. *Wissenschaftl. Mitteilungen des Drägerwerks (Lübeck)* **1955**, H. 25, 23. — VELDENZ, K.: Kraftfahrer und Alkohol, das Ergebnis einer Alkoholtoleranzprüfung. *Kriminalistik* **7**, 277 (1953). — WAERDEN, B. L. VAN DER: Mathematische Statistik. Berlin-Göttingen-Heidelberg: Springer 1957. — WELTZIEN, W. H.: Über Dräger-Teströhrchen „Alcotest“ zum Alkoholnachweis in der Atemluft. *Wissenschaftl. Mitteilungen des Drägerwerks (Lübeck)* **1955**, H. 24, 3. — YATES, F.: The analysis of multiple classifications with unequal numbers in the different classes. *J. Amer. statist. Ass.* **29**, 51 (1924). — Complex experiments. *J. roy. statist. Soc. Suppl.* **2**, 181 (1935). — A new method of arranging variety trials involving a large number of varieties. *J. agric. Sci.* **26**, 424 (1936).

Dr. VOLKMAR SACHS, Kiel

Institut für gerichtliche Medizin der Universität