

The proper conformation and the stabilization of the active centre is ensured by the forces which hold together the active parts in the polypeptide chain. Consequently, a small change in the tertiary structure may alter the position of the polypeptide sections, which participate in the formation of the active centre and might thus have a far-reaching influence on the enzymatic activity.

Zusammenfassung. Zur Erforschung des Wirkungsmechanismus einer komplexen Enzymreaktion vom Typus der GAPD können die mit der Wirkung dieses Enzyms verknüpften hypokatalytischen Vorgänge gewisse Anhaltspunkte geben. Als hypokatalytische Vorgänge werden die Reaktionen bezeichnet, die durch einen Teil des natürlichen aktiven Enzyms GAPD auf unspezifische Substrate ausgeübt werden. Auf Grund der Analyse einer

solchen Reaktion, d. h. der Hydrolyse des *p*-NPA durch GAPD, wird die natürliche Funktion des Enzyms diskutiert.

Während der Hydrolyse des *p*-NPA wird die ϵ -Aminogruppe eines Lysinrestes der GAPD spezifisch acetyliert, die möglicherweise einen Teil des Bindungsortes der GAPD bildet.

Auf Grund unserer Experimente und mit Hinblick auf frühere Publikationen anderer Forscher wird ein mögliches Modell des aktiven Bereichs der GAPD vorgeschlagen.

L. POLGÁR

Institute of Biochemistry, Hungarian Academy of Sciences, Budapest (Hungary), September 19, 1963.

COGITATIONES

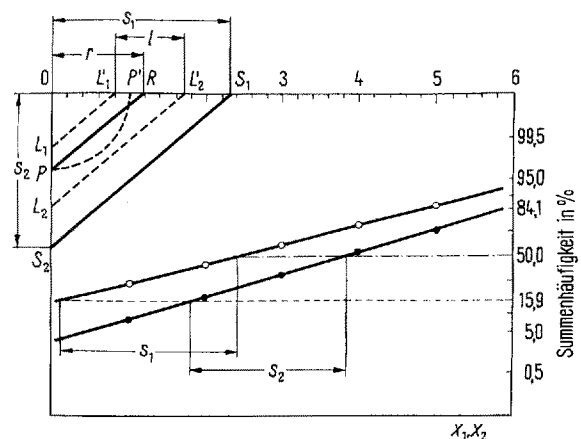
Graphisches Rechnen auf normalem Wahrscheinlichkeitspapier

Das bei der Auswertung von Versuchsergebnissen oft gebrauchte normale Wahrscheinlichkeitspapier findet vor allem Anwendung bei der (wenn auch nicht mathematisch exakten, so dennoch für die Praxis hinreichenden) Schnellprüfung auf die Normalverteilung und bei der Abschätzung des Mittelwertes und der Standardabweichung der Messwerte¹. Zweck der vorliegenden Mitteilung ist es, zu zeigen, dass sich bei Vorliegen der Normalverteilung die vorgedruckte lineare Teilung des normalen Wahrscheinlichkeitsnetzes besonders gut dazu eignet, verschiedene graphisch-arithmetische Operationen, vor allem die graphische Multiplikation und Division, mit dem auf übliche Weise graphisch gefundenen Mittelwert bzw. der Standardabweichung vorzunehmen. Dadurch wird es möglich, gewisse Signifikanzprüfungen bzw. statistische Masszahlen, die auf demselben Mittelwert bzw. derselben Standardabweichung beruhen bzw. von diesen Werten als Grundmasszahlen abgeleitet werden können, direkt auf dem Wahrscheinlichkeitspapier auf eine anschauliche und bequeme Weise zu berechnen.

Als Beispiel möge vor allem die graphische Durchführung der Signifikanzprüfung auf den Unterschied zweier Standardabweichungen beschrieben werden. Diese besteht in ihrer Konfidenzintervallform nach DAVIES et al.² darin, zu untersuchen, ob sich der Wert 1 ausserhalb oder innerhalb des Konfidenzintervalls des Quotienten der zwei Standardabweichungen befindet. Die genannte Signifikanzprüfung ist zum Beispiel beim Vergleich der Reproduzierbarkeiten zweier Messverfahren von Bedeutung.

Falls ein normales Wahrscheinlichkeitsnetz vorliegt, in dem die Abszissenachse die lineare Teilung trägt, während die Summenhäufigkeitsprozente auf der Ordinatenachse aufgetragen sind³, so empfiehlt es sich, die genannte Prüfung in der linken oberen Ecke des Netzes durchzuführen. Man lege am oberen Netzrand eine im Punkt O (siehe Figur) als dem Nullwert beginnende und nach rechts fortschreitende lineare Skala an mit nummerierten

Teilstrichen und einem Modul, der demjenigen gleich ist, der bei der Eintragung der Messwerte gebraucht wird. Diese wird im folgenden als die obere horizontale Skala bezeichnet. Analog denke man sich in der Richtung nach unten eine Zahlengerade mit dem Punkt O als Ursprung und mit dem gleichen Modul, die als linke senkrechte Skala bezeichnet wird. Auf ihr sehe man jedoch von der



Graphische Signifikanzprüfung über den Unterschied zweier Standardabweichungen. o—o Summenhäufigkeitsprozente für x_1 ; ●—● Summenhäufigkeitsprozente für x_2 . Weitere Erläuterung im Text.

¹ ERNA WEBER, *Grundriss der biologischen Statistik*, 4. Aufl. (VEB Gustav Fischer Verlag, Jena 1961), p. 109.

² O. L. DAVIES et al., *Statistical Methods in Research and Production*, 3. Aufl. (Oliver and Boyd, London and Edinburgh 1958), p. 58.

³ Wahrscheinlichkeitspapiere «Schleicher & Schüll Nr. 298¹/₂» bzw. «Schäfers Feinpapier Nr. 500» u. a.

Aufzeichnung der Teilstriche ab, um nicht von der vorgezeichneten Teilung nach Summenhäufigkeitsprozenten gestört zu werden. Die jeweils erforderlichen Zahlenwerte können nämlich *ad hoc* auf sie von der oberen horizontalen Skala übertragen werden.

Die graphische Division der Standardabweichungen (s_1 und s_2) führe man mit den einschlägigen Strecken durch, d.h. mit den Differenzen der Abszissenwerte, die auf der Summenhäufigkeitsgeraden den Ordinatenwerten 50,0 und 15,9% bzw. 84,1 und 50,0% entsprechen. Dazu trage man s_1 als OS_1 auf der oberen horizontalen und s_2 als OS_2 auf der linken senkrechten Skala ab und ziehe vom Punkt P aus, der eine Skaleneinheit von O entfernt ist, eine Parallele zur Verbindungsgeraden S_1S_2 . Dadurch wird auf der oberen horizontalen Skala die Strecke OR abgeschnitten, die als die vierte Proportionale⁴ den gesuchten Quotienten r darstellt. Es gilt nämlich

$$\frac{s_1}{s_2} = \frac{OS_1}{OS_2} = \frac{OR}{OP} = \frac{r}{1,0} = r.$$

Zwecks graphischer Berechnung des 95%igen Konfidenzintervalls von r , das in der Figur durch l gekennzeichnet ist, ziehe man analoge Parallelen zu S_1S_2 von Punkt L_1 und L_2 aus, wobei $OL_1 = 0,7$ und $OL_2 = 1,5$ seien. Dadurch erhält man auf der oberen horizontalen Skala die Punkte L'_1 und L'_2 , die das in Frage kommende Konfidenzintervall l abgrenzen.

Unter der Bedingung, dass zu jeder der beiden Standardabweichungen mehr als etwa 30 Freiheitsgrade gehören, und in Anbetracht der jeweils erreichbaren Reproduzierbarkeit der zeichnerischen Operationen dürfen die Werte für OL_1 und OL_2 in den meisten Fällen als unabhängig von der Anzahl der verarbeiteten Messwerte angesehen werden. Die genannten Werte wurden unter Berücksichtigung des Charakters der Wahrscheinlichkeitsaussagen in der praktischen Statistik⁵ auf Grund der einschlägigen Tabelle² festgesetzt. Auf diese Tabelle sei auch verwiesen bei der Wahl von Streckenlängen für OL_1 und OL_2 im Falle von anderen statistischen Sicherheiten als der 95%igen oder wenn eine oder die beiden Standardabweichungen auf weniger als 30 Freiheitsgraden beruhen, wo die Anwendung von Summenhäufigkeitsprozenten notwendig ist, die sich auf den Rang der Messwerte gründen⁶. Unter Umständen berücksichtige man auch, ob die etwaigen durch die Abrundung der Tabellenwerte² verursachten Fehler der ersten und der zweiten Art unterschiedliche Gewichte haben. Zutreffendenfalls begünstige man in entsprechender Weise die obere oder die untere Abrundungsgrenze.

Die Signifikanz des Unterschiedes der zu vergleichen den Standardabweichungen besteht, wenn sich der Punkt P' , für den gilt, dass $OP' = 1,0$ ist, ausserhalb von l befindet. In der Figur ist eine Nichtsignifikanz veranschaulicht.

Manchmal kommt es vor, dass die verwendete Skaleneinheit zu klein ist, wodurch das Verfahren in seiner Durchführung erschwert bzw. seine Reproduzierbarkeit stark herabgesetzt wird. Man kann diesen Schwierigkeiten ausweichen, indem man auf eine jeweils zweckdienliche Weise von der Gleichung

$$\frac{s_1}{s_2} = \frac{k s_1}{k s_2} = \frac{k r}{k} = r$$

Gebrauch macht. Falls kr/k berechnet wird, so sei k eine geeignete Zahl, die angibt, wievielfach man OP auf

der linken senkrechten Skala abzutragen hat, um für PR eine bequem zu zeichnende Strecke zu gewinnen, wobei allerdings auch OL_1 und OL_2 mit k zu multiplizieren sind und der Punkt P' k Skaleneinheiten von O entfernt sein muss. Entsprechend wähle man k , um die Verbindungsgerade der Endpunkte der k -fachen Standardabweichungsstrecken bequem zeichnen zu können, wenn der Wert ks_1/ks_2 benötigt wird. Falls die Skaleneinheit unbequem gross ist, so gelten die gleichen Prinzipien, nur mit dem Unterschied, dass für k ein geeigneter echter Bruch zu setzen ist.

Auf Grund der in der Figur wiedergegebenen Konstruktion lässt sich gleichzeitig auch die graphische Berechnung des Standardfehlers $s_{x_{1,2}}$ der Summe bzw. der Differenz von zwei Zufallsvariablen x_1 und x_2 ablesen. Die Ermittlung dieses Standardfehlers, die im Grunde ein im Vergleich zur Varianzanalyse umgekehrtes Verfahren darstellt, dürfte zum Beispiel für die Beurteilung verschiedenartiger Variabilitätsursachen eines Messverfahrens wertvoll sein (in bezug auf die Variabilität von industriellen Herstellungsprozessen hat analoge Beurteilungen zum Beispiel ABBOTT⁷ vorgenommen). Unter der Voraussetzung der gegenseitigen Unabhängigkeit der beiden Zufallsvariablen ist ⁸ $s_{x_{1,2}} = \sqrt{s_1^2 + s_2^2}$, wird also durch die Hypotenuse S_1S_2 des Dreiecks OS_1S_2 dargestellt.

Bei der Erweiterung der hier beschriebenen Methoden auf andere einschlägige Berechnungen im Wahrscheinlichkeitsnetz, z. B. die graphische Berechnung des Variationskoeffizienten, achte man im Interesse der effektiven Einsatzfähigkeit der neuen graphischen Verfahren darauf, dass diese vor allem anschaulich sind, da sie in einzelnen Fällen nicht weniger umständlich sind als entsprechende numerische Verfahren. Wenn man sich ferner stets auch des Grades der Reproduzierbarkeit der im Wahrscheinlichkeitsnetz ermittelten statistischen Grundmasszahlen bewusst ist, so dürften die betreffenden graphischen Methoden in der Praxis der Auswertung von Versuchsergebnissen wertvolle Dienste leisten.

Summary. On the basis of the graphical calculation of the confidence interval for the ratio of two standard deviations and of the standard error of the sum or difference of two independent random variables, the possibility is shown of an effective use of normal probability paper for other statistical calculations than the traditional estimation of mean and standard deviation or the checking of normality.

H. ŽÁČEK

Institut für Galenische Pharmazie, Pharmazeutische Fakultät, Komenský-Universität, Bratislava (Tschechoslowakei), 21. Oktober 1963.

⁴ R. MEHMKE, *Leitfaden zum graphischen Rechnen* (B. G. Teubner, Leipzig und Berlin 1917), p. 2.

⁵ H. C. HAMAKER, *Naturw. Rundschau* 14, 331 (1961).

⁶ H. J. HENNING und R. WARTMANN, *Ärztl. Forschung* 12, 60 (1958).

⁷ W. H. ABBOTT, *Tooling and Production* 22, 86 (1956); nach R. S. TITCHEN et al., *Quality Control and Applied Statistics Yearbook* 1956 (Interscience, New York und London 1956), p. 273.

⁸ O. L. DAVIES et al., *Statistical Methods in Research and Production*, 3. Aufl. (Oliver and Boyd, London und Edinburgh 1958), p. 40.