

## O PRAWDOPODOBIENSTWIE BŁĘDÓW PRZYPADKOWYCH

PRZEZ

WŁ. GOSIEWSKIEGO.

Gauss, jak wiadomo, dał w 1809 roku prawo prawdopodobieństwa błędów przypadkowych, prawo, które do dziś dnia jest jedyną podstawą wszelkiego rodzaju obliczeń w tej dziedzinie. Jakkolwiek sam Gauss nie przyznawał nigdy swemu prawu ścisłości matematycznej, a nawet odmawiał mu wyraźnie pewności, wszelako współcześni i następcy jego, nie wyłączając nawet samego Laplace'a, robili wysiłki dla udowodnienia tego prawa, w nadziei zapewne, że to jest w gruncie możliwe.

Przed kilku laty, z powodu zamiaru przygotowania krótkiego wykładu metody najmniejszych kwadratów, ta sama kwestya stała się przedmiotem moich rozmyślań, które, chociaż nie doprowadziły mnie do zupełnego wyznaczenia formuły dokładniejszej od formuły Gauss'a, pozwoliły przynajmniej określić warunki, przy których ta ostatnia może być dokładną. Zajęty innemi, byłbym może o kwestyi tej zapomniał zupełnie, gdyby nie komunikacye p. Bertrand'a w Sprawozdaniach Akademii Umiejętności paryskiej z tego roku.<sup>1)</sup> Widząc, że około tej samej kwestyi w nich chodzi, a mimo to wcale jej nie rozstrzyga, postanowiłem ogłosić poglądy moje, które, jak mi się przynajmniej zdaje, rozstrzygają ją stanowczo.

Rozumuję w ten sposób.

Gdybyśmy, w wykonywaniu wszelkich pomiarów, zmuszeni byli, dla jakiegobądź przyczyny, do poprzestania na jednorazowym tylko mierzeniu wszystkiego, wówczas nie mielibyśmy, ani nawet mieć mogli żadnego wyobrażenia o błędzie.

<sup>1)</sup> „Comptes Rendus“ — 16 Janvier et 27 Fevrier 1888.

Pojęcie zatem błędu łączy się ściśle z wykonaniem przynajmniej dwóch miarzeń tej samej rzeczy, a prawdopodobieństwo popełnienia go powinno być co, najmnień, funkcją wielkości dwóch możliwych błędów, po sobie następujących.

Jeżeli oznaczymy, w myśl tej zasady, przez  $a$  i  $b$  dwie dostrzeżone miary tej samej rzeczy, której wielkością możliwą jest  $x$ , to wielkościami błędów możliwych będą:

$$x - a, x - b,$$

a prawdopodobieństwem  $p$  ich popełnienia:

$$p = f(x - a, x - b).$$

Ze wszystkich wartości  $x$  najprawdopodobniejszą jest oczywiście ta która sprowadza  $p$  do maximum, od którego począwszy  $p$  stale maleje. Ta zatem wartość zadoczyć powinna przedewszystkiém równaniu:

$$\frac{dp}{dx} = f'(x - a, x - b) = 0.$$

Ogólnie mówiąc, równanie  $\frac{dp}{dx} = 0$  posiadać może także pierwiastki wspólne z równaniem  $p = 0$ . Lecz że pierwiastkom tym odpowiadają błędy  $x - a, x - b$ , których prawdopodobieństwo  $p$  jest zerem, czyli błędy niemożliwe, przeto wartości  $x$ , sprawdzające oba równania  $\frac{dp}{dx} = 0$  i  $p = 0$ , jako należące do kategorii niemożliwych, z zadania naszego wyłączamy. Aby zaś to wykonać, to jest, przeciwko pomienionym pierwiastkom się zabezpieczyć, należy z równań  $\frac{dp}{dx} = 0$  i  $p = 0$  wyrugować czynnik wspólny, lub, co na jedno wychodzi, zamiast  $\frac{dp}{dx} = 0$ , uważać równanie:

$$(1) \quad \frac{1}{p} \frac{dp}{dx} = \frac{f'(x - a, x - b)}{f(x - a, x - b)} = 0,$$

w którym oczywiście tego czynnika już nie ma.

Z równania (1) wynika, że  $a$ , a tén samém  $x - a$  i  $x - b$  są funkcjami zmiennych  $a$  i  $b$ . Ze zaś między  $x - a$  i  $x - b$  zachodzi związek (1), od  $a$  i  $b$  niezależny, przeto ich wyznacznik funkcyjny powinien być zerem, to jest:

$$\begin{vmatrix} \frac{\partial x}{\partial a} - 1, & \frac{\partial x}{\partial b} \\ \frac{\partial x}{\partial a} & \frac{\partial x}{\partial b} - 1 \end{vmatrix} = 0.$$

W rozwinięciu tegóż znajdujemy równanie różniczkowe częściowe:

$$\frac{\partial x}{\partial a} + \frac{\partial x}{\partial b} = 1,$$

którego całką jest:

$$x = \frac{a + b}{2} - \frac{1}{2} \varphi(b - a), \quad (1)$$

rozumiejąc przez  $\varphi(b - a)$  funkcją dowolną zmiennój  $b - a$ .

Przypuścimy teraz, żeśmy wyznaczyli funkcją  $\varphi$  w ten sposób, aby  $x$  było najprawdopodobniejszą miarą uważanej rzeczy. Wówczas pisząc całkę powyższą pod postacią:

$$(x - a) + (x - b) + \varphi[(x - a) - (x - b)] = 0,$$

powinniśmy otrzymać równanie tożsamy z (1), i tylko jedno. Stąd mamy:

$$(2) \quad \frac{d \lg p}{dx} = \lambda \left\{ (x - a) + (x - b) + \varphi[(x - a) - (x - b)] \right\}$$

rozumiejąc przez  $\lambda$  stałą, i następnie:

$$\frac{d^2 \lg p}{dx^2} = 2\lambda$$

Warunek przeto maximum  $p$  wymaga, aby było  $\lambda = -2k^2 < 0$ . Wskutek tego z (2) znajdujemy:

$$p = H e^{-k^2(x^2 + (a+b)\varphi(x-\beta))} \partial \alpha \partial \beta,$$

gdzie dla krótkości:

$$\alpha = x - a, \quad \beta = x - b,$$

a  $H d\alpha d\beta$  oznacza czynnik stały.

Tym sposobem dla  $n$  par błędów:

$$(\alpha_1, \beta_1), (\alpha_2, \beta_2), \dots, (\alpha_n, \beta_n),$$

prawdopodobieństwo  $P$  będzie:

$$P = H e^{-k^2 \Sigma (\alpha^2 + \beta^2 + (a+\beta)\varphi(\alpha-\beta))} \partial \alpha_1 \partial \beta_1 \partial \alpha_2 \partial \beta_2 \dots \partial \alpha_n \partial \beta_n.$$

Jest to wyrażenie zawierające czynnik

$$e^{-k^2 \Sigma (\alpha + \beta) \varphi(\alpha - \beta)}$$

niesymetryczny względem błędów  $\alpha_1, \beta_1, \alpha_2, \beta_2, \dots, \alpha_n, \beta_n$ . Aby więc prawdopodobieństwo  $P$  było funkcją symetryczną możliwych błędów, być powinno:  $\varphi(\alpha - \beta) = 0$ , i wówczas otrzymujemy znaną formułę Gaus's'a:

1) Z równania tego wynika, że  $x = \sqrt{ab}$  jest niemożliwe, albowiem w razie przeciwnym musiałoby być  $\varphi(b - a) = (\sqrt{a} - \sqrt{b})^2$ , co jest niedorzecznością.

$$P = H^n e^{-k^2 \sum (a_i^2 + \beta_i^2)} da_1 d\beta_1 \dots da_n d\beta_n.$$

A zatem, prawo Gauss'a, dotyczące prawdopodobieństwa błędów, jest prawdziwe tylko w tém przypuszczeniu, że szanse ich popelnienia nie zależą wcale od porządku, w jakim po sobie następują, jako też, że liczba ich spostrzeżeń jest parzysta. Przy takich dopiero warunkach, średnia arytmetyczna miar dostrzeżonych danego przedmiotu może być jego miarą najprawdopodobniejszą.

W nocie z d. 16 stycznia r. b., p. Bertrand wychodzi z określenia prawdopodobieństwa jednego tylko błędu, co go prowadzi do wniosku, że dwa równania:

$$F(z - x_1) + F(z - x_2) + \dots + F(z - x_n) = 0$$

$$z = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n} + \phi(x_1 - x_2, x_1 - x_3, \dots, x_1 - x_n)$$

powinny być tożsame. Owóż, równanie drugie daje się napisać pod postacią:

$$(z - x_1) + (z - x_2) + \dots + (z - x_n) - n \psi[(z - x_2) - (z - x_1), (z - x_3) - (z - x_1), \dots, (z - x_n) - (z - x_1)] = 0,$$

z której oczywiście wynika, że, przy wymaganej tu jednoznaczności funkcji  $\phi$ , może być tożsame z pierwszym tylko wówczas, gdy funkcja  $\phi$  jest zerem, lub co najwyżej liniową względem zmiennych  $x_1 - x_2, x_1 - x_3, \dots, x_1 - x_n$ .

Tym sposobem nie się nowego nie otrzymuje, co zapewne p. Bertrand sam zauważył, skoro w nocie następnej, z d. 26 lutego r. b., tę samą kwestyą traktuje na nowo i inaczej. Lecz i tu pokazał tylko, że formuła Gauss'a

$$\frac{h}{\sqrt{\pi}} e^{-k^2 \Delta}$$

nie jest wyrażeniem prawdopodobieństwa błędu  $\Delta$ , co, zdaje się, było już wiadomem; ale natomiast nie uzasadnił wcale swego domniemania, jakoby prawdopodobieństwo błędu  $\Delta$  powinno zależeć nie tylko od  $\Delta$ , ale i od wielkości  $X$ , przy mierzeniu której błąd popełniamy. Takie uważanie prawdopodobieństwa błędu, jako funkcji  $\phi(X, \Delta)$ , nie wydaje mi się zgodnem z naturą rzeczy, choćby dla tego, że tu właściwie idzie o ten tylko koniec wielkości mierzonej  $X$ , który się obserwuje, bo przy nim tylko błąd się popełnia. Gdyby więc np. pewna miara  $l$  mieściła się w  $X$  razy  $m$  i jakiś ułamek, powinno by być:

$$\varphi(X, \Delta) = \varphi(X - l, \Delta) = \varphi(X - 2l, \Delta) = \dots = \varphi(X - ml, \Delta),$$

i to całkiem niezależnie od wyboru miary  $l$ . Prawdopodobieństwo zatem błędu  $\Delta$  od  $X$  zależeć nie może.

Warszawa, w maju 1888 r.

## WŁASNOŚCI I NIEKTÓRE ZASTOSOWANIA WROŃSKIANÓW.

PODAŁ

S. DICKSTEIN.

W historii wyznaczników, pomiędzy matematykami, którym teoria ta już to powstanie, już to rozwój swój zawdzięcza <sup>1)</sup>, pomijano dotąd nazwisko Hoene-Wronskiego, lubo on jeszcze przed Cauchy'm <sup>2)</sup> używał w dziełach swoich wyrażen wyznacznikowych, nazwanych przez siebie funkcjami *schin*, które stosował do wielu zagadnień analizy. Mimo dzieła Schwein's'a <sup>3)</sup>, zawierającego mnóstwo twierdzeń podanych przez Wronskiego, mimo dzieła Montferriera <sup>4)</sup>, streszczającego najważniejsze pomysły matematyczne naszego ziomka, uczeni o odkryciach Wronskiego nie wiedzieli, i często

<sup>1)</sup> Co do historii wyznaczników patrz Baltzer „Theorie und Anwendung der Determinanten“, Wydanie czwarte, Lipsk 1875.; Günther: „Lehrbuch der Determinanten, Handbuch für Studierende“, Erlangen 1875; Władysław Trzaska (Kretkowski): „Krótkie wiadomości o wyznacznikach“, (Przypisek do dzieła: „Zasady rachunku różniczkowego“ W. Folkierskiego); M. A. Baraniecki „Teoria wyznaczników“ Paryż, 1879. Określenie funkcji *schin* podane na str. 473 tego dzieła, jest niedokładne.

<sup>2)</sup> Cauchy'ego rozprawa „Sur les fonctions qui ne peuvent obtenir que deux valeurs égales etc.“ została przedstawioną Instytutowi w dniu 30 listopada 1812, gdy tymczasem Wronskiemu u nie był obcym ten przedmiot w pracy przedstawionej Instytutowi w roku 1810 a wydanej w 1812 p. t. „Refutation de la theorie des fonctions analytiques de Lagrange“ gdzie znajdują się wzory zawierające funkcje *schin*. Podaję to na zasadzie twierdzenia samego Wronskiego w późniejszym dziele: „Reforme absolue“ (Tom I str. 305, Tom II, CXXII), poprzednio bowiem wymienionej rozprawy nie mam.

<sup>3)</sup> Schwein's „Theorie der Differenzen und Differentiale, Heidelberg 1825. Dzieło to przepełnione jest wzorami i twierdzeniami Wronskiego.

<sup>4)</sup> Montferrier „Encyclopédie mathématique“, Paryż. W czterech tomach, bez daty. Wyszło 1856—1859.