

jest jednakowoż ilościowo zupełnie analogicznym do odnośnego rezultatu dawniejszej teorii, w której natężenie prądu określono jako „ilość elektryczności przepływającej przez przekrój przewodnika“ w ciągu jednostki czasu.

Interpretację wszelkich innych pojęć (pomocniczych lub mających na celu skrócone wyśłowienie odnośnych twierdzeń) zwykłej teorii, która w rachunkach przynajmniej zakłada ciągłość przestrzenną materii grubszej, można drogą powyżej wskazaną wyprowadzić bez trudności z założeń zasadniczych i twierdzeń głównych wyłożonej tu teorii molekularnej.

## O PRAWIE PRAWDOPODOBIEŃSTWA BŁĘDU.

PRZEZ

Wł. GOSIEWSKIEGO.

Traktując ten sam przedmiot w r. 1894<sup>1)</sup>, zdołałem uniknąć drugiej hipotezy Gaussa, czyli tak zwanego prawa średniej arytmetycznej; nie mogłem się tam jednak ustrzedz hipotezy pierwszej, mianowicie założenia, że prawdopodobieństwo błędu jest funkcją tylko błędu.

W pracy niniejszej odrzucam obie hipotezy Gaussa, a wychodzę natomiast z zasady ogólnej, że prawdopodobieństwo popełnienia błędu, przy dostrzeganiu pewnej niewiadomej, zależy od tej niewiadomej i błędu; jest to oraz funkcja przerywana. Zadanie polega na tem, aby dobrać funkcję ciągłą dwóch zmiennych, któraby w odpowiednich punktach ową funkcję przerywaną odtwarzała. Ale wtedy zadanie jest nieoznaczonem; oznaczonem należy je dopiero uczynić przez wybór funkcji, najlepiej celowi odpowiadającej. W tem właśnie wyborze pomienionej funkcji leży cała trudność zadania. Ośmielam się mniemać, że trudność tę pokonałem szczęśliwie.

<sup>1)</sup> Prace mat.-fiz., t. V, „O metodzie najmniejszych kwadratów“ str. 103—117.

## § 1.

Wyobraźmy sobie  $x_1, x_2, \dots, x_n$ , ogólnie  $x_i$ , jako wartości dostrzegalne niewiadomej  $x$ , otrzymane w jednakowych warunkach i godne jednakowego zaufania<sup>1)</sup>. Wartościom tym odpowiadają błędy

$$(1) \quad x' - x_1, x' - x_2, \dots, x' - x_n,$$

które uważać należy jako zdarzenia wzajemnie niezależne, a prawdopodobieństwo błędu

$$(2) \quad \Delta_i = x - x_i,$$

który w szeregu (1) powtarza się, powiedzmy,  $m_i$  razy, wyraża się, na zasadzie twierdzenia J. Bernoulliego, granicą ilorazu

$$(3) \quad q_i = (m_i/n)_{n \rightarrow \infty}.$$

Zauważmy jednak, że  $q_i$  wyraża prawdopodobieństwo błędu  $\Delta_i$  w tem tylko założeniu, iż popełniony został przy dostrzeganiu jakiegokolwiek niewiadomej  $x$ . Jeśli więc oznaczmy przez  $r_i$  prawdopodobieństwo, że błąd  $\Delta_i$  popełniony został istotnie przy dostrzeganiu niewiadomej  $x$ , a nie innej, wówczas prawdopodobieństwo popełnienia błędu  $\Delta_i$ , dodajmy: przy dostrzeganiu niewiadomej  $x$ , — wyraża się iloczynem

$$(4) \quad p_i = r_i q_i,$$

który już stanowi zupełne określenie prawdopodobieństwa błędu.

Widoczna, że prawdopodobieństwo  $p_i$  zależy od  $x$  i  $\Delta_i$ ; mamy tedy ogólnie:

$$(5) \quad p_i = \varphi(x, \Delta_i).$$

Lecz że  $p_i$  odnosi się tylko do tych układów wartości  $x, \Delta_i$ , które wyrażać mogą niewiadomą i jej odpowiadające błędy, przeto  $p_i$  jest funkcją  $(x, \Delta_i)$  przerywaną. Możemy jednak pomyśleć sobie funkcję ciągłą  $\varphi(x, \Delta)$  któraby w odpowiednich punktach  $(x, \Delta_i)$  odtwarzała wartości  $p_i$ . Zadanie jest wogóle nieoznaczonem, bo funkcji  $\varphi(x, \Delta)$ , zadość czyniących warunkom (5), jest nieskończenie wiele. Idzie tu wszakże przy tem i nadewszystko o to, aby z pomiędzy możliwych funkcji  $\varphi(x, \Delta)$  wybrać najlepiej odpo-

<sup>1)</sup> W ten sposób wyrażamy, że wartości  $x_i$  ( $i=1, 2, 3, \dots, n$ ) dostrzeżone zostały przez tego samego obserwatora i tem samym narzędziem.

wiadającą naszemu celowi; jak zaś należy rozumieć to „najlepiej“, wyjaśniemy zaraz.

Jakąkolwiekby była funkcja  $\varphi(x, \Delta)$ , byleby zadość czyniąca warunkom (5), iloczyn

$$(6) \quad \varphi(x, \Delta_1) \varphi(x, \Delta_2) \dots \varphi(x, \Delta_n)$$

wyobrażać będzie prawdopodobieństwo spółistnienia błędów  $\Delta_i$ . Zauważmy jednak, że każdy czynnik tego iloczynu, jak i sam iloczyn, wyraża odnośne prawdopodobieństwo tylko dopóty, dopóki  $x$  wyobraża wartość niewiadomej prawdziwą, bo tylko dopóty spełniają się warunki (5). Po za tem, ani żaden czynnik pomienionego iloczynu, ani sam ten iloczyn, nie może już wyrażać prawdopodobieństwa. Owóż, przez funkcję  $\varphi(x, \Delta)$ , odpowiadającą naszemu celowi „najlepiej“, rozumieć będziemy taką i tylko taką, dla której: z pomiędzy różnych wartości, pomyślanych na niewiadomą  $x$ , ta jest zarazem i najbliższą prawdziwej, która przywodzi iloczyn (6) do maximum. Wówczas bowiem to maximum posiadać będzie wartość możliwie zbliżoną do iloczynu  $p_1 p_2 \dots p_n$ , czyli do prawdopodobieństwa spółistnienia błędów prawdziwych  $\Delta_i$ ; a właśnie, przyjmując za prawdopodobieństwo  $p$  funkcję  $\varphi(x, \Delta)$  ciągłą, o to nam głównie iść powinno, żeby, wobec niemożliwości wyrażenia wtedy ściśle tego prawdopodobieństwa, wyrazić je przynajmniej możliwie najdokładniej.

Stawiamy przeto zadanie wyznaczenia takiej funkcji ciągłej  $\varphi(x, \Delta)$ , dla której: wartość  $x$ , przywodząca iloczyn (6) do maximum, jest zarazem możliwie najbliższą wartości niewiadomej  $x$  prawdziwej.

Wartość niewiadomej  $x$ , zadość czyniącą powyższym dwóm warunkom, nazywać będziemy wartością tej niewiadomej „najprawdopodobniejszą“.

## § 2.

Zamiast iloczynu (6), możemy rozważać jego logarytm naturalny. Jeżeli oznaczmy wtedy przez  $\bar{x}$  wartość niewiadomej  $x$  najprawdopodobniejszą i założymy odpowiednio:

$$(7) \quad \bar{\Delta}_i = \bar{x} - x_i,$$

to warunek konieczny maximum tego iloczynu wyrazi się równaniem:

$$(8) \quad \sum_i \left\{ \frac{\partial \lg \varphi(\bar{x}, \bar{\Delta}_i)}{\partial \bar{x}} + \frac{\partial \lg \varphi(\bar{x}, \bar{\Delta}_i)}{\partial \bar{\Delta}_i} \right\} = 0.$$

Oznaczmy, dla krótkości, stronę lewą tego równania przez  $\lambda$ , t. j. zależimy:

$$(9) \quad \lambda = \sum_i \left\{ \frac{\partial \lg(\bar{x}, \bar{\Delta}_i)}{\partial \bar{x}} + \frac{\partial \lg \varphi(\bar{x}, \bar{\Delta}_i)}{\partial \bar{\Delta}_i} \right\}$$

i zauważmy, że według tego założenia,  $\lambda$  jest funkcją ilości  $\bar{x}, \bar{\Delta}_1, \bar{\Delta}_2, \dots, \bar{\Delta}_n$ . Jeśli więc w wyrażeniu  $\lambda$  uwzględnimy podstawienia (7) i rozwiążemy równanie  $\lambda=0$  względem  $\bar{x}$ , znajdziemy na  $\bar{x}$  funkcję ilości  $x_1, x_2, \dots, x_n$ , która to równanie sprowadza do tożsamości. W tem rozumieniu tożsamości  $\lambda=0$ , będziemy mieli również tożsamościowo  $\partial \lambda / \partial x_i = 0$ .

W myśl powyższej uwagi, otrzymujemy układ równań:

$$(10) \quad \frac{\partial \lambda}{\partial x_i} = \frac{d\lambda}{d\bar{x}} \frac{\partial \bar{x}}{\partial x_i} - \frac{\partial \lambda}{\partial \bar{\Delta}_i} = 0,$$

( $i=1, 2, \dots, n$ ),

w którym

$$(11) \quad \frac{d\lambda}{d\bar{x}} = \frac{\partial \lambda}{\partial \bar{x}} + \sum_i \frac{\partial \lambda}{\partial \bar{\Delta}_i},$$

wyobraża pochodną  $\lambda$  względem  $\bar{x}$  zachodzącego wyrażnie i za pośrednictwem  $\bar{\Delta}_1, \bar{\Delta}_2, \dots, \bar{\Delta}_n$ .

Przy pomocy związku (11), z układu równań (10) znajdujemy:

$$(12) \quad \sum_i \frac{\partial \bar{x}}{\partial x_i} = \mu,$$

gdzie

$$(13) \quad \mu = \frac{\frac{d\lambda}{d\bar{x}} - \frac{\partial \lambda}{\partial \bar{x}}}{\frac{d\lambda}{d\bar{x}}}.$$

Ponieważ równanie  $\lambda=0$ , czyli równanie (8), wyraża warunek konieczny maximum iloczynu (6) ze względu na zmienną  $x$ , przeto pochodna  $d\lambda/d\bar{x}$  powinna być ujemną, albo równą zeru. Powiadam, że  $d\lambda/d\bar{x}$  zerem być nie może.

Jakoż, oczywista, że ani jedna z pochodnych  $\partial \bar{x} / \partial x_i$  nie może być nieskończenie wielką. Jesliby więc było  $d\lambda/d\bar{x} = 0$ , otrzymalibyśmy wtedy z równań (12) i (13) oraz układu (10):

$$(14) \quad \frac{\partial \lambda}{\partial \bar{x}} = 0, \quad \frac{\partial \lambda}{\partial \bar{\Delta}_i} = 0, \quad (i=1, 2, \dots, n).$$

czyli strona lewa równania (8), nie zawierałaby wtedy ani  $\bar{x}$ , ani  $\bar{\Delta}_i$ , co być oczywiście nie może. Pozostaje przeto możliwą tylko wartość ujemną dla pochodnej  $d\lambda/d\bar{x}$ , t. j. warunek

$$(15) \quad \frac{d\lambda}{d\bar{x}} < 0.$$

### § 3.

Skorośmy się już upewnili, że  $d\lambda/d\bar{x}$  zerem być nie może, funkcja  $\bar{x}$  czyni zadość z pewnością równaniu różniczkowemu (12), w którym  $\mu$ , według wzorów (13) i (9), zależy od  $\bar{x}, \bar{\Delta}_1, \bar{\Delta}_2, \dots, \bar{\Delta}_n$ , a więc zależy od  $\bar{x}$  wyrażnie i za pośrednictwem  $\bar{\Delta}_1, \bar{\Delta}_2, \dots, \bar{\Delta}_n$ , a od  $x_i$  za pośrednictwem  $\bar{\Delta}_i$ , ( $i=1, 2, \dots, n$ ).

Ponieważ jednak równanie (12) jest cząstkowym, wyraża ono tylko warunek konieczny dla wyznaczenia funkcji  $\bar{x}$ . Tę funkcję  $\bar{x}$  należy zatem poddać jeszcze jednemu warunkowi, a mianowicie: wyrazić, zgodnie z wyrażeniem § 1, że z pomiędzy wszystkich, zadość czyniących równaniu (12) ma się nadawać „najlepiej“ do odtwarzania wartości niewiadomej  $x$  prawdziwej.

Zasadnicza różnica między niewiadomą  $x$  i jej wartością najprawdopodobniejszą  $\bar{x}$  polega oczywiście na tem, że pierwsza od punktu  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$  zgoła nie zależy, a druga jest funkcją tego punktu; mamy tedy w tem rozumieniu

$$(16) \quad dx = 0, \quad (17) \quad d\bar{x} = \sum_i \frac{\partial \bar{x}}{\partial x_i} dx_i.$$

Lecz że funkcja  $\bar{x}$  ma w punkcie  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$  odtwarzać niewiadomą  $x$  możliwie najlepiej, a niewiadoma ta, jak widać z równania (16), posiada charakter stałej nie zaś funkcji, przeto funkcja  $\bar{x}$  powinna możliwie dokładnie odtwarzać wogóle stałą, lub, co jest to samo, powinna zależeć od punktu  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$  minimalnie. Stąd wypływa, że z pomiędzy wszystkich funkcji  $\bar{x}$ , zadość czyniących równaniu (12), ta najlepiej odpowiada naszemu celowi, której różniczka  $d\bar{x}$  zawiera się w przedziale najmniejszym; pomieniona bowiem różniczka zerem być ściśle nie może, ale najbliższą zera być może.

Jakoż, z równania (17) wynika następujące:

$$(18) \quad d\bar{x}^2 = \sum_i \left( \frac{\partial \bar{x}}{\partial x_i} \right)^2 \sum_i dx_i^2 - \sum_{i,j} \left( \frac{\partial \bar{x}}{\partial x_i} dx_{ij} - \frac{\partial \bar{x}}{\partial x_j} dx_{ij} \right)^2,$$

a z tego wynika znowu nierówność

$$(19) \quad |d\bar{x}| \leq \sqrt{\sum_i \left( \frac{\partial \bar{x}}{\partial x_i} \right)^2 \sum_i dx_i^2}.$$

W nierówności tej czytamy, że przedział, w którym się zawiera różniczka  $d\bar{x}$ , posiada minimum, i że je osiąga pod warunkiem następującym:

$$(20) \quad \sum_i \left( \frac{\partial \bar{x}}{\partial x_i} \right)^2 = \text{minimum}.$$

Pod warunkiem tedy (20), różniczka funkcji  $\bar{x}$  jest najwięcej zbliżoną do zera, a sama funkcja  $\bar{x}$  do stałej, jak być właśnie miało.

#### § 4.

Oznaczmy przez  $\delta\bar{x}$  wariację funkcji  $\bar{x}$ , tylko nie względem punktu  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$ , ale względem jej natury. Biorąc w tem założeniu wariacje równań (20) i (12), znajdziemy:

$$(21) \quad \sum_i \frac{\partial \bar{x}}{\partial x_i} \frac{\partial \delta\bar{x}}{\partial x_i} = 0,$$

oraz

$$(22) \quad \sum_i \frac{\partial \delta\bar{x}}{\partial x_i} = \frac{d\mu}{d\bar{x}} \delta\bar{x},$$

gdzie  $d\mu/d\bar{x}$  wyobraża pochodną ilości  $\mu$  względem  $\bar{x}$ , zachodzącego wyraźnie i za pośrednictwem ilości  $\Delta_i$ .

Oznaczmy teraz przez  $\omega$  czynnik, mający się dopiero wyznaczyć i, pomnożywszy równanie (21) przez  $1/\delta\bar{x}$ , a równanie (22) przez  $\omega/\delta\bar{x}$ , dodajemy je stronami odpowiednimi; znajdziemy:

$$(23) \quad \sum_i \left( \frac{\partial \bar{x}}{\partial x_i} + \omega \right) \frac{\partial \lg \delta\bar{x}}{\partial x_i} = \omega \frac{d\mu}{d\bar{x}}.$$

W równaniu (23), kosztem nieoznaczoności czynnika  $\omega$ , funkcja  $\lg \delta\bar{x}$  staje się zupełnie dowolną, tak, że równanie to rozpada się na  $n+1$  równań, z których jedno jest:

$$(24) \quad \frac{d\mu}{d\bar{x}} = 0,$$

a  $n$  pozostałych są postaci następującej:

$$(25) \quad \frac{\partial \bar{x}}{\partial x_i} + \omega = 0, \quad (i=1, 2, \dots, n).$$

Z równań (25) otrzymujemy:

$$(26) \quad d\bar{x} = -\omega d \sum_i x_i,$$

co dowodzi, że  $\bar{x}$  i  $\omega$  mogą zależeć jedynie od sumy  $\sum_i x_i$ , a więc, że  $\omega$  jest funkcją samego  $\bar{x}$ . Rugując przeto pochodne  $\partial \bar{x} / \partial x_i$  z równań (12) i (25), znajdujemy związek

$$(27) \quad \mu = -n\omega,$$

z którego wypływa, że  $\mu$  zależeć tylko może od samego  $\bar{x}$ , podczas gdy według równania (24) to samo  $\mu$  od  $\bar{x}$  zależeć zgoła nie powinno. Związek (27) utrzymuje się więc jedynie pod warunkiem, że  $\mu$  i  $\omega$  są liczbami stałymi.

Skoro  $\mu$  stałe, z równań (26) i (27) otrzymujemy

$$(28) \quad \bar{x} = \mu \left( \frac{1}{n} \sum_i x_i + \epsilon \right),$$

rozumiejąc przez  $\epsilon$  nową stałą.

5.

Kiedy już funkcja  $\bar{x}$  jest wiadoma, możemy przystąpić do wyznaczenia natury funkcji  $\varphi(x, \Delta)$ . W tym celu uwzględnijmy w równaniu (13) podstawienie (11), t. j. wyrażmy to równanie pod postacią:

$$(29) \quad \mu \frac{\partial \lambda}{\partial \bar{x}} + (\mu-1) \sum_i \frac{\partial \lambda}{\partial \Delta_i} = 0.$$

Ze względu na założenie (9), całką tego równania jest

$$(30) \quad \lambda = \sum_i F \{ (1-\mu) \bar{x} + \mu \bar{\Delta}_i \}.$$

gdzie  $F$  jest symbolem funkcji dającej się łatwo wyznaczyć.

Jakoż, równanie  $\lambda = 0$  powinno być tożsame z równaniem (28); wyrażając zaś to ostatnie pod postacią

$$(31) \quad \sum_i \{ (1-\mu) \bar{x} + \mu (\bar{\Delta}_i - \varepsilon) \} = 0$$

i bacząc na nierówność (15), spostrzegamy, że funkcję  $F$  w (30) należy tak uszczególnić, iżby było

$$(32) \quad \lambda = -2 \left( \frac{h}{\mu} \right)^2 \sum_i \{ (1-\mu) \bar{x} + \mu (\bar{\Delta}_i - \varepsilon) \}.$$

gdzie  $h$  oznacza stałą.

Tym sposobem na ilość  $\lambda$  mamy dwa wyrażenia: (9) i (32). Z porównania tych wyrażeń otrzymujemy tożsamość, a z tej wynika znowu równanie następujące:

$$(33) \quad \frac{\partial \lg \varphi(x, \Delta)}{\partial x} + \frac{\partial \lg \varphi(x, \Delta)}{\partial \Delta} = -2 \left( \frac{h}{\mu} \right)^2 \{ (1-\mu) x + \mu (\Delta - \varepsilon) \}.$$

Całką tego równania jest

$$\lg \varphi(x, \Delta) = \lg \psi(x - \Delta) - h^2 \left( \frac{1-\mu}{\mu} x + \Delta - \varepsilon \right)^2,$$

albo raczej

$$(34) \quad \varphi(x, \Delta) = \psi(x - \Delta) e^{-h^2 \left( \frac{1-\mu}{\mu} x + \Delta - \varepsilon \right)^2},$$

gdzie  $\psi$  oznacza symbol funkcji dowolnej.

## § 6.

Ścisłe rzeczy biorąc, wzór (34) nie wyraża jeszcze prawdopodobieństwa błędu  $\Delta$ , popełnionego przy dostrzeganiu niewiadomej  $x$ , ale wyraża dopiero taką funkcję  $\varphi(x, \Delta)$ , dla której: wartość  $x$ , przywodząca iloczyn (6) do

maximum, jest jednocześnie i funkcją punktu  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$  i możliwie bliską stałej.

Z rozumowania wszakże naszego wynika oraz i to, że ta właśnie funkcja  $\varphi(x, \Delta)$ , jakkolwiek ciągła, nadaje się przeciwieństwo do wyrażenia prawdopodobieństwa błędu z pomiędzy wszystkich funkcji ciągłych najlepiej, a w miarę im więcej punktów płaszczyzny  $x, \Delta$  wyczerpują możliwe układy wartości niewiadomej  $x$  i jej odpowiedniego błędu  $\Delta$ , z tem większem przybliżeniem funkcja  $\varphi(x, \Delta)$  wyraża prawdopodobieństwo błędu.

To wiedząc, zauważmy przedewszystkiem, że funkcja  $\varphi(x, \Delta)$  powinna mieć maximum; w przeciwnym bowiem razie mogłaby ona nieograniczenie rosnąć, a wiemy, że prawdopodobieństwo nie przekracza nigdy jedności.

Ponieważ, według (34), układ wartości  $(x, \Delta)$ , przywodzący  $\varphi(x, \Delta)$  do maximum, zadość czyni równaniom

$$(35) \quad \left\{ \begin{array}{l} \frac{\psi'(x - \Delta)}{\psi(x - \Delta)} - 2h^2 \left( \frac{1-\mu}{\mu} x + \Delta - \varepsilon \right) \frac{1-\mu}{\mu} = 0, \\ -\frac{\psi'(x - \Delta)}{\psi(x - \Delta)} - 2h^2 \left( \frac{1-\mu}{\mu} x + \Delta - \varepsilon \right) = 0, \end{array} \right.$$

które się redukuje do następujących:

$$(36) \quad \frac{1-\mu}{\mu} x + \Delta - \varepsilon = 0, \quad \psi'(x - \Delta) = 0,$$

przeto widoczna, że spółcześnie z  $\varphi(x, \Delta)$ , osiąga także maximum i funkcja  $\psi(x - \Delta)$ .

Załóżmy więc

$$(37) \quad \psi(x - \Delta) = [\max. \psi(x - \Delta)] \Theta(x - \Delta),$$

gdzie oczywiście

$$(38) \quad 0 \leq \Theta(x - \Delta) \leq 1,$$

a tem samem, zamiast (34), połączmy

$$(39) \quad \varphi(x, \Delta) = [\max. \psi(x - \Delta)] \Theta(x - \Delta) e^{-h^2 \left( \frac{1-\mu}{\mu} x + \Delta - \varepsilon \right)^2}.$$

Powróćmy teraz do wyrażenia funkcji  $\bar{x}$ , (28), i zauważmy, że zawiera ono dwie stałe:  $\varepsilon$  i  $\mu$ , z których pierwsza jest liczbą mianowaną, a druga oderwaną, i gdzie od znaczenia pierwszej zależy wartość drugiej. Nadajmy stałej  $\varepsilon$  znaczenie błędu najprawdopodobniejszego, t. j. załóżmy

$\varphi(x, \varepsilon) = \max. \varphi(x, \Delta)$  i szukajmy odpowiedniej wartości  $\mu$ . Ponieważ według (39):

$$\varphi(x, \varepsilon) = [\max. \varphi(x-\Delta)] \Theta(x-\varepsilon) e^{-h^2 \left(\frac{1-\mu}{\mu} x\right)^2},$$

aby więc stało się zadość założonemu warunkowi, mieć powinniśmy:

$$(40) \quad \Theta(x-\varepsilon) = 1, \quad (41) \quad \mu = 1.$$

Z równania (40) wynika

$$(42) \quad x = x_0 + \varepsilon,$$

gdzie  $x_0$  jest pierwiastkiem równania  $\Theta(x_0) = 1$ , który widocznie jest wartością niewiadomej najprawdopodobniejszą dostrzegalną; na mocy zaś równania (41), wzory (28) i (39) przywodzą się do następujących:

$$(43) \quad \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_i x_i + \varepsilon,$$

oraz

$$(44) \quad \varphi(x, \Delta) = [\max. \varphi(x-\Delta)] \Theta(x-\Delta) e^{-h^2(\Delta-\varepsilon)^2}.$$

Pozostaje tedy wyznaczyć jeszcze  $\max. \varphi(x-\Delta)$ .

W tym celu zauważmy, że niewiadoma  $x$  i błąd  $\Delta$  zawierają się z pewnością między  $-\infty$  i  $+\infty$ , a więc że

$$(45) \quad \frac{\max. \varphi(x-\Delta)}{d\Delta dx} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-h^2(\Delta-\varepsilon)^2} d\Delta \int_{-\infty}^{+\infty} \Theta(x-\Delta) dx = 1.$$

Ale ponieważ całka z czynnikiem podcałkowym  $dx$  od  $\Delta$  nie zależy, przeto zakładając:

$$(46) \quad \int_{-\infty}^{+\infty} \Theta(x-\Delta) dx = I$$

i wiedząc, że

$$(47) \quad \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-h^2(\Delta-\varepsilon)^2} d\Delta = \frac{\sqrt{\pi}}{h},$$

z równania (45) znajdziemy:

$$\max. \varphi(x-\Delta) = \frac{h d\Delta dx}{I \sqrt{\pi}},$$

i wzór (44) przyjmie ostatecznie postać:

$$(48) \quad \varphi(x, \Delta) = \frac{h \Theta(x-\Delta)}{I \sqrt{\pi}} e^{-h^2(\Delta-\varepsilon)^2} d\Delta dx.$$

Na mocy równania (46), z wzoru (48) otrzymujemy:

$$(49) \quad \frac{1}{dx} \int_{-\infty}^{+\infty} \varphi(x, \Delta) dx = \frac{h}{\sqrt{\pi}} e^{-h^2(\Delta-\varepsilon)^2} d\Delta.$$

Wzór (49) wyraża prawdopodobieństwo błędu w założeniu, że niewiadoma ma wartość jakąkolwiek; jest to, wyjąwszy stałą  $\varepsilon$ , prawo Gaussa. Na zasadzie tego wyniku z wzoru (48) wypływa, że prawdopodobieństwo błędu  $\Delta$ , popełnionego przy dostrzeganiu niewiadomej  $x$ , jest iloczynem prawdopodobieństwa  $\Theta(x-\Delta) dx/I$ , że błąd  $\Delta$  dotyczy niewiadomej  $x$ , przez prawdopodobieństwo  $h e^{-h^2(\Delta-\varepsilon)^2} d\Delta/\sqrt{\pi}$ , że wartością tego błędu jest  $\Delta$ .

## § 7.

Zakładając  $x-\Delta = a$ , wzór (48), na mocy równania (42), możemy jeszcze tak wyrazić:

$$(50) \quad \chi(a, x_0) = \frac{h dx_0 da}{I \sqrt{\pi}} \Theta(a) e^{-h^2(a-x_0)^2}.$$

i wtedy, w założeniu, że wartością niewiadomej najprawdopodobniejszą dostrzegalną jest  $x_0$ , wyraża on prawdopodobieństwo, że  $a$  jest także jedną z wartości dostrzegalnych tej niewiadomej. Ponieważ jednak, między różnymi wartościami dostrzegalnymi niewiadomej  $x$ , znajduje się prawdopodobnie jedna, równa  $x$ , a  $x$  zawiera się z pewnością między  $-\infty$  i  $+\infty$ , przeto całka

$$(51) \quad k = \frac{1}{dx} \int_{-\infty}^{+\infty} \chi(x, x_0) dx = \frac{h dx_0}{I \sqrt{\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} \Theta(x) e^{-h^2(x-x_0)^2} dx,$$

wyraża prawdopodobieństwo zdarzenia  $a = x$ , lub, co jest to samo, zdarzenia  $a - x_0 = x - x_0$ .

Ale różniczkując równanie (51) względem  $x_0$  i dzieląc przez  $2h^2$ , znajdujemy nowe:

$$(52) \quad \frac{1}{2h^2} \frac{dk}{dx_0} = \frac{1}{dx} \int_{-\infty}^{+\infty} \chi(x, x_0) (x - x_0) dx,$$

którego strona prawa wyraża znowu nadzieję matematyczną, że  $a - x_0 = x - x_0$ .

Że zaś ta sama nadzieja matematyczna równać się także powinna  $k(x - x_0)$ , otrzymujemy związek

$$\frac{dk}{dx_0} = -2h^2 k(x_0 - x).$$

Stąd znajdujemy

$$k = c e^{-h^2(x_0 - x)^2}.$$

a na zasadzie równania (42):

$$k = c e^{-h^2 \varepsilon^2}.$$

$k$  wyraża zatem prawdopodobieństwo błędu najprawdopodobniejszego  $\varepsilon$ . Ponieważ ten błąd zawiera się z pewnością między  $-\infty$  i  $+\infty$ , mamy na zasadzie równania (47)

$$(53) \quad k = \frac{h}{\sqrt{\pi}} e^{-h^2 \varepsilon^2} d\varepsilon.$$

jako wyrażenie ostateczne na prawdopodobieństwo błędu  $\varepsilon$ .

## § 8.

Rozważajmy teraz prawdopodobieństwo układu błędów  $\Delta_i = x - x_i$ :

$$(54) \quad P = \frac{h^n \Theta(x_1) \Theta(x_2) \dots \Theta(x_n)}{I^n \sqrt{\pi^n}} e^{-h^2 \sum_i (\Delta_i - \varepsilon)^2} dx^n d\Delta_1 d\Delta_2 \dots d\Delta_n.$$

Zakładając, jak w § 2,  $\bar{\Delta}_i = \bar{x} - x_i$  i rozumiejąc przez  $\bar{x}$  wyrażenie (43), mamy

$$(55) \quad \sum_i (\Delta_i - \varepsilon)^2 = n(x - \bar{x})^2 + \sum_i (\bar{\Delta}_i - \varepsilon)^2,$$

a tem samem

$$(56) \quad P = \frac{h^n \Theta(x_1) \Theta(x_2) \dots \Theta(x_n)}{I^n \sqrt{\pi^n}} e^{-nh^2(x - \bar{x})^2 - h^2 \sum_i (\bar{\Delta}_i - \varepsilon)^2} dx^n d\Delta_1 d\Delta_2 \dots d\Delta_n.$$

Założmy teraz

$$Q = \frac{1}{dx} \int_{-\infty}^{+\infty} P dx,$$

t. j. na mocy równania (27):

$$(57) \quad Q = \frac{\Theta(x_1) \Theta(x_2) \dots \Theta(x_n)}{I^n \sqrt{n \pi^{n-1}}} e^{-h^2 \sum_i (\bar{\Delta}_i - \varepsilon)^2} h^{n-1} dx^{n-1} d\Delta_1 d\Delta_2 \dots d\Delta_n.$$

W ten sposób otrzymamy

$$(58) \quad P = Q R,$$

gdzie

$$(59) \quad R = \frac{\sqrt{n} h}{\sqrt{\pi}} e^{-h^2(x - \bar{x})^2} dx.$$

Według równania (58), prawdopodobieństwo  $P$  jest iloczynem z prawdopodobieństwa  $Q$  pojawienia się wartości dostrzegalnych  $x_1, x_2, \dots, x_n$ , jakąbykolwiek wartość miała niewiadoma, przez prawdopodobieństwo  $R$ , że niewiadoma ta posiada wartość  $x$ .

## § 9.

Szukajmy teraz związków najprawdopodobniejszych między  $n + 2$  ilościami  $\varepsilon, x, x_1, x_2, \dots, x_n$ . Związkom tym odpowiadają maxima prawdopodobieństw:  $k$ , (53),  $Q$ , (57) i  $R$ , (59), osiągnięte ze względu na wartości stałej  $h$ ; mamy tedy

$$\text{wart. najpr.} \left( \frac{1}{2h^2} \right) = \varepsilon^2 = \frac{1}{n-1} \sum (\bar{\Delta}_i - \varepsilon)^2 = n(x - \bar{x})^2.$$



Stąd oczywiście wynika, zważywszy na równanie (43) będzie :

$$(60) \quad \left| x - \frac{1}{n} \sum_i x_i \right| \leq \left( 1 + \frac{1}{\sqrt{n}} \right) \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum (\Delta_i - \varepsilon)^2},$$

co stanowi twierdzenie następujące: Biorąc za niewiadomą  $x$  średnią arytmetyczną jej wartości dostrzegalnych, popełniamy błąd, który, najprawdopodobniej, nie przenosi wartości strony prawej nierówności (60).

W analogicznym przypadku, wiadoma reguła Gaussa wyraża się nierównością

$$\left| x - \frac{1}{n} \sum_i x_i \right| \leq \frac{1}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum (\Delta_i - \varepsilon)^2},$$

której strona prawa różni się od strony prawej nierówności (60) wartością prawdopodobną błędu najprawdopodobniejszego. Różnica ta pochodzi stąd, że Gauss przyjmuje a priori równym zeru błąd najprawdopodobniejszy. Ale błąd najprawdopodobniejszy jest, właściwie mówiąc, błędem prawdopodobnym systematycznym, którego, choćbyśmy nawet pewni byli dokładności narzędzia, zaniedbywać nie wolno z tego mianowicie powodu, że źródłem jego może być także i sam obserwator.

## O ZASADZIE DIRICHLETA.

PODAJ

S. ZAREMBA.

1. Chcemy w tej pracy pokazać, że z istnienia funkcji Greena, odniesionej do obszaru ( $D$ ), ograniczonego powierzchnią jednospójną ( $S$ ), mającą w każdym punkcie określone i różne od zera promienie krzywizny, wywnioskować można możliwość zagadnienia Dirichleta dla tego obszaru nawet w tym przypadku, gdy wartości szukanej funkcji na powierzchni ( $S$ ) mają linie przerwy. Dodajemy, że w poniższym przedstawieniu dojdziemy do metody bardzo prostej rozwiązania następującego pytania. Niechaj  $v(x, y, z)$  będzie funkcją, czyniącą zadość równaniu Laplace'a wewnątrz powierzchni ( $S$ ) i przyjmującą na tej powierzchni wartości z liniami przerwy; oznaczyć granicę, do której dąży funkcja  $v(x, y, z)$ , gdy punkt  $(x, y, z)$  na łuku danym dąży do punktu, położonego na jednej z linii przerwy. Pytanie to nie jest bez znaczenia dla tego, że od niego zależy rozciągnięcie na przestrzeń procesu „alternującego” Schwarz'a w zagadnieniu Dirichleta.

2. Uprościmy wysłowienie, zapożyczając na chwilę pewne terminy z teorii elektryczności. Wyobraźmy sobie, że powierzchnia ( $S$ ), utrzymana na potencjale zero, jest poddana wpływowi masy elektrycznej równej — 1, skoncentrowanej w punkcie  $M(x, y, z)$ , położonym wewnątrz powierzchni. Oznaczmy przez  $u(x, y, z, x', y', z')$  gęstość w punkcie  $P(x', y', z')$  elektryczności indukowanej w tych warunkach na powierzchni ( $S$ ). Wyznamy granicę niższą  $u_1$  oraz granicę wyższą  $u_2$  tej funkcji  $u$ , opierając się na twierdzeniach następujących: