

W. SIERPIŃSKI.

O pewnym przypadku błędnego stosowania zasady mnożenia prawdopodobieństw.

W 96-tym tomie „Comptes Rendus“ (z roku 1883) J. J. Syl-
vester z Baltimore, członek korespondent Akademii, w artykule
„Sur les nombres de fractions ordinaires inégales qu'on peut exprimer
en se servant de chiffres qui n'excèdent pas un nombre donné“, po-
sługując się metodą analogiczną do tej, której użył Czebyszew
w „Mémoire sur les nombres premiers“, oblicza wartość przybliżoną
funkcyi

$$J(x) = \sum_{\substack{n \leq x \\ n > 0}} T(n),$$

oznaczając przez $T(n)$ liczbę liczb pierwszych względem n i nie więk-
szych od n .

Autor wykazuje, iż:

$$\lim_{x=\infty} \frac{J(x)}{x^2} = \frac{3}{\pi^2}.$$

i wyprowadza stąd wniosek, iż prawdopodobieństwo, że dwie liczby,
których górna granica jest liczbą bardzo wielką, będą względnie pierw-
szemi, jest $\frac{6}{\pi^2}$. Sylvester przytacza następnie uwagę Fran-
kлина, „że wniosek ten może być conajmniej potwierdzony, może
nawet w zupełności udowodniony, w sposób następujący:

Skoro x jest bardzo wielkie, prawdopodobieństwo, że dwie liczby, mniejsze od x , wzięte na chybił trafił, nie będą jednocześnie podzielne przez liczbę pierwszą p , będzie $1 + \frac{1}{p^2}$ (oczywista pomyłka w druku, powinno być: $1 - \frac{1}{p^2}$). Stąd, szukane prawdopodobieństwo będzie:

$$\left(1 - \frac{1}{2^2}\right)\left(1 - \frac{1}{3^2}\right)\left(1 - \frac{1}{5^2}\right)\left(1 - \frac{1}{7^2}\right)\dots;$$

co jest odwrotnością liczby:

$$1 + \frac{1}{2^2} + \frac{1}{3^2} + \frac{1}{4^2} + \frac{1}{5^2} + \frac{1}{6^2} + \frac{1}{7^2} + \dots,$$

zatem jest ono równe $\frac{6}{\pi^2}$. "

Wzór w postaci iloczynu, podany na prawdopodobieństwo, jest rzeczywiście prawdziwy asymptotycznie, ale tylko asymptotycznie, gdyż przy skończonym x ani prawdopodobieństwo, że dwie liczby mniejsze od x nie posiadają wspólnego dzielnika p , nie jest dokładnie $1 - \frac{1}{p^2}$, ani też nie możemy stosować zasady mnożenia prawdopodobieństw, gdyż zjawiska niepodzielności przez kilka liczb danych nie są od siebie niezależne.

Czy na ostatnią okoliczność zwrócił Franklin uwagę, z przytoczonego ustępu wywnioskować niepodobna; w każdym razie przeoczył ją B a c h m a n n, podając w swej „Analitycznej Teorii liczb“ rozumowanie F r a n k l i n a, ale już w postaci skończonej ¹⁾:

„Szukajmy prawdopodobieństwa, iż dwie liczby $x, y \leq n$ są względnie pierwsze. Ponieważ zarówno x jak y może oznaczać każdą z n liczb $1, 2, 3, \dots, n$, liczba wszystkich możliwych przypadków jest n^2 . Pomędzy niemi jest $\left[\frac{n}{p}\right]^2$ przypadków, w których x, y jednocześnie podzielne są przez liczbę pierwszą $p \leq n$, a więc $n^2 - \left[\frac{n}{p}\right]^2$ będzie liczbą przypadków, w których okoliczność ta nie zachodzi; odpó-

¹⁾ Zahlentheorie II, Leipzig 1894, str. 430.

wiednie prawdopodobieństwo będzie zatem $1 - \left[\frac{n}{p} \right]^2 \frac{1}{n^2}$. Jeżeli teraz 2, 3, 5, . . . , q są wszystkie liczby pierwsze $\leq n$, to prawdopodobieństwo, że x, y są liczby względnie pierwsze, będzie prawdopodobieństwem złożonym, że liczby owe nie są o b i e podzielne przez ż a d n ą z tych liczb pierwszych, i na mocy prawideł Rachunku prawdopodobieństwa jest :

$$W = \prod_{p=2}^q \left(1 - \left[\frac{n}{p} \right]^2 \frac{1}{n^2} \right) .$$

Otóż wzór ten jest błędny, powinno być:

$$W = \frac{1}{n^2} \sum_{k=1}^n \mu(k) \left[\frac{n}{x} \right]^2 .$$

gdzie $\mu(k)$ oznacza znaną funkcję M e r t e n s a, równą jedności dodatniej lub ujemnej, stosownie do tego, czy k składa się z liczby parzystej lub nieparzystej czynników pierwszych różnych, oraz równą zeru dla przypadków, kiedy k posiada dzielnik kwadratowy, większy od jedności ¹⁾.

¹⁾ Wzór ten wyprowadzić można z łatwością ze wzoru:

$$W = \frac{2\Phi(n) - 1}{n^2} .$$

podanego przez B a c h m a n n a na tejsze 430-ej stronie, biorąc pod uwagę, iż na $\Phi(n)$ na str. 427 mamy wzór:

$$\Phi(n) = \frac{1}{2} \sum_1^n \mu(k) \left(\left[\frac{n}{k} \right]^2 + \left[\frac{n}{k} \right] \right) ,$$

oraz że:

$$\sum_1^n \mu(k) \left[\frac{n}{k} \right] = 1 ,$$

patrz tamże, str. 321. (Obliczając na str. 427 wartość asymptotyczną funkcji $\Phi(n)$, B a c h m a n n zupełnie niepotrzebnie oblicza wartość przybliżoną szeregu

$\sum_1^n \mu(k) \left[\frac{n}{k} \right]$, której znamy wartość dokładną).

Błądność wzoru wykażę na przykładzie $n = 3$. Mamy tu 9 przypadków:

(1,1); (1,2); (1,3)

(2,1); (2,2); (2,3)

(3,1); (3,2); (3,3);

w 8-miu z nich (mianowicie we wszystkich oprócz przypadku (2,2), liczby x , y nie dzielą się obie jednocześnie przez liczbę pierwszą 2; w 8-miu również (we wszystkich oprócz (3,3)) liczby x , y nie dzielą się jednocześnie przez 3; prawdopodobieństwo każdego z tych zjawisk jest więc $\frac{8}{9}$, lecz wyliczone dla jednego któregośkolwiek z tych zjawisk

w przypuszczeniu, że drugie zachodzi, jest tylko $\frac{7}{8}$; zjawiska nie są od

siebie niezależne. Wzór B a c h m a n n a na W da nam wartość $\frac{64}{81}$,

gdy tymczasem w rzeczywistości jest $W = \frac{7}{9}$.

