

виждаме, че първият сж емпирични „честоти“, които по закона за голѣмото число се доближават до вторият при увеличение на числото N'. Когато N' съвпадне съ N, всичките честоти ще се обрѣнат въ вѣроятности. Отг това ние заключаваме, че претегленото срдндоаритметично отг типъ [9] се обрѣща въ математическо очакване, когато честотитъ отг

типъ $\frac{n'_i}{N'}$ сж замѣстени съ съответнитъ вѣроятности.

На пръвъ погледъ, въвеждането на понятието за математическо очакване въ статистиката може да се види малко изкуствено. Въ действителност, обаче, то се оказва твърде полезно, понеже твърде много улеснява и прецизира математическитъ изчисления. Съществува въ редъ прости теореми, съ помощта на които сравнително лесно и бързо могат да се намѣрятъ математическитъ очаквания на сбора, разликата, произведението и т. н. на нѣколко случайни промѣнливи или на тѣхнитъ функции. Затова, „методът на математическитъ очаквания“ представлява едно отг най-силнитъ и, въ същото време, елегантни срддства на анализата въ съвременната математическа статистика, и специалитъ чувствва голѣмо облекчение, когато може да сведе задачата си къмъ намирането на математическото очакване на нѣкой изразъ. Ние не можемъ, разбира се, да се спираме тукъ върху доказателството на тази теза и препращаеме читателя къмъ цитираната вече книга „Die Korrelationsrechnung etc.“.

Остава още да кажемъ нѣколко думи за *моментитъ*. *Моментътъ отг n-та степенъ* или *n-ия моментъ* около нулата се нарича математическото очакване на *n-ата степенъ* на случайната промѣнлива. Така, напримѣръ, първиятъ моментъ ще е Ea въ формула [8]. Вториятъ моментъ ще е:

$$E a^2 = p_1 a_1^2 + p_2 a_2^2 + p_3 a_3^2 + \dots + p_m a_m^2,$$

третиятъ моментъ:

$$E a^3 = p_1 a_1^3 + p_2 a_2^3 + p_3 a_3^3 + \dots + p_m a_m^3, \text{ и т. н.}$$

Моментитъ могат да се изчисляватъ и около математическото очакване. Въ този смисълъ първиятъ моментъ ще е:

$$E (a - Ea) = p_1 (a_1 - Ea) + p_2 (a_2 - Ea) + p_3 (a_3 - Ea) + \dots + p_m (a_m - Ea) = p_1 a_1 + p_2 a_2 + \dots + p_m a_m - (p_1 + p_2 + p_3 + \dots + p_m) Ea. \text{ И понеже } p_1 + p_2 + p_3 + \dots + p_m = 1 \text{ (стр. 260),}$$

$$E (a - Ea) = Ea - Ea = 0.$$

Вториятъ моментъ около математическото очакване е:

$$E (a - Ea)^2 = p_1 (a_1 - Ea)^2 + p_2 (a_2 - Ea)^2 + p_3 (a_3 - Ea)^2 + \dots + p_m (a_m - Ea)^2.$$

Чрезъ разкриване на скобитъ, намираме по аналогиченъ начинъ:

$$E (a - Ea)^2 = E a^2 - (Ea)^2.$$

Величината $\sqrt{E(a - Ea)^2}$ се нарича *априорно стандартно отклонение* и се означава съ буквата σ . Тя се явява като предѣлъ, къмъ който се стреми величината

$$\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (a_i - \bar{a})^2}{N-1}}$$

Сравнявайки тази формула съ формула [2], ние разбираме защо тамъ, въ знаменателя на подкоренната величина, би било по-правилно да фигурира $N-1$, вмѣсто N . Но, пакъ повтаряме, при що-годе значително N тази поправка нѣма практическо значение.

Априорното стандартно отклонение σ играе голѣма роля въ математическата статистика.

Следъ всички тѣзи пояснения, ние можемъ да се върнемъ къмъ прекъснатото изложение. На стр. 259 ние установихме, че за извода на формулата за рационално мѣрене интензивността на връзката между два статистически реда, необходимо е да се допусне хомогенността на редоветъ ξ и ψ , и че, въ дадения случай, това допусчане се идентифицира съ изискването: „моментитъ“ на отгдѣлнитъ членове на реда да оставатъ константни, т. е.

$$\begin{aligned} E \xi_1 &= E \xi_2 = E \xi_3 = \dots = E \xi_N; \\ E \psi_1 &= E \psi_2 = E \psi_3 = \dots = E \psi_N; \\ E \xi_1^2 &= E \xi_2^2 = E \xi_3^2 = \dots = E \xi_N^2; \\ E \psi_1^2 &= E \psi_2^2 = E \psi_3^2 = \dots = E \psi_N^2 \end{aligned}$$

и, изобщо, при всѣко цѣло и положително h ,

$$\begin{aligned} E \xi_1^h &= E \xi_2^h = E \xi_3^h = \dots = E \xi_N^h; \\ E \psi_1^h &= E \psi_2^h = E \psi_3^h = \dots = E \psi_N^h \end{aligned}$$

Това изискване ще е задоволено, ако всичкитъ ξ иматъ единъ и сжщъ законъ на разпредѣленieto; сжщо и всичкитъ ψ .

Колкото се отнася до компонентитъ e и ϵ , то, въ зависимост отг това, дали тѣ сж хомогенни или не, нашиятъ изводъ получава единъ или другъ логически отсѣнъкъ. Въ случай, когато тѣхната хомогенност е доказана (въ горния смисълъ), изводътъ ни може да претендира на известна общовалидность, присжца на естественитъ закони.

Когато пъкъ липсва хомогенност, имаме право само да заключимъ, че въ течение на нашия редъ отг наблюдения причинната връзка между ξ и ψ е била замѣглена срддно до еди каква си степенъ. Макаръ да има основание да се предполага, че втория случай въ областта на масовитъ икономически явления представлява по-скоро правило, а първиятъ — по-често или по-рдѣдко изключение, ние, все пакъ, приемаме въ по-натагъшното си изложение, че моментитъ на e и ϵ оставатъ постоянни въ предѣлитъ на нашата серия отг наблюдения. Ние имаме това право, понеже може да се докаже, че въ случай на нехомогенност на редоветъ ξ и ψ , e и ϵ , *всички долуизведени формули оставатъ въ сила, само че, вмѣсто априорнитъ стандартни отклонения, въ тѣхъ*