

виждаме, че първите сж емпирични „честоти“, които по закона за голѣмото число се доближават до вторите при увеличение на числото N' . Когато N' съвпадне съ N , всичките честоти ще се обърнат въ вѣроятности. Отъ това ние заключаваме, че претегленото срдноритметично отъ типъ [9] се обръща въ математическо очакване, когато честотите отъ типъ $\frac{n_2'}{N'}$ сж замѣстени съ съответните 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 математическите изчисления. Сжществуватъ редъ прости теореми, съ помощта на които сравнително лесно и бързо могатъ да се намѣрятъ математическите очаквания на сбора, разликата, произведението и т. н. на нѣколко случайни промѣнливи или на тѣхните функции. Затова, „методътъ на математическите очаквания“ представлява едно отъ найсилните и, въ сжщото време, елегантни срдства на анализа въ съвременната математическа статистика, и специалистътъ чувствува 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 моментите. Моментътъ отъ n -ата степен или n -ия моментъ около нулата се нарича математическото очакване на n -ата степен 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:

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

Моментите могатъ 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 скобите, намираме по аналогиченъ начинъ:

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

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 прекжснатото 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 допустне хомогенността на редовете ξ и ψ , и че, въ дадения случай, това допусане се идентифицира съ изискването: „моментите“ на отдѣлните членове на реда да оставатъ константни, т. е.

$$E \xi_1 = E \xi_2 = E \xi_3 = \dots = E \xi_N;$$

$$E \psi_1 = E \psi_2 = E \psi_3 = \dots = E \psi_N$$

$$E \xi_1^2 = E \xi_2^2 = E \xi_3^2 = \dots = E \xi_N^2;$$

$$E \psi_1^2 = E \psi_2^2 = E \psi_3^2 = \dots = E \psi_N^2$$

и, изобщо, при всѣко цѣло и положително h ,

$$E \xi_1^h = E \xi_2^h = E \xi_3^h = \dots = E \xi_N^h;$$

$$E \psi_1^h = E \psi_2^h = E \psi_3^h = \dots = E \psi_N^h$$

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

Колкото се отнася до компонентите e и ϵ , то, въ зависимостъ отъ това, дали тѣ сж хомогенни или не, нашиятъ изводъ получава единъ или другъ логически отсѣнъкъ. Въ случай, когато тѣхната хомогенность е доказана (въ горния смисълъ), изводътъ ни може да претендира на известна общовалидность, при сжща на естествените закони.

Когато пъкъ липсва хомогенность, имаме право само да заключимъ, че въ течение на нашия редъ отъ наблюдения причинната връзка между ξ и ψ е била замѣглена срдно до еди каква си степен. Макаръ да има основание да се предполага, че втория случай въ областта на масовите икономически явления представлява по-скоро правило, а първиятъ — по-често или по-рѣдко изключение, ние, все пакъ, приемаме въ по-нататъшното си изложение, че моментите на e и ϵ оставатъ постоянни въ предѣлите на нашата серия отъ наблюдения. Ние имаме това право, понеже може да се докаже, че въ случай на нехомогенность на редовете ξ и ψ , e и ϵ , всички долуизведени формули оставатъ въ сила, само че, вмѣсто априорните стандартни отклонения, въ тѣхъ