

че, на всъко значение X съответствува само едно значение Y , винаги $\eta_{y/x} = 1$. Същото *mutatis mutandis* е справедливо и за $\eta_{x/y}$ (ср. Чупровъ, стр. 70).

Да разгледаме сега случая, когато ψ и ξ съ свързани помежду си съ линейна зависимост, така че $\psi = a + b\xi$ при всъко i .

Тогава

$$\sigma_\psi^2 = E[(a + b\xi) - E(a + b\xi)]^2 = E[b(\xi - E\xi)]^2 = b^2 \sigma_\xi^2$$

Отъ друга страна:

$$\begin{aligned} E[(X_i - EX)(Y_i - EY)] &= E\{[(\xi_i - E\xi) + \\ &+ (e_i - Ee)][(\psi_i - E\psi) + (e_i - Ee)]\} = \\ &= E[(\xi_i - E\xi)(\psi_i - E\psi)] + E[(e_i - Ee)(\psi_i - E\psi)] + \\ &+ E[(\xi_i - E\xi)(e_i - Ee)] + E[(e_i - Ee)(e_i - Ee)]. \end{aligned}$$

Ако „ e “ и ψ , ξ и e , „ e “ и e съ взаимно стохастически независими величини, последните три члена на дългата част изчезват и ние получаваме:

$$E[(X_i - EX)(Y_i - EY)] = E[(\xi_i - E\xi)(\psi_i - E\psi)]$$

По нататъкъ:

$$\begin{aligned} E[(\xi_i - E\xi)(\psi_i - E\psi)] &= E\{(\xi_i - E\xi)b(\xi_i - E\xi)\} = \\ &= b \sigma_\xi^2 = \sigma_\xi \cdot b \sigma_\xi \end{aligned}$$

Но понеже, както се каза по-горе,

$$\sigma_\psi = |b| \sigma_\xi$$

(вертикалните черти при b показватъ, че тази величина се взема тукъ винаги съ знакъ +), получаваме окончателно:

$$E[(X_i - EX)(Y_i - EY)] = \pm \sigma_\xi \sigma_\psi,$$

дето знака (+) или (-) се определя отъ знака на коефициента b .

Формулата за априорния коефициентъ на корелацията, както е известно, е:

$$r_{12} = \frac{E[X_i - EX](Y_i - EY)]}{\sqrt{E(X_i - EX)^2} \sqrt{E(Y_i - EY)^2}}$$

Като внесемъ във нея получените значения, получаваме

$$r_{12} = \pm \frac{\sigma_\xi}{\sigma_x} \cdot \frac{\sigma_\psi}{\sigma_y} = \pm q_1 q_2 = \pm H.$$

Ще посочимъ още следните интересни съотношения.

Нека предположимъ, че сме хвърлили едновременно m бъли и n червени зара. Да назначимъ съ U — общия брой точки на червените зара, съ W — същото нѣщо за бълите зара. Приемаме $X = U + W$.

Оставяме бълите зара на масата, а червените хвърляме втори път. Новиятъ общъ брой точки на червените зара означаваме съ T и пишемъ $Y = W + T$. Търси се априорния коефициентъ на корелацията между X и Y .

Ние имаме, очевидно, $W = \xi = \psi$; $U = e$; $T = \epsilon$; връзката между ξ и ψ е линейна, e , ϵ и ξ съ взаимно независими, и, следователно $r_{12} = q_1 q_2$.

Означаваме съ σ стандартното отклонение на броя на точките на единъ зара. Предъ видъ независимостта на резултатите отъ хвърлянето за отдѣлните зара, имаме:

$$\sigma_\xi^2 = m \sigma^2; \sigma_\psi^2 = n \sigma^2; \sigma_e^2 = \sigma_\epsilon^2 = (m+n) \sigma^2$$

Като поставимъ тѣзи значения въ формулатата за r_{12} и съкратимъ σ^2 , получаваме:

$$r_{12} = \sqrt{\frac{m}{m+n}} \sqrt{\frac{n}{m+n}} = \frac{m}{m+n}$$

Коефициентътъ на корелацията между X и Y е равенъ, следователно, на честотата на бълите зара между всички зара. И понеже броя на бълите зара е, тъй да се каже, броя на „общите причини“ за всъки чифъ наблюдения, а общия брой на бълите и червените зара е „броя на всичките причини“, получения резултатъ придобива единъ ясенъ смисълъ. Формулата $\frac{m}{m+n}$ е била изведена на времето отъ A. M. Darbshire (вж. Mem. and Proc. of the Manchester Lit. and Phil. Soc., Vol. LI, 1907).

Ако броя на червените зара, влизящи въ X и Y , е различенъ и е равенъ съответно на p и l , ние идваме до по-общата формула на Чупровъ:

$$r_{12} = \frac{m}{\sqrt{m+n} \sqrt{m+l}} \quad (\text{вж. Чупровъ, стр. 57, Darmois, page 203}).$$

Случая може да се обобщи още повече.

Имаме сандъче съ всичко N зара. Теглимъ отъ него „случайно“ (au hasard) $N_1 = (m_1 + p_1)$ зара, хвърляме ги на масата и отбелязваме общия брой X на получените точки. Връщаме въ сандъчето p_1 зара, изваждаме оттамъ и прибавяме къмъ всъки единъ отъ m_1 останали на масата зара по $(b-1)$ зара съ по същия брой точки, теглимъ още p_2 нови зара отъ сандъчето и ги хвърляме на масата.

Сбора на точките на оказали се върху масата $m_1 + (b-1)p_1$ зара $m_1 + p_2$ зара означаваме съ Y .

Търси се априорния коефициентъ на корелацията между X и Y .

Ако въведемъ обозначение:

$$m_1 + (b-1)p_1 = bm_1 = m_2 \text{ и } m_2 + p_2 = N_2$$

получаваме, безъ много трудъ, общата формула:

$$r_{12} = \sqrt{\frac{m_1}{m_1 + p_1}} \sqrt{\frac{m_2}{m_2 + p_2}} = \sqrt{\frac{m_1}{N_1}} \sqrt{\frac{m_2}{N_2}}$$

Като раздѣлимъ числителитъ и знаменателитъ на подкоренните величини на N и приемемъ

$$\frac{m_1}{N} = p_1; \frac{p_1}{N} = p_2; \frac{m_2}{N} = p_3 \quad (p_3, \text{ очевидно, е}$$

$$\text{равно на } bp_1) \text{ и } \frac{p_2}{N} = p_4,$$

формулата добива видъ:

$$r_{12} = \sqrt{\frac{p_1}{p_1 + p_2}} \sqrt{\frac{p_3}{p_3 + p_4}} = \sqrt{\frac{p_1}{p_1 + p_2}} \sqrt{\frac{bp_1}{bp_1 + p_4}}$$

Коефициентътъ p_1, p_2, p_3 и p_4 иматъ характеръ на математически вѣроятности. Формулата има известна прилика съ формулата на стр. 240 у Darmois: „Statistique mathématique“.