

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

Да разгледаме сега случая, когато ψ_i и ξ_i сж свързани помежду си съ линейна зависимост, така че $\psi_i = a + b \xi_i$ при всъко i.

Тогава

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

Отг друга страна:

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

Ако „e“ и ψ_i , ξ_i и e_i „e“ и e_i сж взаимно стохастически независими величини, последнитъ три члена на дѣсната част изчезватъ и ние получаваме:

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

По нататъкъ:

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

Но понеже, както се каза по-горе,

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

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

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

дето знака (+) или (-) се опредѣля отг 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 въ нея полученитъ значения, получаваме

$$r_{12} = \pm \frac{\sigma_{\psi}}{\sigma_X} \cdot \frac{\sigma_{\psi}}{\sigma_Y} = \pm q_1 q_2 = \pm H.$$

Ще посочимъ още следнитъ интересни съотношения.

Нека предположимъ, че сме хвърлили едновременно m бѣли и n червени зара. Да означимъ съ U — общия брой точки на червентитъ зарове, съ W — сжщото нѣщо за бѣлитъ зарове. Приемаме X = U + W.

Оставяме бѣлитъ зарове на масата, а червентитъ хвърляме втори пжть. Новиятъ общъ брой точки на червентитъ зарове означаваме съ T и пишемъ Y = W + T. Търси се априорния коефициентъ на корелацията между X и Y.

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

Означаваме съ σ стандартното отклонение на броя на точкитъ на единъ заръ. Предъ видъ независимостя на резултатитъ отг хвърлянето за отдѣлнитъ зарове, имаме:

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

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

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

Коефициентъ на корелацията между X и Y е равенъ, следователно, на честотата на бѣлитъ зарове между всички зарове. И понеже броя на бѣлитъ зарове e, тѣй да се каже, броя на „общитъ причини“ за всѣки чифтъ наблюдения, а общия брой на бѣлитъ и червентитъ зарове е „броя на всичкитъ причини“, получения резултатъ придобива единъ ясенъ смисълъ. Формулата $\frac{m}{m+n}$ е била изведена

на времето отг А. М. Darbishire (вж. Mem. and Proc. of the Manchester Lit. and Phil. Soc., Vol. LI, 1907).

Ако броя на червентитъ зарове, влизащи въ X и Y, е различенъ и е равенъ съответно на p и l, ние идваме до по-общата формула на Чупровъ:

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

Случая може да се обобщи още повече.

Имаме сандъче съ всичко N зара. Теглимъ отг него „случайно“ (au hasard) $N_1 = (m_1 + n_1)$ зара, хвърляме ги на масата и отбелязваме общия брой X на полученитъ точки. Връщаме въ сандъчето n_1 зара, изваждаме оттамъ и прибавяме къмъ всѣки единъ отг m_1 останали на масата зара по (b-1) зара съ по сжщия брой точки, теглимъ още n_2 нови зара отг сандъчето и ги хвърляме на масата.

Сбора на точкитъ на оказалитъ се върху масата $m_1 + (b-1) m_1 + n_2$ зара означаваме съ Y.

Търси се априорния коефициентъ на корелацията между X и Y.

Ако въведемъ обозначение:

$$m_1 + (b-1) m_1 = b m_1 = m_2 \quad m_2 + n_2 = N_2$$

получаваме, безъ много трудъ, общата формула:

$$r_{12} = \sqrt{\frac{m_1}{m_1 + n_1}} \sqrt{\frac{m_2}{m_2 + n_2}} = \sqrt{\frac{m_1}{N_1}} \sqrt{\frac{m_2}{N_2}}$$

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

$$\frac{m_1}{N} = p_1; \quad \frac{n_1}{N} = p_2; \quad \frac{m_2}{N} = p_3 \quad (p_3, \text{ очевидно, е}$$

$$\text{равно на } b p_1) \quad \text{и} \quad \frac{n_2}{N} = p_4,$$

формулата добива видъ:

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

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