

Тази формула е по-проста от [39], като се равнява точно на нейния знаменател. Тя може да се прилага и за случая, когато e_i и \bar{X}_i не сж взаимно независими (гл. горе стр. 264).

Ако, обаче, връзката между реда 0 и останалитѣ редове на система [14] е наистина линейна, и ако въ равенство [18] наистина сж включени всичкитѣ редове, влияещи върху редътъ 0, ние можемъ съ право да приемемъ, че e_i и \bar{X}_i сж взаимно независими. Това допущане води къмъ значително упростиане на формулата за множествения коефициентъ на корелацията $\Gamma_{0.1234 \dots n}$.

Ние имаме въ този случай $E(e_i \bar{X}_i) = 0$ и съ помощта на формула [35] получаваме

$$E[e_i(x_i^{(0)} - e_i)] = 0$$

и по-нататъкъ:

$$E e_i x_i^{(0)} = E e_i^2 = \sigma_e^2.$$

Изразъ [36], следователно, съ обръща въ

$$\Gamma_{0.1234 \dots n} = \frac{\sigma_0^2 - \sigma_e^2}{\sqrt{\sigma_0^2(\sigma_0^2 + \sigma_e^2 - 2\sigma_e^2)}} = \frac{\sqrt{\sigma_0^2 - \sigma_e^2}}{\sigma_0} \quad [43]$$

Тази формула ни позволява да направимъ две заключения.

Отъ една страна, тя направо може да се представи въ видъ

$$\Gamma_{0.1234 \dots n} = \sqrt{1 - \frac{\sigma_e^2}{\sigma_0^2}}$$

Като означимъ $k_{0.1234 \dots n} = \frac{\sigma_e}{\sigma_0}$ [44]

получаваме тождество, което нѣкои теоретици, безъ достатъчно за това основание, приематъ като основа за цѣлата теория на множествената корелация:

$$\Gamma_{0.1234 \dots n}^2 = 1 - k_{0.1234 \dots n}^2 \quad [45]$$

Коефициентътъ $k_{0.1234 \dots n}$ се нарича *априоренъ коефициентъ на алиенацията**.

Отъ друга страна, при $E(e_i \bar{X}_i) = 0$, получаваме отъ равенство [35]

$$\sigma_0^2 = \bar{\sigma}^2 + \sigma_e^2 \text{ или } \bar{\sigma}^2 = \sigma_0^2 - \sigma_e^2$$

Формула [43] дава тогава

$$\Gamma_{0.1234 \dots n} = \frac{\bar{\sigma}}{\sigma_0} \quad [46]$$

Сравнението на тази формула съ формула [40] ни убеждава въ това, че наистина при независимостта на e_i отъ \bar{X}_i априорния множественъ коефициентъ на корелацията се равнява точно на мѣрката H . Това трѣбваше да се очаква.

Полученитѣ формули позволяватъ да намѣримъ единъ по-простъ изразъ за $\Gamma_{0.1234 \dots n}$.

* На стр. 135 на „Korrelationsrechnung“ азъ допущахъ $E(e_i x_i^{(0)}) = 0$, вмѣсто $E(e_i \bar{X}_i) = 0$, и получихъ затова малко по-друга формула за връзката между $\Gamma_{0.1234 \dots n}$ и $k_{0.1234 \dots n}$. Ползувамъ се отъ случая, за да поправа тази грѣшка, която, впрочемъ, съвсемъ не се е отразила на другитѣ изводи на работата ми.

Като умножимъ [34] почленно съ $x_i^{(0)}$, сетне преминемъ къмъ математическитѣ очаквания и вземемъ подъ внимание [20] и [36^a], намираме лесно:

$$E x_i^{(0)} \bar{X}_i = \sigma_0^2 (\beta_{01} \Gamma_{01} + \beta_{02} \Gamma_{02} + \beta_{03} \Gamma_{03} + \dots + \beta_{0n} \Gamma_{0n})$$

За да получимъ $\Gamma_{0.1234 \dots n}$, трѣбва този изразъ да раздѣлимъ на $\sigma_0 \bar{\sigma}$, т. е.

$$\Gamma_{0.1234 \dots n} = \frac{\sigma_0}{\bar{\sigma}} (\beta_{01} \Gamma_{01} + \beta_{02} \Gamma_{02} + \beta_{03} \Gamma_{03} + \dots + \beta_{0n} \Gamma_{0n}).$$

Но ние видѣхме преди малко, че при *независимостта \bar{X}_i отъ e_i*

$$\frac{\sigma_0}{\bar{\sigma}} = \frac{1}{\Gamma_{0.1234 \dots n}}$$

Следователно:

$$\Gamma_{0.1234 \dots n} = \beta_{01} \Gamma_{01} + \beta_{02} \Gamma_{02} + \beta_{03} \Gamma_{03} + \dots + \beta_{0n} \Gamma_{0n} \quad [47]$$

или

$$\Gamma_{0.1234 \dots n} = \sqrt{\beta_{01} \Gamma_{01} + \beta_{02} \Gamma_{02} + \beta_{03} \Gamma_{03} + \dots + \beta_{0n} \Gamma_{0n}} \quad [48]$$

Формула [48] е интересна, на първо мѣсто, съ това, че дѣсната ѝ частъ е квадратенъ коренъ отъ числителя на по-общата формула [39]. Формула [47] ни позволява да установимъ съ по-голѣма яснотъ какъ множествения коефициентъ на корелацията се съставя отъ коефициентитѣ на отдѣлнитѣ редове отъ система [14] и доколко той се промѣня при включване въ системата на този или онзи редъ. Watkins нарича произведенията отъ типъ $\beta_{0j} \Gamma_{0j}$ „coefficient of net determination“ (коефициентъ на чистото опредѣляне, или „вмѣнение“), а величината $\Gamma_{0.1234 \dots n}$ „coefficient of total determination“ (коефициентъ на брутното опредѣляне, или „вмѣнение“).

Много интересно е, че въ случай на корелация между три реда, формули [39], [42] и [48], които иматъ различни степени на общностъ, и които, както видѣхме, не изхождатъ даже отъ едни и сжщи предпоставки, довеждатъ, все пакъ, до еднакви резултати.

Наистина, за случая на три реда $X^{(0)}$, $X^{(1)}$, $X^{(2)}$ получаваме отъ формула [39]:

$$\Gamma_{0.12} = \frac{\beta_{01.2} \Gamma_{01} + \beta_{02.1} \Gamma_{02}}{\sqrt{\beta_{01.2}^2 + \beta_{02.1}^2 + 2\beta_{01.2} \beta_{02.1} \Gamma_{12}}}$$

отъ формула [42]:

$$H = \sqrt{\beta_{01.2}^2 + \beta_{02.1}^2 + 2\beta_{01.2} \beta_{02.1} \Gamma_{12}}$$

и, най-сетне, отъ формула [48]

$$\Gamma_{0.12} = \sqrt{\beta_{01.2} \Gamma_{01} + \beta_{02.1} \Gamma_{02}}$$

Съ помощта на [22] и тритѣ тия формули привеждатъ къмъ единъ и сжщъ изразъ:

$$\Gamma_{0.12} = \sqrt{\frac{\Gamma_{01}^2 + \Gamma_{02}^2 - 2\Gamma_{01} \Gamma_{02} \Gamma_{12}}{1 - \Gamma_{12}^2}} \quad [49]$$

Когато броя на редовѣтъ въ система [14] е по-голѣмъ отъ три, това съпадане вече нѣма да има мѣсто. Все пакъ, изглежда, че и