

Като вземемъ предъ видъ, че англичанитѣ наричатъ «емпирично стандартно отклонение» величинитѣ

$$\sigma_1' = \sqrt{\frac{N}{\sum_{i=1}^N x_i^2}} \quad \text{и} \quad \sigma_2' = \sqrt{\frac{N}{\sum_{i=1}^N y_i^2}} \quad *) \quad [2]$$

$$\frac{N}{\sum_{i=1}^N x_i y_i} \quad [3]$$

можемъ да пишемъ:  $r_{12}' = \frac{i=1}{N \sigma_1' \sigma_2'}$

Отъ друга страна, означавайки  $b_1'$  чрезъ  $b_{12}'$  и  $b_2'$  чрезъ  $b_{21}'$ , ние имаме:

$$b_{12}' = \frac{\sigma_1'}{\sigma_2'} r_{12}'; \quad b_{21}' = \frac{\sigma_2'}{\sigma_1'} r_{21}' \quad (\text{понеже } r_{12}' = r_{21}') \quad [4]$$

Коефициентътъ  $r_{12}'$  се нарича *емпириченъ коефициентъ на корелацията*, а  $b_{12}'$  и  $b_{21}'$  – *емпирични коефициенти на регресията*.

Изследването на математическитѣ свойства на коефициента на корелацията  $r_{12}'$  довежда до следнитѣ изводи: максималното негово значение е +1; то се достига само, когато между съответнитѣ членове на 2-та реда съществува съотношение на права пропорционалностъ, т. е. когато  $\frac{x_1}{y_1} = \frac{x_2}{y_2} = \frac{x_3}{y_3} = \dots = \frac{x_N}{y_N} = d$ ,

и при това  $d$  е по-голѣмо отъ нулата. Ако сѫщитѣ пропорции оставатъ въ сила, но даватъ  $d$  отрицателно, тогава ние имаме обратна пропорционалностъ между членовете на 2-та реда и коефициента на корелацията  $r_{12}'$  стига своя минимумъ – 1. Изобщо, колкото врѣзката между съответнитѣ членове на 2-та реда е по-отдалечена отъ „идеалната“ врѣзка на пропорционалността (права или обратна), толкова по-вече коефициента  $r_{12}'$  се доближава до нула, което значение се достига, най-после, когато

$$\sum_{i=1}^N x_i y_i = 0$$

Обаче, както ще видимъ то-долу, значението на  $r_{12}' = 0$  още не означава, че между  $x$  и  $y$  нѣма никаква зависимостъ.

Изложениетъ изводъ отъ формулата за коефициента на корелацията (особено, ако той е усложненъ съ разглеждането на редовете и колонитѣ на тъй наречената корелационна таблица съ класови интервали) крие въ себе си голѣми опасности, понеже създава лесно преувеличена представа за значението на този коефициентъ и за предѣлите на неговото прилагане, когато изглеждатъ по-широки, отколкото сѫ въ действителностъ.

\*) По правилно би било да се постави въ знаменателя на подкоренната величина не  $N$ , а  $(N-1)$ ; но при що-годе значително  $N$  тази поправка нѣма почти никакво практическо значение.

Даже въ случай, когато закона за врѣзката ( зависимостта) между  $x$  и  $y$  може съ успѣхъ да се представи въ видъ на уравнение отъ първа степень и е замѣгленъ само отъ незначителни *случайни* причини, коефициентътъ на корелацията, изобщо казано, не дава пълна характеристика на всичкитѣ особености на тази зависимостъ. Заедно съ другитѣ 4 параметри, той я дава само тогава, когато законътъ на взаимозависимостта на двета реда представлява тъй наречената „нормална повърхностъ на корелацията“, т. е. само въ единъ частенъ случай\*).

Точно така, едно измѣрване на дължината на парахода, макаръ че представлява една много важна техническа характеристика, не ни дава още точна представа, нито за неговата широчина и тонажъ, нито за неговата бързина и други морски качества. Обаче, ако ни е известенъ точниятъ типъ на парахода (напр., свѣрхдреднаутъ, линеенъ крайцеръ и др.), тогава сѫщото измѣрване на дължината говори на специалиста много повече.

Ако зависимостта между  $y$  и  $x$  нѣма линеенъ характеръ, тогава коефициентътъ на корелацията може да доведе до съвсемъ невѣрни изводи: Освенъ това, не може достатъчно да се подчертава обстоятелството, че коефициента на корелацията не може никакъ да се прилага извѣнъ установенитѣ предѣли на свободни, стохастически врѣзки, т. е. извѣнъ случаите, при които, изобщо, има смисълъ да се измѣрва силата или степента на врѣзката между два или повече редове. Въпросътъ за „тѣснотата“ (така ще наричаме интензивността, якостта – б. пр.) на врѣзката между две математически функции на една и сѫща промѣнила нѣма никакъвъ смисълъ: врѣзката между  $x$  и  $\sin x$  е точно толкова „тѣсна“, колкото между  $x$  и  $x^2$ , или  $x$  и  $kx$ . Това ограничение не изпъква направо отъ изложения изводъ на формулата, обаче справедливостта му може лесно да се докаже съ нѣколко примери.

Нека имаме 2 реда:

$$1, 2, 3, 4, 5, 6, \dots, N$$

$$1^2, 2^2, 3^2, 4^2, 5^2, \dots, N^2$$

Между съответнитѣ членове на тия два реда съществува пропорционалностъ и, както отбелязахме по-горе, коефициента на корелацията приема значение +1, ако  $k$  е положително, и –1, ако  $k$  е отрицателно. Да вземемъ сега съотношението между реда на първите степени на натураните числа и на квадратите имъ.

$$1, 2, 3, 4, 5, \dots, N$$

$$1^2, 2^2, 3^2, 4^2, 5^2, \dots, N^2$$

Оказва се, че тѣхния коефициентъ на корелацията промѣната голѣмината си въ зависимостъ отъ последното число  $N$ , съ което свѣршва реда; въ предѣла, когато  $N$  се стреми къмъ безкрайностъ, този коефициентъ се равнява на + 0,968.

\*) Ср. моята, цитирана по-горе: „Korrelationsrechnung“, стр. 104.