

нитъ приближения: отначало приемаме, че  $X^{(0)} = b_{01}' X^{(1)} + b_{02}' X^{(2)} + E'$ ; ако изчисления резултатът не ни задоволява, - ние отиваме по-нататък и предполагаваме, че

$$X^{(0)} = b_{01}'' X^{(1)} + b_{02}'' X^{(2)} + b_{03}'' X^{(3)} + E''.$$

Ако и това се окаже недостатъчно, пишемъ

$$X^{(0)} = b_{01}''' X^{(1)} + b_{02}''' X^{(2)} + b_{03}''' X^{(3)} + b_{04}''' X^{(4)} + E''' \text{ и т. н. и т. н.}$$

Сравнявайки тѣзи уравнения, ние виждаме, че въ  $E'$  влизатъ компонентитѣ  $X^{(3)}$  и  $X^{(4)}$ ; въ  $E''$  влиза още  $X^{(4)}$  и т. н. При тѣзи условия, и ако коефициентитѣ при  $X^{(3)}$ ,  $X^{(4)}$  и т. н. не сж равни на нула, ние никакъ не можемъ да постулираме независимостта на  $E'$  или  $E''$  отъ  $X^{(0)}$  и даже отъ останалитѣ промѣнливи  $X^{(1)}$ ,  $X^{(2)}$  и т. н., влизащи въ уравнението. Само, когато сме убедени, че въ система [16] ние сме изчерпили всичкитѣ промѣнливи, които могатъ да влияятъ върху голѣмината на членоветѣ отъ нулевия редъ, само тогава имаме право да допуснемъ независимостта на остатъчния членъ  $E$  отъ компонентитѣ  $X$ .

Ако равенствата на система [17] сж вѣрни, ние можемъ да се ограничимъ съ разглеждането на единъ, който и да е, редъ отъ системата, понеже всички намѣрени за него закономерности ще сж вѣрни и за останалитѣ редове.

Да вземемъ  $i$ -тия редъ:

$$X_i^{(0)} = b_{01} X_i^{(1)} + b_{02} X_i^{(2)} + b_{03} X_i^{(3)} + \dots + b_{0n} X_i^{(n)} + E_i \quad [17a]$$

Вземайки предъ видъ, че математическото очакване на сбора е винаги равно на сбора отъ математическитѣ очаквания на събираемитѣ и че константния множител може да се изнесе извънъ знака  $E$ , ние имаме:

$$E X_i^{(0)} = b_{01} E X_i^{(1)} + b_{02} E X_i^{(2)} + b_{03} E X_i^{(3)} + \dots + b_{0n} E X_i^{(n)} + E E_i \quad [17b]$$

Като извадимъ [17b] почленно отъ [17a], получаваме:

$$X_i^{(0)} - E X_i^{(0)} = b_{01} (X_i^{(1)} - E X_i^{(1)}) + b_{02} (X_i^{(2)} - E X_i^{(2)}) + b_{03} (X_i^{(3)} - E X_i^{(3)}) + \dots + b_{0n} (X_i^{(n)} - E X_i^{(n)}) + E_i - E E_i \quad [17c]$$

Като означимъ отклоненията на членоветѣ на всѣки редъ отъ математическото му очакване (което, както сме приели, е едно и сжщо за всички членове на всѣки единъ редъ) чрезъ малкитѣ букви на азбуката, съ сжщитѣ индекси, т. е.  $X_i^{(0)} - E X_i^{(0)} = x_i^{(0)}$ ,  $X_i^{(1)} - E X_i^{(1)} = x_i^{(1)}$  и т. н.,  $E_i - E E_i = e_i$ , получаваме:

$$x_i^{(0)} = b_{01} x_i^{(1)} + b_{02} x_i^{(2)} + b_{03} x_i^{(3)} + \dots + b_{0n} x_i^{(n)} + e_i \quad [18]$$

Ако връзката между членоветѣ на нулевия редъ и членоветѣ на останалитѣ редове на система [14] наистина има линеенъ характеръ, остатъчния членъ  $e_i$  въ [18] трѣбва да бжде малъкъ и то толкова по-малъкъ (разбира се, въ предѣлитѣ на случайнитѣ коле-

бания), колкото по-съвършено се проявява линейния характеръ на връзката. Истинскитѣ голѣмини на параметритѣ  $b$  не сж ни известни. За да намѣримъ приближенитѣ имъ значения, прибѣгваме къмъ „метода на най-малкитѣ квадрати“ и отъ всички възможни стойности на параметритѣ избираме оная имъ комбинация, при която математическото очакване на квадрата на остатъчния членъ  $e_i$  ще е най-малко:

$$E e_i^2 = \text{минимумъ} \quad [19]$$

Разбира се, възприемането на условие  $E e_i^3 = \text{минимумъ}$  или  $E e_i^4 = \text{минимумъ}$  би ни довело до съвсемъ други стойности на приближенитѣ значения на параметритѣ  $b$ . Условие [19] е, обаче, най-простото отъ гледна точка на математическата техника. Прилагайки правилата на диференциалното смѣтане за намиране минимума на функциитѣ\*), получаваме безъ много трудъ търсенитѣ приближения.

(На последнитѣ сж присжщи два рода грѣшки: първо, едва ли, както сме предположили, промѣнливитѣ  $X^{(1)}$ ,  $X^{(2)}$ ,  $X^{(3)}$  и т. н. въздействуватъ съ цѣлата си стойностъ върху  $X^{(0)}$ ; по-скоро трѣбва да се вѣрва, че въ действителностъ тѣ се разпадатъ на  $\xi$  и  $e$ , отъ които само  $\xi$  влияе върху  $X^{(0)}$ ; второ, нашия изводъ се базира върху прилагането метода на най-малкитѣ квадрати, основната предпоставка на който е само една повече или по-малко правдоподобна хипотеза).

Ние получаваме следнитѣ резултати:

$$b_{01} = \frac{\sigma_0}{\sigma_1} \beta_{01 \cdot 234 \dots n}; \quad b_{02} = \frac{\sigma_0}{\sigma_2} \beta_{02 \cdot 134 \dots n} \text{ и,}$$

изобщо,  $b_{0j} = \frac{\sigma_0}{\sigma_j} \beta_{0j \cdot 1234 \dots n} \quad [20]$

Тукъ  $\sigma_0$  е априорното стандартно отклонение на нулевия редъ,  $\sigma_1$  — априорното стандартно отклонение на първия редъ,  $\sigma_j$  — априорното стандартно отклонение на реда №  $j$  и т. н. Както виждаме, нашитѣ приближения къмъ истинскитѣ параметри „ $b$ “ въ уравнение [18] се опредѣлятъ като функции на нѣколко априорни величини; и затова, върѣки присжщитѣ имъ систематически грѣшки, тѣ си оставатъ, все пакъ, априорни величини. Ние ги наричаме *априорни коефициенти на регресията*.

Що се отнася до коефициентитѣ отъ типа  $\beta_{0j \cdot 1234 \dots n}$ , то тѣхнитѣ индекси отъ дѣсно, долу, сж построени по следния начинъ: първата цифра показва № на реда, който се намира въ лѣвата частъ на уравнение [18], втората цифра посочва № на реда, за който се отнася коефициента, а цифритѣ на дѣсно отъ точката изброяватъ номерата на всички други редове, представителитѣ на които влизатъ въ уравнение [18].

За намиране значенията на коефициентитѣ  $\beta$  ние имаме следната система (за простота

\*) Подробности гл. въ „Korrelationsrechnung“ стр. 133—134.