

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 предполагаме, че

$$X^{(0)} = b_{01} X^{(1)} + b_{02} X^{(2)} + b_{03} X^{(3)} + E'' \text{ . Ако и това се окаже недостатъчно, пишемъ } \\ X^{(0)} = b_{01} X^{(1)} + b_{02} X^{(2)} + b_{03} X^{(3)} + \\ + b_{04} X^{(4)} + E''' \text{ и т. н. и т. н.}$$

Сравнявайки тѣзи уравнения, ние виждаме, че въ E' влизатъ компонентитъ $X^{(3)}$ и $X^{(4)}$; въ E'' влиза още $X^{(4)}$ и т. н. При тѣзи условия, и ако коэффициентитъ 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 останалитъ промѣнливи $X^{(1)}$, $X^{(2)}$ и т. н., влизащи въ уравнението. Само, когато сме убедени, че въ система [16] ние сме изчерпили всичкитъ промѣнливи, които могатъ да влияятъ върху голѣмината на членоветъ отъ нулевия редъ, само тогава имаме право да допуснемъ независимостта на остатъчния членъ E отъ компонентитъ X .

Ако равенствата на система [17] сж върни, ние можемъ да се ограничимъ съ разглеждането на единъ, който и да е, редъ отъ системата, понеже всички намѣрени за него закономерности ще сж върни и за останалитъ 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 математическитъ очаквания на събираемитъ 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:

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

Като означимъ отклоненията на членоветъ на всѣки редъ отъ математическото му очакване (което, както сме приели, е едно и сжщо за всички членове на всѣки единъ редъ) чрезъ малкитъ букви на азбуката, съ сжщитъ 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 членоветъ на нулевия редъ и членоветъ на останалитъ редове на система [14] наистина има линейен характеръ, остатъчния членъ e_i въ [18] трѣбва да бжде малкъ и то толкова по-малкъ (разбира се, въ предѣлитъ на случайнитъ коле-

бания), колкото по-съвършено се проявява линейния характеръ на връзката. Истинскитъ голѣмини на параметритъ b не сж ни известни. За да намѣримъ приближенитъ имъ значения, прибѣгваме къмъ „метода на най-малкитъ квадрати“ и отъ всички възможни стойности на параметритъ 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 приближенитъ значения на параметритъ b . Условие [19] е, обаче, най-простото отъ гледна точка на математическата техника. Прилагайки правилата на диференциалното сметане за намиране минимума на функциитъ*), получаваме бѣжъ много трудъ търсенитъ приближения.

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

Ние получаваме следнитъ резултати:

$$b_{01} = \frac{\sigma_0}{\sigma_1} \beta_{01} \cdot 234 \dots n; \quad b_{02} = \frac{\sigma_0}{\sigma_2} \beta_{02} \cdot 134 \dots n \text{ и,} \\ \text{изобщо, } b_{0j} = \frac{\sigma_0}{\sigma_j} \beta_{0j} \cdot 1234 \dots n \quad [20]$$

Тукъ σ_0 е априорното стандартно отклонение на нулевия редъ, σ_1 — априорното стандартно отклонение на първия редъ, σ_j — априорното стандартно отклонение на реда № j и т. н. Както виждаме, нашитъ приближения къмъ истинскитъ параметри „ b “ въ уравнение [18] се определятъ като функции на нѣколко априорни величини; и затова, върѣки присжщитъ имъ систематически грѣшки, тѣ си оставатъ, все пакъ, априорни величини. Ние ги наричаме *априорни коѣфициенти на регресиата*.

Що се отнася до коѣфициентитъ отъ типа $\beta_{0j} \cdot 1234 \dots n$, то тѣхнитъ индекси отъ дѣсно, долу, сж построени по следния начинъ: първата цифра показва № на реда, който се намира въ лѣвата часть на уравнение [18], втората цифра посочва № на реда, за който се отнася коѣфициента, а цифритъ на дѣсно отъ точката изброяватъ нумерата на всички други редове, представителитъ на които влияятъ въ уравнение [18].

За намиране значенията на коѣфициентитъ β ние имаме следната система (за простота

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