$$X_i^{(0)} - E\,X^{(0)} = b_{01}\,(X_i^{(1)} - E\,X^{(1)}) + + b_{02}\,.\,(X_i^{(2)} - E\,X^{(2)}) + E_i - E\,E$$

или, следъ разкриване на скобитѣ,

$$X_i^{(0)} = b_{01}\,X_i^{(1)} + b_{02}\,X_i^{(2)} + E_i + + [E\,X^{(0)} - b_{01}\,E\,X^{(1)} - b_{02}\,E\,X^{(2)} - E\,E].$$

Въ нашия случай

$$EX^{(0)} = EU + EW + ET;\ EX^{(1)} = EU;$$
$$E\,X^{(2)} = E\,W;\ E\,E = E\,T.$$

Изразътъ въ срѣднитѣ скоби изчезва, понеже $b_{01} = 1 = b_{02}$, и ние получаваме:

$X_i^{(0)} = X_i^{(1)} + X_i^{(2)} + E_i = U_i + W_i + T_i$; [32] т. е. резултатъ тождественъ съ [31].

Ако поискаме, обаче, по сжщия начинъ отъ уравнението

$$X_i^{(1)} - E\,X^{(1)} = b_{10}\,(X_i^{(0)} - E\,X^{(0)}) + + b_{12}\,.\,(X_i^{(2)} - E\,X^{(2)}) + E_i' - E\,E'$$

да получимъ значението на $X_i^{(1)}$, ще се натъкнемъ веднага на мжчнотии, произходящи отъ величината $(E_i - EE')$, която минава въ израза за $X_i^{(1)}$ въ система [31].

Следъ нѣколко преобразувания получаваме:

$$X_i^{(1)} = \frac{1}{2}X_i^{(0)} - \frac{1}{2}X_i^{(2)} + (E_i' - E\,E') + \frac{EU - ET}{2}.$$

Въ нашия случай $E\,U = E\,T$, следователно, можемъ да пишемъ:

$$X_i^{(1)} = \frac{1}{2}X_i^{(0)} - \frac{1}{2}X_i^{(2)} + (E_i' - EE') \quad [33].$$

Замѣствайки $X_i^{(0)}$ и $X_i^{(2)}$, чрезъ значенията имъ отъ [31], получаваме:

$$X_i^{(1)} = \frac{U_i + T_i}{2} + (E_i - E\,E') \text{ или } U_i = \frac{U_i + T_i}{2} + + (E_i - EE'), \text{ а оттукъ:}$$

$(E' - E\,E') = \frac{U_i - T_i}{2}$, това, което, въ действителность, трѣбва да бжде $E_i - E\,E = 0$! Само при преминаване къмъ математическото очакване на величината $X_i^{(1)}$ въ [33] ние получаваме онова, което ни е нуждно.

Отъ друга страна, прилагайки формули [29] или [30], ние можемъ да намѣримъ следнитѣ значения на *априорнитѣ частични коефициенти на корелацията:*

$$r_{01\cdot2} = +\frac{1}{\sqrt{2}};\ r_{02\cdot1} = +\frac{1}{\sqrt{2}};\ r_{12\cdot0} = -\frac{1}{2}$$

Не е мжчно да се схване смисъла на първитѣ два коефициента. Точно сжщиятъ резултатъ бихме получили, ако бихме предположили, че въ израза $X_i^{(0)}$ (гл. форм. 31) отсжтствува компонентата W_i и следъ това бихме изчислили обикновения коефициентъ на корелацията между $X_i^{(0)} = U_i + T_i$, отъ една страна, и $X_i^{(1)} = U_i$, отъ друга страна; или пъкъ, ако бихме унищожили U_i въ $X_i^{(0)}$ и следъ това изчислили коефициента на корелацията между $X_i^{(0)} = W_i + T_i$ и $X_i^{(2)} = W_i$. Какво означава, обаче, отрицателния коефициентъ на корелацията между $X_i^{(1)} = U_i$ и $X_i^{(2)} = W_i$, когато ние знаемъ, че тѣзи величини, по самата си сжщность, сж абсолютно независими една отъ друга? Получения резултатъ не е случаенъ, понеже, ако махнемъ съвсемъ компонентата T_i и приемемъ

$$X_i^{(0)} = W_i + U_i;\ X_i^{(1)} = W_i;\ X_i^{(2)} = U_i,$$

получаваме значение $r_{12\cdot0} = -1$; единъ изразъ, показващъ *пълна обратна пропорционалность* между две величини, за които съ сигурность знаемъ, че сж независими една отъ друга! Отговорътъ на поставения въпросъ се заключава въ това, че самата постановка на проблемата у насъ има логически дефектъ: ако компонентата $X_i^{(0)}$ представлява сбора на значенията на двете случайни промѣнливи $X_i^{(1)}$ и $X_i^{(2)}$, ние нѣмаме логически право да приемаме, при измѣрване интензивностьта на връзката между последнитѣ величини, какво компонентата $X_i^{(0)}$, т. е. сбора имъ, остава константна, когато отдѣлнитѣ събираеми промѣнятъ значенията си. Това, което е напълно умѣстно и правилно отъ гледище на формалната анализа на едно алгебрично уравнение, може да се окаже безсмислено, когато се стремимъ да откриемъ причиннитѣ зависимости между явленията. Нека, напримѣръ, $X_i^{(1)}$ означава количеството валежи въ *м. м.* презъ единъ месецъ въ гр. Варна, а $X_i^{(2)}$ — броя на портокалитѣ, изядени отъ президента на Съединенитѣ щати презъ сжщия месецъ. Алгебрата не ми прѣчи да съставя сбора

$$X_i^{(0)} = X_i^{(1)} + X_i^{(2)}$$

и да произведа надъ $X_i^{(0)}$, $X_i^{(1)}$, $X_i^{(2)}$ различни математически действия, като изчисля, между другото, значението

$$\frac{r_{12} - r_{01}\,r_{02}}{\sqrt{(1 - r_{01}^2)(1 - r_{02}^2)}}$$

Но ако азъ, възъ основа на получения резултатъ $r_{12\cdot0} = -1$ твърдя, че, въ сжщность, *«ако изключимъ влиянието на компонентата $X_i^{(0)}$»*, между $X_i^{(1)}$ и $X_i^{(2)}$ сжществува обратно-пропорционална зависимость и че, следователно, колкото повече вали въ Варна, толкова по-малко портокали изяжда президента въ Вашингтонъ и обратно, логикътъ ще почне енергично да протестира.

Подобна очебийна грѣшка нѣма да направи, разбира се, никой статистикъ. Обаче на практика често пжти е мжчно да се опредѣли, кой отъ изучванитѣ редове представлява въ *действителность* сбора на линейнитѣ функции на другитѣ редове и кой не; кой отъ редоветѣ отразява комплекса на интересующитѣ ни причини, и кой — на следствията. Освенъ това, далечъ не всички лица, които се ползуватъ съ частичнитѣ коефициенти на корелацията, помнятъ съ помощьта на какви съображения и допущания сж изведени тѣзи коефициенти, и ние можемъ да наброимъ не малко примѣри