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

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

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

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

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

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:

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

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

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

$(E' - E\,E') = \dfrac{U_i - T_i}{2}$, 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 сѫ 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 $X_i^{(0)}$ представлята сбора на значенията на двѣтѣ 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 помалко 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