

Условната средна продължителност на живота при непроменена смъртност на 0 години се получава, като запазим значението на  $e_i^1$ , такова, каквото е било през периода  $T_1$ , а значенията на  $P_{1/0}^0$  и  $q_0^0$  вземем от таблицата за базисния период  $T_0$ . Или:

$$e_0^{1,y} = (e_i^1 + 1) \times P_{1/0}^0 + 0.5 q_0^0.$$

Така трудоемкото съставяне на една цяла условна таблица за смъртност се избягва, а пред анализа се разкриват по-широки възможности.

За съжаление, подходът на колегата Христов е погрешен. Грешката е методологическа и поради това - фундаментална. Авторът е попаднал в „капана“ на едно привидно добро решение, което в дълбоката си същност е формално от гледна точка на поставената задача. Поради това то не дава отговор на проблема<sup>4</sup>.

Заблудата на автора е, че той гради своя метод не върху основата на повъзрастовите вероятности за умиране, а върху техни производни величини, каквито са умрелите по възраст. Това обаче са вторични величини и при липса на достатъчна бдителност оперирането с тях може да доведе до погрешни решения. Това се е случило и с автора, който, след като извършва формалното разлагане на разликата  $(e_0^1 - e_0^0)$  на базата на умирианията, решава, че е „открил“ нов метод. Причината е, че той не успява да „разпознае“ вярното съ-

държание на получените повъзрастови компоненти при разлагането. Поради това изведеното от него равенство има формален и подвеждащ характер:

$$(4) e_0^1 - e_0^0 = \sum_{x=0}^{\omega-1} (\omega-x) \times (q_x^0 P_{x/0}^0 - q_x^1 P_{x/0}^1),$$

$$\text{където } P_x = \frac{l_x}{l_0}.$$

Според автора всяко едно от събиращите във формула (4) отразява „точното“ (курсивът е мой - Б. Р.) влияние на промените в доживяването до възраст  $x$  години и смъртността от  $x$  до  $x+1$  години“.

Изводът обаче е погрешен, още по-вече, че за „точно“ измерване в случая изобщо не може да се говори. Че това наистина е така, ще се убедим след малко. Първо, като опростим сложния израз на формула (4), установяваме, че в последна сметка става въпрос за различите  $(d_x^0 - d_x^1)$ , тъй като  $q_x = \frac{d_x^0}{l_x}$ . При това положение формула (4) придобива по-ясния и разбираем вид:

$$(5) (e_0^1 - e_0^0) = \sum_{x=0}^{\omega-1} (\omega-x) \frac{d_x^0 - d_x^1}{l_0}.$$

За съжаление обаче нито един от изразите  $(\omega-x) \frac{d_x^0 - d_x^1}{l_0}$  не дава отговор на поставената задача. Нито един от тях не измерва влиянието на променящата се повъзрастова смъртност върху  $e_0$  по простата причина, че реалната редица  $\{d_x^1\}$  не съдържа необходимото усло-

<sup>4</sup>По този повод припомням думите на покойния проф. З. Сугарев, че „статистика на всяка крачка го дебнат капани“.