

Неравенството $0.725 > 0.582$ показва недвусмислено, че промяната при жените в съдържателно отношение е по-голяма, което означава и по-голямо влияние от това при мъжете. И наистина, по-нататъшните изчисления по мя метод показват, че това е точно така. Оказва се, че влиянието при мъжете се измерва с прираста от 0.69 години ($68.86 - 68.17 = 0.69$), а при жените - с 0.75 години ($75.19 - 74.44 = 0.75$). Това е увеличението на средната продължителност на живота през отчетния период, предизвикано от съответното намаление на смъртността на възраст 0 години, а не поради това, че броят на умрелите на тази възраст е намалял с 1 000. Тук се корени методологическата неточност на предлагания метод.

Изчисленото влияние на 0 години подсказва за още една несъобразност на метода. Вече видяхме, че при $\omega = 100$ размерът на влиянието според автора е 1 година. Ако работим обаче с $\omega = 101$, както е при цитираната таблица за смъртност, влиянието нараства на 1.01 години. В действителност обаче таблиците за смъртност приключват на различна пределна възраст ω : 80, 85, 90 и т.н. години. Означава ли това, че при всяка смяна

$$e_0^1 = \frac{\sum_{x=1}^{101} l_x}{l_0} + 0.5 = \frac{7469339}{100000} + 0.5 = 75.19 \text{ години.}$$

Тази продължителност на живота приемаме и като условна за базисния период вместо реалната $e_0^0 = 74.44$ години. Основанието е, че в редицата на вероятностите за умиране през този период

на тази възраст трябва да се променя и размерът на влиянието? Очевидно това е недопустимо, но методът го допуска.

Непригодността на метода обаче става съвсем очевидна при доразвитието на примера за жените от табл. 1. Изходната постановка е следната:

1. Таблицата за смъртност на жените за периода 1984 - 1986 г., съставена от ЦСУ, приемаме за базисна, относяща се за периода T_0 .

2. За отчетния период T_1 съставяме таблица за смъртност при смъртност на 0 години $q_0^1 = 0.00380$ (съгласно табл. 1), а за всички следващи възрасти запазваме вероятностите за умиране такива, каквито са били през базисния период, т.е. полагаме $q_1^1 = q_1^0; q_2^1 = q_2^0; \dots; q_\omega^1 = q_\omega^0$. Работим обаче не с $\omega = 100$, както е при Христов, а с $\omega = 101$, тъй като според таблицата има доживяващи и до 101 години. Това са 427 жени. При тези условия са налице всички основания таблицата да се възприеме и като условна за базисния период.

От пълната таблица за смъртност за периода T_1 чрез редицата на доживяващите $l_x^1 (x = 0, 1, 2, \dots, \omega)$ определяме средната продължителност на живота (при $q_0^1 = 0.00380$):

само q_0^0 е заменено с $q_0^1 = 0.00380$ от отчетния период.

Никой не би могъл да оспори, че в случая разликата $75.19 - 74.44 = 0.75$ години показва с колко се е увеличила средната продъл-