

вие за „задържане“ на смъртността на нивото от базисния период.

Налице е и още една несъобразност на метода. Оказва се, че една и съща по-възрастова разлика между умрелите d_x^0 и d_x^1 може да се получи при различни нива на q_x^0 и q_x^1 . За демонстрация нека си послужим с началната част на табли-

цата за смъртност за периода 1984 - 1986 г., съставена от Централното статистическо управление (ЦСУ), където e_0 за мъжете е 68.17 години и 74.44 години за жените. Данните за мъжете и жените на възраст 0 години се възприемат като „базисни“, а променените данни за периода T_1 - като „отчетни“ (табл. 1).

Таблица 1

Мъже	Базисен период - T_0			Отчетен период - T_1			Разлика	
	l_x^0	q_x^0	d_x^0	l_x^1	q_x^1	d_x^1	$d_x^0 - d_x^1$	
Възраст - x								
0	100000	0.01719	1719	100000	0.00719	719	1000	
1	98281	-	-	99281	-	-	-	
Жени	Базисен период - T_0			Отчетен период - T_1			Разлика	
	l_x^0	q_x^0	d_x^0	l_x^1	q_x^1	d_x^1	$d_x^0 - d_x^1$	
Възраст - x								
0	100000	0.01380	1380	100000	0.00380	380	1000	
1	98620	-	-	99620	-	-	-	

От табл. 1 се вижда, че и при двата пола абсолютните разлики ($d_x^0 - d_x^1$) са равни - 1000 умрели деца. Според метода на Е. Христов и в двата случая влиянието на промените в смъртността на 0 години трябва да е едно и също: $\frac{1000}{100000} \cdot 100 = 1$

година (при $\omega = 100$). Това заключение обаче противоречи на логиката,

тъй като еднаквите абсолютни разлики произхождат от различни базисни нива на смъртност - 0.01719 при мъжете и 0.01380 при жените. В действителност относителната промяна на смъртността при жените е по-голяма от тази при мъжете. Това се вижда от следните съотношения:

$$\frac{0.01380 - 0.00380}{0.01380} = \frac{0.01000}{0.01380} = \frac{1000}{1380} = 0.725 \quad \text{при жените}$$

и

$$\frac{0.01719 - 0.00719}{0.01719} = \frac{0.01000}{0.01719} = \frac{1000}{1719} = 0.582 \quad \text{при мъжете.}$$