



елементи се получават на базата на по-възрастовите вероятности за умиране $q_0, q_1, q_2, \dots, q_\omega$, а не на базата на повъзрастовия брой на умрелите $d_0, d_1, \dots, d_\omega$ (както е при Христов). Последните са производни величини на вероятностите.

Изходната постановка е, че разполагаме с редиците от повъзрастови вероятности за умиране през два последователни периода:

$q_0^0, q_1^0, q_2^0, \dots, q_\omega^0$ - за базисния период T_0 ,

и

$q_0^1, q_1^1, q_2^1, \dots, q_\omega^1$ - за отчетния период T_1 .

Съставяме съответните две таблици за смъртност и получаваме значенията на средната продължителност на живота e_0^0 и e_0^1 - за базисния и за отчетния период. Установяваме и разликата $(e_0^1 - e_0^0)$. Методологически тя се обуславя от настъпилите промени в базисната редица от вероятности за умиране за времето от T_0 до T_1 .

Нека за по-голяма простота и яснота допуснем, че се интересуваме само от влиянието на промяната в смъртността на възраст 0 години от q_0^0 на q_0^1 . Как трябва да постъпим? Статистическата логика диктува само едно решение - допускаме, че тази смъртност не се е променила, и образуваме условната редица от повъзрастови вероятности за отчетния период (при смъртността на 0 години от базисния период). Редицата придобива вида:

$$\left[q_0^0 \right], q_1^1, q_2^1, q_3^1, \dots, q_\omega^1.$$

От тази редица съставяме нова, условна таблица за смъртност, от която

изчисляваме съответната *условна средна продължителност на живота* ($e_0^{1,y}$). Тя показва какво би било значението на e_0^1 през отчетния период при непроменена смъртност на 0 години. Очевидно е, че разликата $(e_0^1 - e_0^{1,y})$ ще покаже каква част от промяната в средната продължителност на живота ($e_0^1 - e_0^0$) се дължи само на променената смъртност от q_0^0 на q_0^1 . Тази разлика е търсеният измерител. Той следва да се приеме като „оценка“ на влиянието.

При този начин на решение обаче възниква сериозен проблем. Той се състои в това, че при по-широк и задълбочен анализ трябва да се съставят голям брой условни таблици. Например само за признака възраст те са около 100, а като въведем и пола, стават 200; техният брой нараства още повече, ако при анализа прибавим и други признания. При работа с формула (1) обаче това голямо неудобство отпада, тъй като условната продължителност на живота вече се намира изключително бързо и лесно. Това е едно от големите удобства на моя метод. Например в нашия случай (0 години) намирането на $e_0^{1,y}$ се извършва без особени усилия с помощта на формула (1), която при $x = 1$ придобива вида:

$$(2) e_0 = e_1 \cdot P_{1/0} + P_{1/0} + 0.5 \left(1 - P_{1/0} \right).$$

Още по-удобна при практическите изчисления е нейната модификация:

$$(3) e_0 = (e_1 + 1) \times (1 - q_0) + 0.5q_0.$$