

където:

$$F_s = 0.655,$$

$$L_s = 1.006.$$

Да сравним този резултат с резултата, който получихме за България в т. П.А:

$$\frac{R_0^b}{R_0^a} = 0.659 = F.L = 0.655 \cdot 1.006,$$

където:

$$F = 0.655,$$

$$L = 1.006.$$

В този случай имаме още по-голямо съвпадение на получения резултат с този, получен по т. П.А - до третия знак след десетичната запетая. Причината е във факта, че L_x^s има много близка повъзrastова структура с тази на L_x^a . В резултат, приносът към анализа от използването на стандартна смъртност е почти нулев, което ни връща към разсъжденията, направени в т. П.А.

Изводите, които можем да направим за използването на типовите таблици за смъртност (респ. на стандартната смъртност), са следните:

- Използването на тези типови таблици е уместно и би довело до състоятелни резултати само когато между двата изследвани периода се наблюдава съществена разлика в модела на повъзrastова смъртност.

- През изследвания период в България очевидно не е настъпила съществена промяна в модела на повъзrastовата смъртност, което може да се провери чрез сравняване на колони (4) и (5) в табл. 2 от приложението.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ От извършения анализ и декомпозицията на динамиката на нето коефициента за възпроизводство в България и Русия през периодите 1988-1990 и 2002-2004 г. за България и периода 1986-1987 г. и 1996 г. за Русия получихме следните резултати:

1. **Основният фактор**, допринесъл за силното намаление на нето коефициента в двете държави (в Русия - по-силно, почти наполовина; в България - малко по-слабо), е **намалението на раждаемостта**.

2. **Влиянието на смъртността** в разглежданата динамика е **слабо**, почти незабележимо, като в Русия то има еднаква посока - намаление на