

КОМПЛЕКСЕН МОДЕЛ ЗА ИЗМЕРВАНЕ И ФАКТОРЕН АНАЛИЗ НА ОСТАРЯВАНЕТО НА НАСЕЛЕНИЕТО

Съставен е модел за измерване и анализ на остаряването на населението. За тях са публикувани отделни методи, които тук се обединяват в комплексен модел за измерване и факторен анализ на остаряването. Новото, което се предлага, е по-нататъшно развитие на факторния модел. В него се съставя хипотетично население при запазени интензивности на трите процеса - за повъзрастовата фертилност на жените, смъртността и миграционния прираст по пол и възраст от предходен период. При тези условия се решават две задачи на факторния анализ. С първата остаряването се подразделя на две части - от запазените интензивности на трите процеса и от техните промени през наблюдавания период. С втората задача остаряването се подразделя на три части - от промяната в броя на живородените и от различните интензивности на смъртността и на миграционния прираст по възраст през отчетения период. Извършен е анализ на остаряването на постоянното население на страната през периода 1990-2000 г.

JEL: J 11

На тази тема от автора са публикувани методи за измерване на остаряването и модел за факторен анализ на това явление.¹ Новото, което се предлага тук, представлява по-нататъшно развитие на факторния модел и неговото обединяване с метода за измерване на остаряването в един общ или комплексен модел. На тази основа е изведена точна аналитична връзка между остаряването на населението и влиянията на отделните фактори. Друга основна промяна във факторния модел е отпадането на равенството между общия брой на хипотетичното и реалното (фактическото) население в края на наблюдавания период за остаряването. Според стария модел броят на хипотетичното население по пол и възраст в края на наблюдавания период се съставя при запазени интензивности на смъртността и миграционния прираст от предходен период. Това хипотетично население запазва същата възрастова структура на реалното население от началото на периода, чрез която се оценява и хипотетичен брой на живородените. Тогава различието между реалното и хипотетичното население в края на наблюдавания период се дължи единствено на различието между техните възрастови структури. При новия модел се съставя също хипотетично население, но при запазени интензивности и на трите процеса - за повъзрастовата фертилност на жените, смъртността и миграционния прираст по пол и

¹ Христов, Е. Остаряване на българското население през миналия век – повъзрастови ефекти и емпиричен анализ – Население, 2003, N 1-2, с. 18-29; Факторен модел за остаряване на населението от промени на живородените, умрелите и миграционния прираст. – Икономическа мисъл, 2003, N 2, с. 91-108.

възраст от предходния период. По този начин остаряването се подразделя на две части: едната е неговият размер само от запазените интензивности на трите процеса, а втората – само от промените на тези интензивности през наблюдавания (отчетен) спрямо предходния (базисен) период. Идеята за запазване на интензивностите и на трите процеса от предходен период беше лансирана от нас за пръв път на международна работна среща на експерти по остаряването.²

От посочените промени на факторния модел произлизат две близки и свързани, но различни задачи на анализа. Според първата може да се даде точно решение на остаряването при запазени интензивности на трите процеса и отделно от техните промени. При втората задача общият размер на остаряването може точно да се подраздели на три компонента или ефекта: остаряване от промяната в броя на живородените (което се оценява чрез първата задача) и две отделни остарявания от различните интензивности на смъртността и на миграционния прираст по възраст през наблюдавания период. Други известни модели за факторен анализ на остаряването не се разглеждат поради тяхната по наше мнение хипотетичност и ограниченост. В цитираната вече статия е коментиран например моделът на стабилното население.³ В нея е отбелязано, че стабилните населения са хипотетични, защото отразяват само определени режими на повъзростова смъртност и промени на живородените без отчитане на миграционното движение на населението. В съвременните условия обаче миграцията може значително и разнопосочно да влияе върху броя и възрастовата структура на населението. Остаряването на едно реално население изисква сравнение също с реално население, а не само със стабилно, а още по-малко – сравнения само между стабилни населения.

Комплексен модел за измерване и факторен анализ на остаряването

Този модел се състои от последователни разлики между средни възрасти на населението. Всяка разлика измерва определен ефект (остаряване в години) от общи, отделни и съвместни влияния на посочените фактори. Прилага се статистическият модел за анализ на разликата на две средни равнища (средни възрасти), в които променлива е само възрастовата структура на населението, докато значенията на признака (последователните възрасти) са константни величини.

Най-напред се измерва общото остаряване на населението в края на един най-малко петгодишен период спрямо населението в началото на същия период.

² *Hristov, E.* Population Ageing in Bulgaria in the Period 1991-2001 (Methodological Solutions and Analysis), report. Workshop "Understanding the Drivers of Population Ageing in Central and Eastern Europe – Fertility, Mortality and Migrations". University of Oxford, September 19-21, 2007.

³ *Христов, Е.* Факторен модел за остаряване на населението..., с. 92.

Петгодишният период има две големи предимства. Едното е, че той е достатъчно дълъг, за да се отчете някакво остаряване, което при по-малки периоди може да бъде незначително и да се влияе от други причини. Според второто предимство може да се работи с петгодишни възрастови групи на населението, данните за които са по-стабилни в сравнение с тези за едногодишни възрасти. Използва се известната зависимост, че всяка петгодишна възрастова група в началото на периода преминава след пет години в следващата по-висока възрастова група. На тази основа наблюдаваният период за остаряване може да бъде и по-голям, обхващащ например два и повече петгодишни периода. На практика е най-подходящо да се използват десетгодишни периоди, защото те са най-указателни във времето и обикновено представляват интервали между две съседни преброявания на населението. При положение, че не се отчита външната миграция на постоянното население от текущата статистика, десетгодишните периоди предоставят възможността за косвено оценяване на тази миграция. Във връзка с нея комплексният модел е приложен за измерване и анализ на остаряването на българското население през периода 1990-2000 г. с помощта на данните от двете последни преброявания - 4.12.1992 г. и 1.03.2001 г. Както е известно, този период е особено драматичен в демографската история на страната в края на миналия век, защото се характеризира с рязко намаляваща раждаемост, увеличаваща се смъртност и продължаваща емиграция на постоянно население след изселванията на български турци в края на 80-те години на века. Най-общо тези процеси бяха съпътстващи явления и последици от кардиналните социално-икономически промени на страната при нейния преход към пазарна икономика и демократично общество.

Анализът с комплексния модел започва с измерване на остаряването на населението към 31.12.2000 г. спрямо това към 31.12.1990 г. То е извършено поотделно за мъжете и жените, защото има различия в броя на живородените, смъртността и миграционния прираст по възраст на двата пола. Най-напред на основата на известния брой на населението по пол и възраст към 31.12.1985 г., резултатите от двете преброявания през 1992 и 2000 г., ежегодно публикувания брой на умрелите по т. нар. елементарни съвкупности през 1986 - 2000 г. и ежегодни данни за общото салдо от външната миграция през този период са съставени оценки за него по пол и възраст към 31.12.1990 г., 31.12.1995 г. и 31.12.2000 г.⁴ За петгодишните възрастови групи на тези населения се използват означенията ${}_0P_{x,x+5}$ и $r1P_{x,x+5}$ и $r2P_{x,x+5}$. Отделно за условните населения

⁴ Резултати от преброяването на населението през 1985, 1992 и 2000 г. (вж. Демографска и социално-икономическа характеристика на населението. Т. I. С., ЦСУ, 1988; Демографски характеристики. Т. I. С., НСИ, 1994; Население. Т. I. Демографски и социални характеристики на населението. С., НСИ, 2004, N 1; ежегодни публикации Население за периода 1986 – 2001 г. С., ЦСУ, ЦСИ).

Ежегодните данни за общото миграционно салдо са от *Калчев, Й.* Външната миграция на България. С.: "Дунав прес" АД, 2001, с. 128, табл. V.I.

към 31.12.1995 г. и към 31.12.2000 г., които са получени чрез запазените интензивности на трите процеса от предходния период 1981-1990 г., се използват означенията $c1P_{x,x+5}$ и $c2P_{x,x+5}$.

От посочените населения се пресмятат следните структури по пол и възраст: ${}_0S_{x,x+5}$ на 31.12. 1990 г., $r2S_{x,x+5}$ и $c2S_{x,x+5}$ на 31.12.2000 г. След това с известния метод за измерване на остаряването се изчисляват средните възрасти \bar{X}_0 , \bar{X}_{r2} и \bar{X}_{c2} чрез израза $C_i S_i$, където C_i са средите на петгодишните възрастови интервали ($i = 1, 2, \dots, 19$), а S_i - относителните дялове на съответното население в същите интервали.⁵ Средите C_i са приети условно за средни възрасти на населението в тези интервали.⁶ За последния възрастов интервал на 90 и повече години ($l = 19$) средните възрасти по пол са изчислени чрез относителните дялове за едногодишните възрасти на мъжете и жените от преброяването на 4.12.1992 г., които са най-точни за началото на разглеждания период. За мъжете и жените C_{19} те са съответно 92.45 и 92.52 години. Понататък с разликата $\Delta\bar{X}_{r20} = \bar{X}_{r2} - \bar{X}_0$ се измерва общото остаряване на населението през наблюдавания период. Същата се представя и като алгебрична сума от произведенията $\sum_{i=1}^{19} (C_i \bar{X}_0) \times (S_{r2i} - S_{0i})$, където всяко произведение представлява ефектът или приноса на всяка i -та възраст за остаряването. Според предлаганото развитие на модела разликата $\Delta\bar{X}_{r20}$ може да се представи още и като алгебрична сума от две разлики: $\Delta\bar{X}_{r20} = \Delta\bar{X}_{c20} + \Delta\bar{X}_{r2c2} = (\bar{X}_{c2} - \bar{X}_0) + (\bar{X}_{r2} - \bar{X}_{c2})$.

Първата $\Delta\bar{X}_{c20} = \bar{X}_{c2} - \bar{X}_0$ представлява размерът на условното остаряване на населението в края на наблюдавания (отчетен) десетгодишен период при запазени интензивности на трите процеса от предходния (базисен) също десетгодишен период. Тази разлика може да се представи и с подобна на посочената сума от повъзrastови ефекти: $\Delta\bar{X}_{c20} = \sum_{i=1}^{19} (C_i - \bar{X}_0) \times (S_{c2i} - S_{0i})$.

⁵ Вж. Христов, Е. Остаряване на българското население..., с. 18-21.

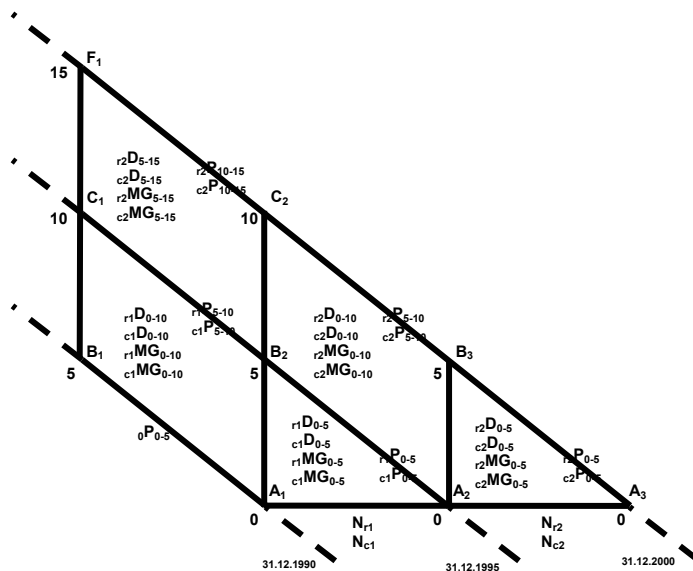
⁶ Индексът i е въведен за удобство и замества означението $(x_{1,x} + 5)$ за петгодишните възрастови интервали.

С втората разлика $\Delta\bar{X}_{r_2c_2} = (\bar{X}_{r_2} - \bar{X}_{c_2})$ се измерва допълнителното остаряване или подмладяване на населението през наблюдавания период. Алгебричният знак на тази разлика се определя чрез неравенствата между средните възрасти при два възможни случая: ако $\bar{X}_0 < \bar{X}_{c_2} < \bar{X}_{r_2}$, разликата $(\bar{X}_{r_2} - \bar{X}_{c_2}) > 0$ и показва допълнително остаряване. Ако $\bar{X}_0 < \bar{X}_{c_2} < \bar{X}_{r_2}$, $(\bar{X}_{r_2} - \bar{X}_{c_2}) < 0$ и показва подмладяване на населението само от промените в интензивностите на трите процеса. Подобно на предходните разлики между средни възрасти и разликата $\Delta\bar{X}_{r_2c_2}$ може да се представи като алгебрична

сума от повъзрастови ефекти: $\sum_{i=1}^{19} (C_i - \bar{X}_0) \times (S_{r_2i} - S_{c_2i})$. Именно тази разлика

е изходна основа на предлаганото тук развитие на факторния анализ. За нагледност на анализа е използвана част от известната демографска мрежа на Лексис, (вж. фигурата).⁷ На нея са показват много ясно връзките между данните за населението и отделните демографски събития, отчитани едновременно по трите признака - година на събитието, година на раждането и възраст.

Фигура



⁷ Сугарев, З. Демографска статистика. С.: "Наука и изкуство", 1975, с. 113-122.

Всички данни на фигурата се отнасят за петгодишни възрастови интервали. С отсечките A_1A_2 и A_2A_3 са представени реалните (фактически) живородени N_{r1} през периода 1991-1995 г. и N_{r2} през 1996-2000 г. Същите отсечки представляват и условните живородени N_{c1} и N_{c2} за тези периоди чрез запазените повъзрасови фертилности на жените от периодите 1981-1985 г. и 1986-1990 г. Тогава промените в броя на живородените $\Delta N_1 = N_{r1} - N_{c1}$ и $\Delta N_2 = N_{r2} - N_{c2}$ се дължат само на промените на повъзрасовата фертилност през 1991-1995 г. спрямо 1981-1985 г. и през 1996-2000 г. спрямо 1986-1990 г. От реалните живородени N_{r2} произлизат реалните (фактически) умрели $r1D_{0-5}$ и $r2D_{0-10}$, а от условните живородени N_{c1} - условните умрели $c1D_{0-5}$ и $c2D_{0-10}$. Броят на реалните умрели се получава от данните за ежегодно публикуваните елементарни съвкупности, а този на условните умрели - чрез кохортните вероятности за умирање $c1q'_{D_{0-5}}$ и $c2q'_{D_{0-10}}$ за двата петгодишни периода 1981-1985 г. и 1986-1990 г. Броят на посочените реални и условни умрели е представен на фигурата с триъгълника $A_1A_2B_2$ за $r1D_{0-5}$ и $c1D_{0-5}$, и успоредника $A_2B_3C_2B_2$ за $r2D_{0-10}$ и $c2D_{0-10}$. По същия начин от реалните живородени N_{r2} през периода 1996-2000 г. произлизат реалните умрели $r2D_{0-5}$, а от условните живородени N_{c2} - условните умрели $c2D_{0-5}$. Последните се оценяват чрез кохортните вероятности за умирање $c2q'_{D_{0-5}}$ от периода 1986-1990 г. Двете групи умрели – реални и условни, се изразяват на фигурата с триъгълника $A_2A_3B_3$.

След умрелите се оценява реалният или фактически миграционен прираст по възраст. Най-напред се съставят разликите $r\Delta P_{0-5} = r2P_{0-5} - N_{r2}$ и $r\Delta P_{5-10} = r2P_{5-10} - N_{r1}$, които отразяват реалните умрели и миграционни прирасти със своите алгебрични знаци. Тези прирасти се определят чрез умрелите: $r2MG_{0-5} = r\Delta P_{0-5} - r2D_{0-5}$ и $r1MG_{0-5} + r2MG_{0-10} = r\Delta P_{0-10} - (r1D_{0-5} + r2D_{0-10})$. От своя страна, както беше отбелязано, условният миграционен прираст се получава чрез кохортните вероятности за този прираст от периодите 1981-1985 г. и 1986-1990 г. Чрез него и условните умрели се намира броят на условното население по възраст към 31.12.2000 г. За двата начални възрастови интервала

0-5 и 5-10 г. условното население се определя със следните равенства:

$$c2P_{0-5} = N_{c2} - c2D_{0-5} + c2MG_{0-5} \text{ и } c2P_{5-10} = N_{c1} - (c1D_{0-5} + c2D_{0-10}) + (c1MG_{0-5} + c2MG_{0-10}).$$

По-нататък с изложените операции се изчисляват реалните и условни данни за умрелите и миграционните прирасти във всички останали възрастови интервали. Например сумата $r1D_{0-10} + r2D_{5-15}$ на реалните умрели на фигурата, които произлизат от началното население ${}_0P_{0-5}$ към 31.12.1990 г. (отсечката A_1B_1), се намира чрез сумата на съответните елементарни съвкупности. От своя страна условните умрели $c1D_{0-10}$ и $c2D_{5-15}$ се получават чрез

кохортните вероятности за умирање $r1q'_{D_{0-10}}$ от периода 1981-1985 г. и $r2q'_{D_{5-15}}$ от 1986-1990 г. Двете групи на умрелите са представени графично с едни и същи успоредници $A_1B_2C_1B_1$ и $B_2C_2F_1C_1$. От своя страна реалните миграционните прирасти $r1MG_{0-10}$ и $r2MG_{5-15}$ се определят чрез известните разлики:

$$r1MG_{0-10} + r2MG_{5-15} = r\Delta P_{10-15} - (r1D_{0-10} + r2D_{5-15}), \text{ където прирастът на населението } r\Delta P_{10-15} = r2P_{10-15} - {}_0P_{0-5}.$$

Другите условни миграционни прирасти се пресмятат чрез съответните кохортни вероятности $r1q'_{mg_{0-10}}$ от периода 1981-1985 г. и $r2q'_{mg_{5-15}}$ от периода

1986-1990 г. Чрез тези прирасти и условните умрели се оценява броят на условното население $c2P_{10-15} = {}_0P_{0-5} - (c1D_{0-10} + c2D_{5-15}) + (c1MG_{0-10} + c2MG_{5-15})$.

По същия начин се процедурира и за останалите възрастови интервали. Необходимо е да се отбележи, че за вероятности на миграционен прираст може да се говори само когато този прираст е отрицателна величина, т.е. емигриралите от постоянното население са повече от имигриралите. Тогава разликата между тях представлява емигрирали, които произлизат от началното население. При положителен миграционен прираст, когато имигриралите са повече от емигриралите, се приема, че разликата между тях не произлиза от началното население. В този случай вместо вероятност трябва да се използва показателят индекс. Освен посоченият проблем съществуват и други проблеми при интерпретацията на миграцията и смъртността на постоянното население, но тук те не се разглеждат, защото на практика се пренебрегват.

При втората задача на факторния анализ общото остаряване може да се подраздели на три ефекта: $\Delta\bar{X}_N$ - от промените в броя на живородените през наблюдавания (отчетен) период 1991-2000 г. спрямо предходния (базисен)

период 1981-1990 г., $\Delta\bar{X}_D$ - от общия брой на умрелите и неговото разпределение по възраст през наблюдавания период 1991-2000 г. и $\Delta\bar{X}_{MG}$ - от общия миграционен прираст (салдо) и неговото разпределение по възраст през наблюдавания период 1991-2000 г. Според тази задача на анализа само първият ефект $\Delta\bar{X}_N$ се дължи на промените на процеса на повъзрастовата фертилност през наблюдавания период 1991-2000 г. спрямо предходния 1981-1990 г. Другите два ефекта зависят само от интензивностите на процесите през наблюдавания период. Тази задача е представена много ясно на фигурата, на която се вижда, че крайното население на 31.12.2000 г. произлиза от началното на 31.12.1990 г. само за възрастите от 10 години нагоре. Двете начални възрастови групи на 0-5 и 5-10 години нямат нищо общо с населението на 31.12.1990 г., защото произлизат от живородените през периода 1991-2000 г. Оттук възниква необходимостта влиянието на раждаемостта или на живородените или на възрастовата фертилност на жените върху остаряването да се измерва чрез промените на тези показатели през наблюдавания период спрямо друг предходен период. Посочените три ефекта се изчисляват чрез кохортния подход в демографския анализ. Те са сравними помежду си, защото умрелите и миграционният прираст произлизат от едно и също начално население на дадена възраст и се отразяват в едно и също крайно население на съответна възраст.

Втората задача на факторният анализ започва с оценяването на първия ефект $\Delta\bar{X}_N$. Той се определя чрез промените на интензивностите на трите процеса, т.е. от първата задача на анализа. Общият ефект на тези промени

беше определен чрез изразите
$$\Delta\bar{X}_{r2c2} = \bar{X}_{r2} - \bar{X}_{c2} = \sum_{i=1}^{19} (C_i - \bar{X}_0) \times (S_{r2i} - S_{c2i}).$$

По-нататък той може да се раздели на три независими ефекта: $\Delta\bar{X}_{N0}$ - само от промяната на живо-родените, $\Delta\bar{X}_{drc}$ - само от промените на умрелите по възраст; $\Delta\bar{X}_{mgrc}$ - само от промените на миграционния прираст по възраст.

Трите ефекта се измерват с помощта на следните разлики: $\Delta P_i = P_{r2i} - P_{c2i}$ или разликите по възраст между реалното и условното население към 31.12.2000 г.; $\Delta N_i = (N_{r1} + N_{r2}) - (N_{c1} + N_{c2})$, или разликите между реалните и условните живородени за двата петгодишни периода 1991-1995 г. и 1996-2000 г.; $\Delta D_{rci} = D_{ri} - D_{ci} = (D_{ri} + D_{r2i}) - (D_{ci} + D_{c2i})$, или разликите по възраст

между реалните и условните умрели през двата петгодишни периода;
 $\Delta MG_{rci} = MG_{ri} - MG_{ci} = (MG_{ri} + MG_{r2i}) - (MG_{ci} + MG_{c2i})$, или разликите по възраст между реалните и условните миграционни прирасти през двата петгодишни периода.

Връзката между всички разлики е $\Delta P_i = \Delta N_i + \Delta D_i + \Delta MG_i$. Чрез нея общата структурна разлика $\Delta S_i = (S_{r2i} - S_{c2i})$ се подразделя пропорционално на следните факторни разлики със своите алгебрични знаци: ΔS_{Ni} - дължаща се само на промените на живородените, ΔS_{di} - само на промените на умрелите и ΔS_{mgi} - само на промените на миграционния прираст по възраст. Тук връзката между структурните разлики е аналогична: $\Delta S_i = \Delta S_{Ni} + \Delta S_{di} + \Delta S_{mgi}$. След това с известния метод за измерване на остаряването се пресмятат трите ефекта:

$$\Delta \bar{X}_{N0} = \sum_{i=1}^{19} (C_i - \bar{X}_0) \Delta S_{Ni}, \quad \Delta \bar{X}_{drc} = \sum_{i=1}^{19} (C_i - \bar{X}_0) \Delta S_{di} \text{ и } \Delta \bar{X}_{mgrc} = \sum_{i=1}^{19} (C_i - \bar{X}_0) \Delta S_{mgi}.$$

За крайното решение на втората задача обаче е необходим само ефектът $\Delta \bar{X}_{N0}$. Той се определя чрез сумата за първите два възрастови интервала 0-5 и

$$5-10 \text{ г.: } \Delta \bar{X}_{N0} = \sum_{i=1}^2 (C_i - \bar{X}_0) \Delta S_{Ni}, \text{ където } \Delta S_{Ni} = \frac{\Delta N_j}{\Delta P_i} \times \Delta S_i \text{ при } i=1, j=2; i=2, j=1.$$

По-нататък трябва да се определят отделните влияния на умрелите и миграционния прираст през наблюдавания период 1991-2000 г. На този етап от решението те не се измерват поотделно, защото има и съвместен ефект от влиянието на трите процеса. Затова най-напред се намира ефектът от общото влияние на умрелите и миграционния прираст и след него - съвместният ефект.

За общото влияние се изчислява ново население по пол и възраст P'_{1i} и P'_{2i} към 31.12.1995 г. и 31.12.2000 г. То е условно само за първите два възрастови интервала 0-5 и 5-10 години, защото двете възрастови групи P'_{c21} и P'_{c22} произлизат от условните живородени N_{c2} и N_{c1} при запазените повъзrastови фертилности на жените от предходния период 1981-1990 г. и интензивностите на смъртността и миграцията по възраст през наблюдавания период 1991-2000 г. За останалите възрастови интервали от 10 години нагоре се използват реалните населения P_{ri} и P_{r2i} към 31.12. 1995 г. и 31.12.2000 г. Според тези условия

разглежданото население не отразява промените на живородените, защото е запазена повъзрастовата фертилност от предходния период, но отразява едновременните влияния на умрелите и миграционния прираст по възраст през наблюдавания период. От него произлиза и съответната възрастова структура S'_{2i} . Чрез нея се изчислява новата условна средна възраст

$$\bar{X}'_2 = \sum_{i=1}^2 C_i S'_{2i} + \sum_{i=3}^{19} C_i S'_{2i},$$

където за първите два възрастови интервала 0-5 и 5-10 г. относителните дялове S'_{21} и S'_{22} са получени от първите две възрастови групи P'_{21} и P'_{22} . За останалите възрастови интервали от 10 години нагоре (i=3,4,...,19) относителните дялове S'_{2i} се изчисляват от реалното население по

$$\text{възраст } P_{r2i} \text{ към 31.12.2000 г. спрямо цялото население } P'_2 = \sum_{i=1}^{19} P'_{2i}.$$

Ефектът от общото влияние на умрелите и миграционния прираст през наблюдавания период се установява чрез разликата между новата средна възраст \bar{X}'_2 и средната възраст \bar{X}_0 на началното население към 31.12.1990 г.

$$\Delta \bar{X}_{dmg0} = \bar{X}'_2 - \bar{X}_0 = \sum_{i=1}^{19} (C_i - \bar{X}_0) (S'_{2i} - S_{0i}).$$

Освен ефектите $\Delta \bar{X}_{N0}$ и $\Delta \bar{X}_{dmg0}$ съществува и съвместен ефект от едновременните влияния на трите процеса. Той се определя с разликата

$$\Delta \bar{X}_{ndmg} = \Delta \bar{X}_{r20} - \Delta \bar{X}_{N0} - \Delta \bar{X}_{dmg0}.$$

На следващ етап съвместният ефект може да се разпредели между отделните влияния на трите процеса. Най-напред той се разделя пропорционално на двата нетни ефекта: $\Delta \bar{X}_{N0}$ - само от промяната на живородените, и $\Delta \bar{X}_{dmg0}$ - само от общото влияние на умрелите и миграционния прираст през наблюдавания период. Допълнителното остаряване от промяната на живородените е $\Delta \bar{X}'_N = \frac{\Delta \bar{X}_{N0} \times \Delta \bar{X}_{ndmg}}{\Delta \bar{X}_{N0} + \Delta \bar{X}_{dmg0}}$, а допълнителното

остаряване от умрелите и миграционния прираст $\Delta \bar{X}'_{dmg} = \frac{\Delta \bar{X}_{dmg0} \times \Delta \bar{X}_{ndmg}}{\Delta \bar{X}_{N0} + \Delta \bar{X}_{dmg0}}$.

Окончателното, общото или брутното остаряване от промяната на живородените е сумата $\Delta\bar{X}_N = \Delta\bar{X}_{N0} + \Delta\bar{X}'_N$. Другият краен ефект от цялото (брутно) влияние на умрелите и миграционния прираст е сумата $\Delta\bar{X}_{dmg} = \Delta\bar{X}_{dmg0} + \Delta\bar{X}'_{dmg}$

С допълнителния ефект $\Delta\bar{X}'_{dmg}$ се увеличава условната средна възраст \bar{X}'_2 , която отразява общото нетно влияние на умрелите и миграционния прираст върху остаряването през наблюдавания период. Новата средна възраст $\bar{X}''_2 = \bar{X}'_2 + \Delta\bar{X}'_{dmg}$ отразява цялото брутно влияние на умрелите и миграционния прираст върху остаряването.

По-нататък крайното решение на задачата се достига чрез разпределянето на цялото (брутно) влияние на умрелите и миграционния прираст $\Delta\bar{X}_{dmg}$ на два ефекта. Първият $\Delta\bar{X}'_d$ е от общото влияние на умрелите, а вторият \bar{X}'_{mg} - от общото влияние на миграционния прираст. Двата ефекта се дължат на различния общ брой на умрелите и механичния прираст на цялото население, както и на различните интензивности на смъртността и миграционния прираст по възраст. За целта положителният ефект от допълнителните влияния на умрелите и миграционния прираст $\Delta\bar{X}'_{dmg}$ се разпределя между положителните повъзрастови ефекти на остаряването, които са зададени с произведенията $(C_i - \bar{X}_0) \times (S'_{2i} - S_{0i}) > 0$. Чрез получените увеличения на тези ефекти се увеличават и съответните структурни разлики $\Delta S'_i = (S'_{2i} - S_{0i})$. Сумата на увеличения на отрицателните структурни разлики при $(C_i - \bar{X}_0) < 0$ трябва да бъде равна на сумата от увеличенията на положителните структурни разлики при $(C_i - \bar{X}_0) > 0$. Чрез новите увеличени структурни разлики $\Delta S''_i = (S''_{2i} - S_{0i})$ се определят нови намалени относителни дялове S''_{2i} при $(C_i - \bar{X}_0) < 0$ и нови увеличени относителни дялове S''_{2i} при $(C_i - \bar{X}_0) > 0$. Според посоченото условие сумата на намаленията на новите относителни дялове при $(C_i - \bar{X}_0) < 0$ трябва да бъде равна на сумата на увеличенията на новите дялове при $(C_i - \bar{X}_0) > 0$.

По-нататък се съставят разликите $\Delta P'_i = P'_{2i} - P_{0i}$, $D'_i = D'_{1i} + D'_{2i}$ и $MG'_i = MG'_{1i} + MG'_{2i}$. Както беше отбелязано, двете възрастови групи P'_{21} и P'_{22} за първите два възрастови интервала 0-5 и 5-10 години са получени от условните живородени N_{c2} и N_{c1} с интензивностите на смъртността и миграционния прираст през двата петгодишни периода 1991-1995 г. и 1996-2000 г. Аналогично броят на умрелите D'_1 и D'_2 , както и на миграционния прираст MG'_1 и MG'_2 в двата възрастови интервала са условни, защото произлизат също от условните живородени N_{c2} и N_{c1} , независимо че са измерени с интензивностите на смъртността и миграционния прираст за двата периода 1991-1995 г. и 1996-2000 г. За останалите възрасти от 10 години нагоре населението P'_{2i} е реалното P_{r2i} към 31.12.2000 г. За тези възрасти броят на умрелите и на миграционния прираст са реални величини, защото произлизат от началното население P_{0i} към 31.12.1990 г. чрез интензивностите на двата процеса през наблюдавания период. Тук връзката между населението и демографските събития е $\Delta P'_i = D'_i + MG'_i$. Чрез нея структурните разлики $\Delta S''_i$ се разпределят пропорционално на две факторни разлики: $\Delta S''_{di} = \frac{D'_i}{\Delta P'_i} \times \Delta S''_i$ само от влиянието

на умрелите по възраст и $\Delta S''_{mgi} = \frac{MG'_i}{\Delta P'_i} \times \Delta S''_i$ само от влиянието на миграционния прираст по възраст. С получените факторни разлики се пресмятат окончателните възрастови ефекти $(C_i - \bar{X}_0) \times \Delta S''_{di}$ само от влиянието на умрелите и $(C_i - \bar{X}_0) \times \Delta S''_{mgi}$ само от влиянието на миграционния прираст. Двата общи ефекта за всички възрасти са съответните суми:

$$\sum_{i=1}^{19} (C_i - \bar{X}_0) \times \Delta S''_{di} \text{ и } \sum_{i=1}^{19} (C_i - \bar{X}_0) \times \Delta S''_{mgi}.$$

Посочените ефекти са равни на двете факторни разлики $\Delta \bar{X}_d$ и $\Delta \bar{X}_{mg}$. Първата от тях е $\Delta \bar{X}_d = (\bar{X}_2''' - \bar{X}_0)$, където условната средна \bar{X}_2''' , се получава

чрез структурните разлики $\Delta S_{di}''$, а втората разлика е $\Delta \bar{X}_{mg} = (\bar{X}_2^{IV} - \bar{X}_0)$, където условната средна \bar{X}_2^{IV} , се извежда чрез другите структурни разлики $\Delta S_{mgi}''$. Поради ограниченост на изложението, двете средни \bar{X}_2'' и \bar{X}_2^{IV} тук не са представени аналитично. Окончателно според крайното решение на втората задача общото остаряване се представя с алгебричната сума на трите ефекта - $\Delta \bar{X}_{r20} = \Delta \bar{X}_N + \Delta \bar{X}_d + \Delta \bar{X}_{mg}$.

Приложение на комплексния модел и анализ на получените резултати

Според предлаганата методика общото остаряване на мъжете възлиза на $\Delta \bar{X}_{r20} = 2,28$ години, а на жените $\Delta \bar{X}_{r20} = 3,01$ години.⁸ По-голямото остаряване на жените се дължи на тяхната по-голяма преживяемост, което се потвърждава с резултатите от анализа за основните възрастови интервали на табл. 1.

Таблица 1

Остаряване на населението по пол и основни възрастови групи през 1990 - 2000 г. (в години)

Пол	0 – 15 години	15 - 65 години	65+ години	Всичко
Мъже	+1.42	- 0.08	+ 0.94	+ 2.28
Жени	+ 1.49	+ 0.08	+ 1.44	+ 3.01

Според табл. 1 най-голямо е остаряването в най-младите възрасти 0-15 години, съответно 1.42 години за мъжете и 1.49 за жените. Както ще се види по-нататък, това най-голямо остаряване се дължи на силното намаление на живородените – при мъжете от 608 365 момчета през предходния период 1981-1990 г. на 395 310 през 1991-2000 г., а при жените съответно от 576 083 на 373 187 момичета. За следващия, най-голям възрастов интервал - 15-65 години, при мъжете се наблюдава едно, макар и слабо, подмладяване с 0.08 години, докато при жените със същата величина има остаряване. Още по-значителна е разликата по пол в последния интервал на най-високите възрасти, където остаряването на мъжете е с 0.94 години, докато на жените то е по-голямо с 1.44 години. Интересен е обаче резултатът за подмладяването на мъжете в средния интервал - 15-65 години. Независимо че е малък, той е обективен, защото се потвърждава с двете средни възрасти на мъжете в този интервал към 31.12.2000 г. и 31.12.1990 г. Те са съответно $r2\bar{X}_{15-65} = 38,95$ г. и $0\bar{X}_{15-65} = 39,14$ г.,

⁸ За по-голяма точност всички резултати са дадени до втория десетичен знак.

откъдето тяхната разлика $\Delta\bar{X}_{15-65} = 38,95 - 39,14 = -0,19$ години показва още по-голямо подмладяване. Този резултат обаче е неточен, защото представлява разлика на две осреднени повъзrastови разпределения само в интервала 15-65 години. С предлаганата методика подмладяването е по-точно, защото тя отчита промените на относителните дялове на всички възрасти. Същевременно, ако се използва само разликата между общите относителни дялове на мъжете в разглеждания интервал, както се прави най-често на практика, се получава едно незначително, но все пак положително число 0.02, което означава остаряване. При жените слабото остаряване в интервала 15-65 години с 0.08 години се подкрепя с малко по-голямо остаряване чрез разликата между техните средни възрасти: $\Delta\bar{X}_{15-65} = 39,81 - 39,69 = 0,12$ години. По този начин още веднъж се потвърждава обективността и чувствителността на използваната методика.

Посочените на табл. 1 ефекти от общото остаряване представляват сумарни резултати от ефектите, които възникват при запазените интензивности на трите процеса и при техните промени. Отделните резултати за тях са представени на табл. 2.

Таблица 2

Остаряване на населението по пол и основни възрастови групи при запазени и променени интензивности на демографските процеси през 1991-2000 г. (в години)

Основни възрастови групи	При запазени интензивности на процесите от 1981-1990 г.		От промени на интензивностите на процесите през 1991-2000 г.		Общо остаряване през 1990-2000 г.	
	мъже	жени	мъже	жени	мъже	жени
0-15	+0.35	+0.43	+1.07	+1.06	+1.42	+1.49
15-65	- 0.02	+0.03	- 0.06	+0.05	- 0.08	+0.08
65 +	+0.82	+1.02	+0.12	+0.42	+0.94	+1.44
Всичко	+1.15	+1.48	+1.13	+1.53	+2.28	+3.01

Ефектите за общото остаряване при запазени интензивности на трите процеса от периода 1981-1990 г. са поместени на последния ред на табл. 2. За мъжете $\Delta\bar{X}_{c20} = \bar{X}_{c2} - \bar{X}_0 = 37,88 - 36,73 = 1,15$ години, докато за жените това остаряване е по-голямо, защото $\Delta\bar{X}_{c20} = 40,12 - 38,64 = 1,48$ години. Както се вижда, има остаряване и само от същите интензивности на процесите от предходния период. По-нататък от анализа за основните възрастови интервали се установява, че най-голямо е остаряването в последния интервал за високите възрасти на 65 и повече години, по-слабо е в първия интервал на детските възрасти до 15 години и незначително за жените с 0.03 години в най-големия среден интервал. За мъжете в този интервал се получава известното подмла-

дяване, което е съвсем слабо, защото е едва 0.02 години. Реалността на това подмладяване може да се потвърди с известната разлика между двете средни възрасти на мъжете за същия интервал в края и началото на разглеждания период. Най-напред при условията на запазени интензивности от предходния период $\Delta\bar{X}_{15-65} = c_2\bar{X}_{15-65} - \bar{X}_{15-65} = 39,1395 - 39,1398 = -0,0003$ години. Практически разликата не показва промяна, защото такава има само в четвъртия десетичен знак. Като неточен показател обаче тя може да подсказва някакво съвсем слабо подмладяване. От своя страна разликата между относителните дялове на мъжете в средния възрастов интервал е също много малка – $0.6630 - 0.6711 = -0.0083$ и показва подмладяване.

Следващото остаряване, представено на табл. 2, е от промените на интензивностите на процесите през 1991-2000 г. спрямо предходния период 1981-1990 г. Общият ефект на това остаряване за мъжете се оценява с $\Delta\bar{X}_{r_2c_2} = \bar{X}_{r_2} - \bar{X}_{c_2} = 39,01 - 37,88 = 1,13$ години, докато за жените съответната разлика е $41.65 - 40.12 = 1.53$ години. Тези резултати на практика са почти равни на резултатите при запазените интензивности на процесите независимо от малко по-голямото остаряване на жените при променените интензивности.

Както при запазените интензивности на процесите, така и при техните промени остаряването на жените е по-голямо в основните възрастови интервали. За разлика обаче от ефектите при запазените интензивности тук най-голямо е остаряването в първия възрастов интервал 0-15 години. Той обуславя и по-високите стойности на остаряването на двата пола в същия интервал. Главна причина за това остаряване е отбелязаното по-напред силно намаление на живородените през наблюдавания период 1991-2000 г. спрямо предходния 1981-1990 г. В средния най-голям интервал 15-65 години остаряването на жените е най-малко. Заедно с още по-малкото остаряване при запазените интензивности на процесите се получава слабото общо остаряване на жените в този интервал. За разлика от тях при мъжете се констатира известно подмладяване в средния възрастов интервал с 0.06 години. То се потвърждава и с разликата между техните средни възрасти $\Delta\bar{X}_{15-65} = r_2\bar{X}_{15-65} - c_2\bar{X}_{15-65} = 38,95 - 39,14 = -0,19$ години. За това, макар и слабо, подмладяване има две основни причини, които поради ограниченост на изложението не са представени с данни. Първата причина е, че интензивностите на смъртността през периода 1991-2000 г. са по-големи от тези на отрицателния миграционен прираст. За разлика от този период началният 1981-1985 г. се характеризира със слаб, но положителен миграционен прираст в повечето възрасти на интервала 15-65 години. Втората причина е, че в средните и по-високите възрасти на същия интервал смъртността се е увеличила през периода 1991-2000 г. в сравнение с 1981-1990 г. Това увеличение води до намаление на относителните дялове в посочените възрасти, а чрез тях - до слабо намаление на средните възрасти

или до подмладяване. Ако се използва само известната разлика между относителните дялове на мъжете $0.6926 - 0.6630 = 0.0296$, тя показва едно, макар и слабо, остаряване. В заключение тези сравнения потвърждават още веднъж извода, че прилаганата методика е по-прецизна и точна в сравнение с другите методи.

Представените на табл. 2 числа представляват обобщени резултати от крайното решение на първата задача на остаряването. Табл. 3 съдържа обобщените резултати от решението на втората задача, която е и крайна цел на факторния анализ. На нея са поместени ефектите по пол от влиянията на трите фактора на остаряването през наблюдавания период 1991-2000 г.

Таблица 3

Остаряване на населението по пол от промени на живородените и от различни интензивности на смъртността и външната миграция по възраст през 1990-2000 г. (в години)

Пол	Фактори			Общо остаряване
	Промени на живородените	Умрели по възраст	Миграционен прираст по възраст	
Мъже	1.31	0.61	0.36	2.28
Жени	1.26	1.12	0.63	3.01

Според поместените в табл. 3 резултати най-голям е първият ефект от промените на живородените през периода 1991-2000 г. спрямо 1981-1990 г. При мъжете той е незначително по-голям от ефекта за жените. Тези най-големи ефекти са получени от следните данни за живородените и техните промени през двата сравнявани периода:

За мъжете реалните живородени през периода 1991-2000 г. са $N_1 = 216284$, а през следващия 1996-2000 г. $N_2 = 179026$ момчета (вж. фигурата). Последното число показва силното намаление на живородените през втория период. Още по-големи са намаленията на реалните живородени в сравнение с условните живородени за тези периоди при запазени повъзrastови фертилности на жените от предходните два периода 1981-1985 и 1986-1990 г. Условните живородени момчета са $N_{c1} = 294170$ и $N_{c2} = 275615$ (вж. фигурата). Разликата между реалните и условните живородени момчета за първия период 1991-1995 г. е $\Delta N_1 = 216284 - 294170 = -77886$ намалени живородени, а за втория период 1996-2000 г. $\Delta N_2 = 179026 - 275615 = -96589$, които са намалели живородени само от промените на повъзrastовата фертилност на жените. Отбелязаните промени са довели до силно намаление на реалния брой на момчетата спрямо техния условен брой в първите два възрастни интервала 0-5 и 5-10 години към 31.12.2000 г. Съответните

разлики между техния реален и условен брой към 31.12.2000 г. са $\Delta P_1 = P_{r21} - P_{c21} = 166086 - 256437 = -90351$ намалели момчета на възраст 0-5 години и $\Delta P_2 = P_{r22} - P_{c22} = 197693 - 271717 = -74024$ на възраст 5-10 г. Съответните структурни разлики за двата възрастови интервала 0-5 и 5-10 години са $\Delta S_1 = S_{r21} - S_{c21} = 0,0429 - 0,0632 = -0,0203$ и $\Delta S_2 = S_{r22} - S_{c22} = 0,0511 - 0,0670 = -0,0159$. Чрез тях и посочените за ΔN_j и ΔP_i се намират факторните структурни разлики ΔS_{Ni} само от промените на живородените. По-конкретно за първия възрастов

интервал 0-5 години се получава $\Delta S_{N1} = \frac{\Delta N_2}{\Delta P_1} \times \Delta S_1 = \frac{-96589}{-90351} \times (-0,0203) = -0,0217$, а

за втория 5-10 години - $\Delta S_{N2} = \frac{\Delta N_1}{\Delta P_2} \times \Delta S_2 = \frac{-77886}{-74024} \times (-0,0159) = -0,0167$. С

изчислените факторни разлики се оценява първият нетен ефект на остаряването на мъжете само от промените на живородените:

$$\Delta \bar{X}_{N0} = (2,5 - 36,73) \times (-0,0217) + (7,5 - 36,73) \times (-0,0167) = 1,23 \text{ г.}$$

Аналогично е определен ефектът $\Delta \bar{X}_{N0}$ за жените. Реалните живородени

момчета през 1991-1995 г. са $N_{r1} = 204569$, а през 1996-2000 г. $N_{r2} = 168618$.

Или подобно на момчетата и при момчетата се наблюдава силно намаление на живородените през втория петгодишен период. Съответните условно живородени момчета са $N_{c1} = 277825$ и $N_{c2} = 261728$, откъдето $\Delta N_1 = N_{r1} - N_{c1} = -73256$

и $\Delta N_2 = N_{r2} - N_{c2} = -93110$ по-малко живородени момчета само от промените

на повъзравостата фертилност на жените. Разликите между броя на реалните и условните момчета към 31.12.2000 г. за първите два възрастови интервала са

$\Delta P_1 = P_{r21} - P_{c21} = 157122 - 244395 = -87273$ намалели момчета в интервала

0-5 години и $\Delta P_2 = 187876 - 257118 = -69242$ намалели момчета в следва-

щия интервал 5-10 години. Структурните разлики за двата възрастови интервала са $\Delta S_1 = 0,0386 - 0,0575 = -0,0189$ и $\Delta S_2 = 0,0461 - 0,0605 = -0,0144$.

Съответните факторни структурни разлики само от промените на живородените момчета са $\Delta S_{N1} = \frac{-93110}{-87273} \times (-0,0189) = -0,0202$ за първия възрастов ин-

тервал - 0-5 години, и $\Delta S_{N2} = \frac{-73256}{-69242} \times (-0,0144) = -0,0152$ за втория - 5-10 г.

Оттук нетният ефект $\Delta\bar{X}_{N0}$ за остаряването на момчетата само от промените на живородените е $\Delta\bar{X}_{N0} = (2,5 - 38,64) \times (-0,0202) + (7,5 - 38,64) \times (-0,0152) = 1,21$ години. Или нетният ефект $\Delta\bar{X}_{N0}$ за момчетата е приблизително равен на ефекта за момчетата.

Следващият ефект $\Delta\bar{X}_{dmgo}$ отразява общото влияние на умрелите и миграционния прираст през наблюдавания период без съвместния ефект от влиянието на трите процеса. За мъжете $\Delta\bar{X}_{dmgo} = \bar{X}'_2 - \bar{X}_0 = 37,65 - 36,73 = 0,92$ години остаряване. От своя страна съвместният ефект е $\Delta\bar{X}_{ndmg} = \Delta\bar{X}_{r20} - \Delta\bar{X}_{N0} - \Delta\bar{X}_{dmgo} = 2,28 - 1,23 - 0,92 = 0,13$ години остаряване. Полученият съвместен резултат се разпределя пропорционално на двата нетни ефекта: $\Delta\bar{X}_{N0} = 1,23$ години остаряване само от промяната на живородените момчета и $\Delta\bar{X}_{dmgo} = 0,92$ - само от общото влияние на умрелите и миграционния прираст на мъжете през наблюдавания период 1991-2000 г. При тези данни допълнителното остаряване на мъжете от промяната на живородените е $\Delta\bar{X}'_N = \frac{1,23 \times 0,13}{1,23 + 0,92} = \frac{0,16}{2,15} \approx 0,08$ години остаряване. Другото допълнително остаряване от умрелите и миграционния прираст е $\Delta\bar{X}'_{dmg} = \frac{0,92 \times 0,13}{1,23 + 0,92} = \frac{0,12}{2,15} \approx 0,05$ години остаряване. Или общото (брутно) остаряване на мъжете от промяната на живородените е $\Delta\bar{X}'_N = \Delta\bar{X}_{N0} + \Delta\bar{X}'_N = 1,23 + 0,08 = 1,31$ години (вж. табл. 3). Другият краен ефект от цялото (брутно) влияние на умрелите и миграционния прираст през наблюдавания период е $\Delta\bar{X}_{dmg} = \Delta\bar{X}_{dmgo} + \Delta\bar{X}'_{dmg} = 0,92 + 0,05 = 0,97$ години остаряване. По-нататък положителният ефект от допълнителното влияние на умрелите и миграционния прираст $\Delta\bar{X}'_{dmg} = 0,05$ г. (по-точно 0.054264 години) е разпределен между положителните повъзрастови ефекти на остаряването $(C_i - \bar{X}_0) \times (S'_{2i} - S_{oi}) > 0$. Чрез тези увеличени ефекти се пресметнати и съответните увеличени структурни разлики $\Delta S'_i = (S'_{2i} - S_{oi})$, които се превръщат в структурните разлики $\Delta S''_i = (S''_{2i} - S_{oi})$. След това

изчислените разлики между условното население P'_{2i} и реалното население P_{oi} на мъжете или $\Delta P'_i = P'_{2i} - P_{oi}$ се представят като алгебрични суми от съответните умрели D'_i и миграционни прирасти MG'_i по възраст, или $\Delta P'_i = D'_i + MG'_i$. Чрез тях структурните разлики $\Delta S''_i$ са подразделени на двете факторни разлики $\Delta S''_{di} = \frac{D'_i}{\Delta P'_i} \times \Delta S''_i$ и $\Delta S''_{mgi} = \frac{MG'_i}{\Delta P'_i} \times \Delta S''_i$. С известните изрази $(C_i - \bar{X}_0) \times \Delta S''_{di}$ и $(C_i - \bar{X}_0) \times \Delta S''_{mgi}$ са пресметнати повъзрастовите и общи ефекти само от влиянието на умрелите и само от влиянието на миграционния прираст през наблюдавания период. За мъжете общият ефект от влиянието на умрелите е $\Delta \bar{X}_d = 0,61$ години остаряване, а ефектът само от влиянието на миграционния прираст е по-малък, защото $\Delta \bar{X}_{mg} = 0,36$ години. Двата резултата са поместени на табл. 3. Сумата на трите факторни ефекта е равна на общото остаряване 2.28 години.

По аналогичен начин след извършване на всички отбелязани процедури за жените се получава $\Delta \bar{X}_d = 1,12$ години остаряване, което е по-голямо от остаряването на мъжете. Също по-голям е ефектът на остаряването на жените само от миграционния прираст, защото $\Delta \bar{X}_{mg} = 0,63$ години. Сумата на трите факторни ефекта е също равна на общото остаряване на жените 3.01 години (вж. табл. 3). Прави впечатление, че влиянието на умрелите върху остаряването е по-голямо това на миграционния прираст и при двата пола. Оттук може да се направи изводът, че анализът чрез сравнението на реалното население в началото и края на наблюдавания период е по-точен от анализа с предварително зададени хипотетични населения, както е при другите модели. По-големите влияния на умрелите могат да се обяснят с факта, че техният общ брой за мъжете за целия наблюдаван период 1991-2000 г. е 621 948, докато от външната миграция общото намаление на мъжете е само 175 092, или умрелите са над 3.5 пъти повече от общото миграционно салдо. Друга особеност на тези две различни влияния е, че броят на умрелите за двата отделни петгодишни периода е много близка величина - съответно 306 294 мъже през 1991-1995 г. и 315 654 през 1996-2000 г. За разлика от тях отрицателното миграционно салдо на мъжете през 1991-1995 г. е -129 796, а за 1996-2000 г. - само -45 296. Посочените числа показват силно намаление на миграцията през втория период 1996-2000 г., възлизаща средногодишно на около - 9000 мъже срещу приблизително - 26 000 през първия период 1991-1995 г.

Аналогични различия между умрелите и миграционния прираст се наблюдават и при жените. Броят на умрелите жени за целия период 1991-2000 г. е 516 451, а тяхното отрицателно миграционно салдо е само –184 659, или приблизително 2.8 пъти по-малко от умрелите. В сравнение с отрицателното салдо на мъжете това на жените е по-голямо с –9567 и показва малко по-голяма миграция през наблюдавания период. Вероятно след малко по-голяма миграция на мъжете през предшестващия период 1986-1990 г. с външно миграционно салдо от –162 084 мъже срещу –156192 жени последните са емигрирали предимно след мъжете и поради това имат малко по-голяма миграция през следващите периоди. Независимо от тази връзка между двата пола обаче вероятно се увеличава и тенденция на самостоятелното движение на жените. Това се потвърждава и с данни за тяхната миграция през двата периода - 1991-1995 и 1996-2000 г. Външно миграционното салдо за първия период е –137 605 жени, а за втория само –47054 жени, или средногодишно около –27 500 и –9400 жени. Тези числа са малко по-големи от отбелязаните за мъжете. В заключение може да се добави, че комплексният модел може да се прилага за измерване и анализ на остаряването не само на общото население, но и на всякакви негови групи като икономически активното, работната сила, заетите, етническите групи и др. Не по-малко важни са измерванията и анализа на влиянията на отделните демографски процеси върху остаряването в прогнозите за населението и особено на ефектите от бъдещите миграционни политики. Методът може да се използва както на макроравнище, така и в териториален разрез. Като частен случай без влиянието на живородените той може да се прилага и на микроравнище, например за остаряването на човешките ресурси на фирмено равнище. В този случай анализът включва само влиянието на прирастите (постъпили – напуснали) и на умрелите заети по възраст.

11.III.2008 г.