

РЕПУБЛИКА БЪЛГАРИЯ
REPUBLIC OF BULGARIA



НАЦИОНАЛЕН СТАТИСТИЧЕСКИ ИНСТИТУТ
NATIONAL STATISTICAL INSTITUTE

СТАТИСТИКА

STATISTICS

1-2/2012

СОФИЯ, 2013
SOFIA, 2013

Three decorative wavy lines in black, starting from the left edge and curving upwards and then downwards towards the right edge, positioned at the bottom of the page.

УВАЖАЕМИ ЧИТАТЕЛИ,

За разширяване на разпространението на информацията от преброяването на населението и жилищния фонд, повишаването на нейната обществена приложимост и полезност Редакцията на сп. „Статистика”, орган на НСИ, взе решение в поредни броеве да бъдат представени в текстови и табличен вид основни статистически данни за населението и жилищния фонд. За някои важни социални проблеми и обхванатото в тях население ще бъдат публикувани авторски аналитични материали. Ще продължи и публикуването на теоретични, методологични и аналитични материали от областта на статистическата теория и практика и анализиране на социалните и икономическите процеси.

В този брой са представени и анализирани данни от наблюдението на сградния и жилищния фонд и за условията на живот на населението към 1.02.2011 година. С цел да се проследи изменението в състоянието на жилищния фонд са включени и аналитични материали, разработени въз основа на данни от предишни преброявания на населението и жилищния фонд.



СЪДЪРЖАНИЕ

Стр.

ТЕОРИЯ И МЕТОДОЛОГИЯ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ ИЗУЧАВАНИЯ

Иванка Съикова	Методологически и теоретични проблеми в статистическата наука	9
Емил Христов	Факторни модели за общото влияние на повъзрастовата смъртност върху изменението на средната продължителност на живота	27

СТАТИСТИЧЕСКИ ИЗСЛЕДВАНИЯ И АНАЛИЗИ

Марта Сугарева	Напречните синтетични коефициенти в демографията	51
Петя Брайнова	Влиянието на индекса на телесната маса и тютюнопушенето върху разликата в средната продължителност на предстоящия живот	67
Богдан Богданов, Десислава Димитрова	Паралели, същност и особености на изследванията „Наблюдение на домакинските бюджети” и „Статистика на доходите и условията на живот”	90
***	Преброяване на населението и жилищния фонд в Република България през 2011 година - анализ на данните за жилищния фонд	107

ИСТОРИЧЕСКО РАЗВИТИЕ НА СТАТИСТИЧЕСКАТА ТЕОРИЯ И ПРАКТИКА

Стамен Маринов	Характеристика на някои страни от жилищните условия на населението (Според резултатите от преброяването на жилищния фонд на 1.XII.1965 г.) (Препечатка със съкращения)	131
***	Преброяване на населението, жилищния фонд и земеделските стопанства в Република България през 2001 година - анализ на данните за жилищния фонд (Препечатка със съкращения)	143

ИНФОРМАЦИИ, РЕЦЕНЗИИ, КОНСУЛТАЦИИ

Пенка Пейковска	Българските общности в Унгария през XIX-XX век. Миграции и историко-демографска характеристика	168
-----------------	--	-----

СОДЕРЖАНИЕ

Стр.

**ТЕОРИЯ И МЕТОДОЛОГИЯ СТАТИСТИЧЕСКИХ
ИССЛЕДОВАНИЙ**

Иванка Сыйкова	Методологические и теоретические проблемы в статистической науке	9
Емил Христов	Факторные модели общего воздействия повозрастной смертности на изменение средней продолжительности жизни	27

СТАТИСТИЧЕСКИЕ ИССЛЕДОВАНИЯ И АНАЛИЗЫ

Марта Сугарева	Поперечные синтетические коэффициенты в демографии	51
Петя Брайнова	Воздействие индекса массы тела и курения на разницу в средней продолжительности предстоящей жизни	67
Богдан Богданов, Десислава Димитрова	Параллели, сущность и особенности исследований „Обследование бюджетов домашних хозяйств” и „Статистика доходов и условий жизни”	90
***	Перепись населения и жилого фонда в Республике Болгарии в 2011 году - анализ данных о жилом фонде	107

**ИСТОРИЧЕСКОЕ РАЗВИТИЕ СТАТИСТИЧЕСКОЙ
ТЕОРИИ И ПРАКТИКИ**

Стамен Маринов	Характеристика некоторых сторон жилищных условий населения (По итогам Переписи жилого фонда на 1 декабря 1965 года) (Перепечатка со сокращениями)	131
***	Перепись населения, жилого фонда и сельскохозяйственных хозяйств в Республике Болгарии в 2001 году - анализ данных о жилом фонде (Перепечатка со сокращениями)	143

ИНФОРМАЦИИ, РЕЦЕНЗИИ, КОНСУЛЬТАЦИИ

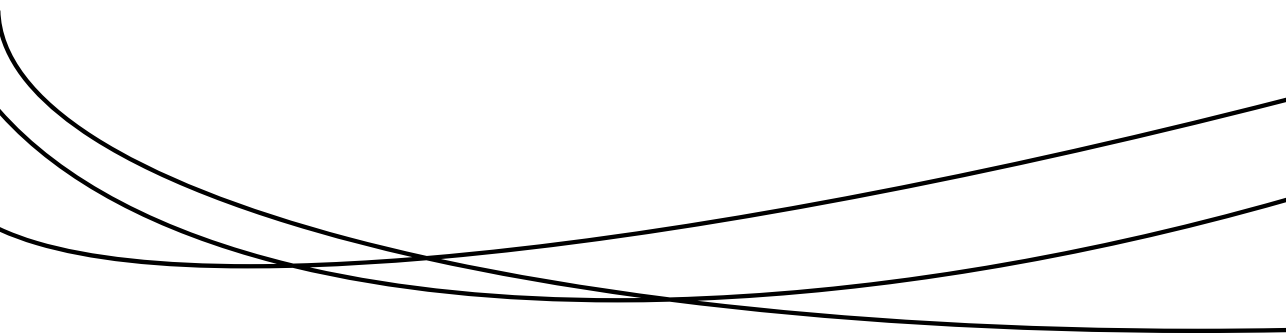
Пенка Пейковска	Болгарские сообщества в Венгрии в XIX-XX веках. Миграции и историко-демографическая характеристика	168
-----------------	--	-----



CONTENTS

	Page
THEORY AND METHODOLOGY OF THE STATISTICAL SURVEYS	
Ivanka Saykova	Methodological and theoretical problems in statistical science 9
Emil Hristov	Factor models for the general impact of mortality by age on the change in the expectation of life 27
STATISTICAL SURVEYS AND ANALYSIS	
Marta Sugareva	Synthetic (total) rates in demography 51
Petya Braynova	The body mass index effect and tobacco smoking effect on the difference in life expectancy 67
Bogdan Bogdanov, Desislava Dimitrova	Parallels, nature and characteristics of research “Household Budgets Survey” and “Statistics on Income and Living Conditions” 90
***	Census of Population and Housing Fund in the Republic of Bulgaria in 2011 - analysis of housing fund data 107
HISTORICAL DEVELOPMENT OF THE STATISTICAL THEORY AND PRACTICE	
Stamen Marinov	Characteristics of some sides of the living conditions of the population (According to the Census of Housing Fund as of 1.12.1965) (Reprint with cuts) 131
***	Population, Housing Fund and Farms Census in the Republic of Bulgaria in 2001 - analysis of housing fund data (Reprint with cuts) 143
INFORMATION, REVIEWS, CONSULTATIONS	
Penka Peykovska	Bulgarian communities in Hungary in the 19 th - 20 th centuries. Migrations and historical-demographic review 168

**ТЕОРИЯ И МЕТОДОЛОГИЯ НА
СТАТИСТИЧЕСКИТЕ ИЗУЧАВАНИЯ**





МЕТОДОЛОГИЧЕСКИ И ТЕОРЕТИЧНИ ПРОБЛЕМИ В СТАТИСТИЧЕСКАТА НАУКА

*Иванка Съикова**

1. Обща постановка

Въпреки повече от 260 годишната си история предметът на статистическата наука все още не е определен ясно и еднозначно. Неясен остава и характерът на тази наука. В научен оборот са различни виждания за предмета и съдържанието на статистическата наука, подкрепяни от различни групи изследователи и практически дейци. Ще припомня, че през 50-те години на ХХ в. в бившия Съветски съюз се разгръщат разгорещени дискусии по предмета на статистиката. От тях се появиха 156 дефиниции на предмета. В днешно време нееднозначните визии за предмета продължават¹.

- Една от тях представя статистиката като конкретно-предметна наука. Според това виждане статистиката се определя като наука за проектиране, организиране и провеждане на изследвания на масови явления в тяхната съвкупностна форма на проявление².

- Второто виждане представя статистиката като абстрактна, методологическа наука, която формира правилата на научното изследване. Сигурно за това редица автори я причисляват към математическите науки. Преди повече от 10 години J. Friedman пише: „Ние (статистиците - б.м.) просперираме в степента, в която създаваме полезни методи”³, т.е. статистиката се вижда като методологическа наука. В широко използвания в западноевропейските университети, в САЩ и другаде учебник „Introduction to the Practice of Statistics” (2009/Р. XXXVII) на D. Moore, G. MacCabe и B. Craig статистиката се представя като наука за данни (Science of data), и още: „Макар статистиката да е математическа наука тя не е поле на математиката и не би трябвало да се преподава като такава”.

- Има автори, които причисляват статистиката едновременно към абстрактно-методологическите и конкретно-предметните науки. Този дуализъм

* Професор, д.ик.н., катедра „Статистика и иконометрия”, УНСС.

¹ Тези проблеми са дискутирани в непубликуван доклад, изнесен на Международна научна конференция „Изследователски методи и технологии в икономическите и социални науки”, 6 - 7 октомври 2012 г., организирана от Пловдивския университет „Паисий Хилендарски”.

² Вж. Цонев, В., Ив. Съикова (2008). Статистиката - наука за проектиране, организация и провеждане на изследвания на масови явления. Статистика, кн. 1, с. 3 - 20, С.

³ Вж. Friedman, J. (2001). The Role of Statistics in the Data Revolution. International Statistical Review, 69, 1. P. 9, ISI.

не се поддава на логическа обосновка и е трудно защитим. Истина е, че статистическият подход и методи намират приложения в различни области на познанието и социалната практика (за които те имат безспорно методологическо значение), но науката статистика не би могла да се приеме едновременно като абстрактна математическа наука и като конкретно-предметна.

- През последните години се появиха виждания, които причисляват статистиката към информационните науки. Да, тя наистина произвежда статистически информационни продукти, но не сами за себе си, а като средство за изследване и характеризирание на масови явления в съвкупна, агрегирана форма.

- За нейния предмет битуват и други доста крайни виждания. Според едно от тях „Статистиката е наука за управление на несигурността”⁴. То също трудно се поддава на логична обосновка. И в теорията, и на практика статистиката никога не се е смятала и едва ли има основания да се смята за управленска наука, включително и в областта на рисковете. Вероятностните и други оценки и прогнози, които тя произвежда, имат отношение към изследване на риска и могат да обслужват управлението на риска, но не принадлежат към него. И сами по себе си не могат да се приравняват с науката за управлението. Те са само средство, което може да подпомага управлението на рискове. Според друг български автор пък, за обща теория на статистиката изобщо нямало място, тъй като тя била „(не)наука”⁵.

- Относно предмета и характера на статистиката се придържам към първата версия, но в разглеждания случай това няма пряко отношение към обсъжданите проблеми. От значение е фактът, че ако една наука не е определила своя предмет, характер и съдържание (при това в продължение на повече от 260 години), подобно обстоятелство не може да не се отрази неблагоприятно върху нейното развитие. Точно това се е случило и със статистиката.

2. Липсват фундаменталният теоретичен и методологически корпуси

- Акцентите в случая са върху обсъждането на най-съществените последици (по-точно вредите) върху развитието на двата фундаментални корпуса на статистическата наука - теоретичния и методологическия, както и върху последиците за практическите статистически изследвания. Преди да направя това обаче, изглежда разумно да припомним накратко очакваните основни компоненти в двата фундамента, за които става дума.

⁴ Вж. Fisher, N. (2001). Critical issues for Statistics in the Next Two Decades. International Statistical Review, 69, 1. P. 3, ISI.

⁵ Цитирано по Цонев, В., Ив. Съйкова (2008). Статистиката - наука за проектиране, организация и провеждане на изследвания на масови явления, Статистика, кн. 1, с. 3 - 20, С.



- Към фундаменталния теоретичен корпус на една наука принадлежат такива съществено важни компоненти като: а) нейният обект, предмет и характер, функциите, ролята и мястото ѝ в задоволяване на определени потребности на обществото; б) областта и границите на изследователските полета и връзките ѝ с други сродни науки (в случая се имат предвид връзките на статистиката с теория на вероятностите, математическата статистика, теория на множествата, информатиката, а също с философията и логиката); в) в този фундамент се включват още основните принципи, включително аксиоматиката, върху които тя се изгражда; г) тук е мястото и на елементите на изучавания обект и предмет; д) систематизациите и класификациите на последните; е) също на теоретичните модели за обекта, факторната му обусловеност и механизмите на функциониране; ж) специфичният понятиен апарат и редица други неща.

- Но ако още не сме си изяснили и не сме уточнили характера, предмета и съдържанието на статистическата наука е много трудно (или просто невъзможно) да развиваме пълноценно компонентите на фундаменталния теоретичен корпус. По-долу ще се опитам да покажа, че немалко от елементите на теорията на статистиката остават все още неразвити и недостатъчно изяснени.

Любопитен факт е, че дори и при толкова различни виждания за характера и предмета на статистиката, сред учените е налице относително еднозначно разбиране за изследователското поле на приложение на статистическите знания. Това поле се отнася до масовите явления. По тази причина занимаващите се със статистика никога не пропускат да отбележат този факт в учебната и друга специална литература.

Логично беше тогава да очакваме развитието на една теория за изследване на масовите явления. Това обаче още не се е случило. И такава обща теория все още не е създадена. Днес знанията ни за масовите явления се ограничават до отделни фрагменти от тях (третиращи в съвкупностната им форма на проявление). Конкретни знания за тях предлага теорията на разпределенията и техните разновидности. Известни знания за тях предлагат теория на множествата и отчасти теория на измерванията. Но трябва да признаем, че знанията от тях рядко се отнасят до изследването на масовите явления като нещо цяло, т.е. като статистически съвкупности или агрегати, за които са характерни собствени специфични свойства, отношения и закономерности на проявление. За развита цялостна теория, посветена на изследване на масовите явления днес и дума не може да става. Статистиците още не са изяснили убедително какво всъщност означава оценката „средно 1.47 броя деца в семейството”. Тази

оценка не се отнася за отделно семейство, а за изследваната съвкупност като цяло. Тя характеризира една съвкупност в нейното конкретно проявление. Аналогично коефициентите на корелация и регресия не характеризират връзки между отделни единици, а връзки между разпределения.

- Не е трудно да се досетим, че това състояние на нещата (продължило толкова дълго време) няма как да не се отрази неблагоприятно и върху развитието на методологическия фундамент на статистическата наука.

- В методологическия фундамент на една наука очакваме да присъстват такива основни компоненти като: а) познавателните задачи; б) принципите и подходите на научните изследвания; в) логиката, залегнала в процеса на познанието; г) модели на познавателния процес при различни типове изследователски задачи, както и модел/и на самия производствен процес на статистическото изследване (СИ); д) методите и техниките за осигуряване на емпиричната информация и нейният анализ с изясняване на техните познавателни възможности, полета на приложение и ограничения; е) общите критерии за валидността на резултатите от изследванията; ж) основни систематизации на подходите, методите и техниките; з) рисковете за грешки, стратегиите за защита от тях и други важни неща.

3. Последниците

Вглеждайки се внимателно в двата фундаментални корпуса на статистическата наука, установяваме, че в тях съществуват основни нерешени проблеми, които са съществено важни. Налице са бели полета и дори напълно свободни изследователски ниши. Накратко, най-важните от тях се отнасят до следното:

- Налице е асиметричност в развитието на теорията и методологията на статистиката. Дори един бегъл поглед разкрива, че досега по-активно са се развивали методите, главно тези, основани на теория на вероятностите, **но не само те**. За сметка на това теорията на масовите явления в тяхната съвкупностна форма (която лежи в основата на всяко СИ) се намира едва ли не в зачатъчно състояние. Сам по себе си този факт свидетелства за разкъсване на органично присъщите връзки между теорията и методологията с всички неблагоприятни последици от това. Така се пренебрегва един от основните принципи на познанието. Според този принцип развитието на една наука в перспектива е немислимо без връзките между теория и методология, както и между теорията и практиката. В обясненията си за тази явно осъзната аномалия някои автори се позовават на постиженията на теория на множествата и на теория на измерванията. Постигания в тези две области, разбира се, има,



но те практически рядко се отнасят до изследване на масовите явления като нещо цялостно, т.е. като съвкупности или агрегати. А известно е, че освен като съвкупности, масовите явления могат да се изследват и по други начини. Например като системи или като множества, т.е. без да се изследват разпределенията на единиците на последните. Други смятат, че функциите на такава теория изпълнява математическата статистика. Но да се приема това, значи да се отрече практиката на онези статистически изследвания, в които не се използват вероятностните модели и методи. А такива безспорно присъстват в практиката (например изчерпателните преброявания).

Става дума за развитие на онтологията, епистемологията и логиката, валидни не за индивидуалния, а за колективния (в случая съвкупностен) подход, единствено приемлив при изследване на масовите явления в тяхното колективно (съвкупностно) проявление. В. Цонев (1996, Статистика, кн. 5 и 6) изтъква, че развитие от индивидуален към съвкупностен подход се наблюдава в някои частни науки. Например понятията в Нютоновата динамика преминават в понятия на квантовата механика, понятията от микроикономиката преминават в понятия на макроикономиката и други. В случая се имат предвид такива основополагащи елементи като категориалния апарат, класификации и систематизации, свойства, причинни връзки и други зависимости и закономерности на масовите явления. Това важи и за епистемологията на тяхното изследване. Става дума за теорията (закономерностите) на процеса на познание, валидна именно за съвкупностната форма на изследванията.

- Много сериозни са последиците, породени от обстоятелството, че през последното столетие математическите методи са се развивали без необходимата им теоретична основа, т.е. без теорията на масови явления в тяхното съвкупностно проявление. Както бе подчертано, такава цялостна теория в действителност липсва. Вероятно по тази причина някои от създадените методи, включени в научен оборот и широко прилагани, остават нерелевантни на познавателните задачи на статистическите изследвания. И прилагането им нерядко показва сериозни дефекти.

Предполага се, че във фундамента на статистическите методи е заложена идеята за статистическата съвкупност и нейните закономерности. Това всъщност е логичната рамка, в която масовите явления се изследват статистически. Липсата на тази фундаментална рамка поражда неизбежни противоречия и нерядко води до безсмислени или трудно обясними резултати при прилагане на методите. Това отдавна са забелязали и редица видни статистици в чужбина и у нас. F. Yates (1968) изразява тревогата си, че от такива нерелевантни

методи нашите списания (статистическите - б.м.) „се задръстват със смет”. С. Mozer (1980) също отбелязва, че „много от онова, което се публикува е нерелевантно” (забележете, че Mozer не говори за изключения или инциденти, а за „много” случаи).

По повод практическата приложимост на статистическите методи за проверка на хипотези (на R. Fisher и други автори) отдавна има сериозни критични бележки. Има автори, които смятат, че доверителните интервали при оценките на параметрите на съвкупностите са по-информативни, т.е. по-съдържателни, отколкото са тестовете за статистическа значимост. Някои автори дори стигат до тяхното отричане. Р. Meehl (1999) например отбелязва: „Уповаването на статистическата значимост (при проверката на хипотези - б.м.) е най-лошото, което някога се е случвало в историята на психологията”⁶. А С. Robson (1999, р. 46) допълва: „Експериментални изследвания, които стриктно спазват правилата на Fisher, са по-редки отколкото ръкоплясканията на политците за действията и политиките на техните опоненти”. Това подсказва, че статистическите методи за проверка на хипотези се нуждаят от ревизия и по-сериозна оценка на техните плюсове, минуси и възможности за приложение.

В. Цонев (2008) публикува статия, в която убедително разкрива, че цялата индексна теория (с която измерваме инфлацията и много други неща) не е изградена върху разпределенията на единиците в статистически съвкупности. И, че в този си вид тя по същество остава нерелевантна на задачата за оценка на различията в проявлението на масовите явления в динамичен и статичен аспект⁷. В. Цонев и Ив. Съйкова (5, стр. 12) пишат, че неблагоприятия се забелязват и при излагане на материята на толкова популярния регресионен анализ (F. Galton).

Във фундамента на корелационния анализ също липсва идеята за две или повече съвкупности - нещо, което и самият автор К. Pearson е забелязал. Това особено ясно се демонстрира при факторния анализ и при други модификации на корелационния анализ.

Известният факторен анализ е атакуван не толкова за липсата на съвкупности разпределения в неговия фундамент, колкото заради използването на чисто формалния критерий на „факторните тегла”. Както е известно, с тяхна помощ значителен брой фактори се компресират и обединяват в малко на брой обобщени групи фактори. Но така в една обобщена група от фактори могат да попаднат взаимно изключващи се и противоречиви, напълно несъвместими

⁶ Цитирано по Robson, С. (1999, р. 351).

⁷ Любопитен факт е, че тази статия е предложена за дискусия в международното списание „Statistical Science”, но не е приета за печат под предлог, че „не е по профила на списанието”.



по своето влияние съставлящи ги фактори. И често нямат смислено обяснение, дори при задачи за разкриване на латентни структури. В случая става дума за „разминаване“ с дефинираните познавателни задачи и потребностите на практиката. Въпреки публично огласените дефекти факторният анализ продължава да се прилага в практиката, в последно време дори се радва на засилен интерес. Очевидно неговите познавателни възможности, плюсове и ограничения също се нуждаят от по-добро осветляване.

- Звучи парадоксално, но е факт, че мястото на една очаквана обща теория на статистиката е заето от две относително самостоятелни науки за един и същи феномен - за изследване на масови явления като агрегати. Става дума за теория на статистиката и математическата статистика, които мирно си съжителстват, като заимстват и прилагат идеи и методи една от друга. Но всяка от тях разглежда и представя материята за изследване на масовите явления метафорично казано „от собствената си камбанария“. Математическата статистика по принцип акцентира върху прилагане постиженията на теория на вероятностите и на стохастичните процеси. Конструира модели на разпределенията и методи за оценка на техните параметри. Занимава се с решаване на задачи и проблеми на статистическите изследвания, основани на информация от представителни извадки (малки и големи). Специално внимание отделя и на приложенията на статистическите методи в експерименталните изследвания. Тя залага главно върху стриктното излагане на методите и условията за тяхната приложимост, но остава в мрак проблемите на проектиране и организация на СИ в практиката⁸. Слаб е интересът към проблемите на проектиране на СИ в социалната практика⁹. Така в подготовката на студентите, които слушат курсовете по математическа статистика липсва процесът на производство на статистически информационни продукти в неговата цялост. Както казваше проф. В. Цонев - липсва обхващането на процеса „от А до Я“. Тези проблеми не могат да бъдат обект на една абстрактна наука, каквато е математиката. Те принадлежат на науката за проектиране, организация и осъществяване на изследвания на масовите явления като съвкупности.

От друга страна, общата теория на статистиката и отрасловите статистики, които присъстват в подготовката на студентите в икономическата и други социални области, отделят по-малко място на репрезентативните изследвания.

⁸ Изключение от това са курсовете по планиране на експерименталните изследвания с прилагане на статистически методи за проверка на хипотези.

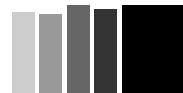
⁹ Вж. Тошева, Е. (2012). Метаданните и мястото им във всеки етап на статистическия бизнес процес. В: Статистика, информационни технологии и комуникации. Университетско издателство „Стопанство“, С.

Най-често се застъпват по една-две теми от тази област¹⁰. В тях обаче проблемите на СИ и на работата на Националния статистически институт (НСИ) се засягат по-обстойно. Третират се проблемите на регулярната статистическа отчетност, на преброяванията на населението, в селското стопанство и в другите социални сектори, както и проблемите при тяхната организация и функциониране. Но в преподаването и тук процесът на СИ все още не се обхваща изчерпателно. Разбира се, в практиката това се прави. Там въпросите на проектирането, организацията и осъществяването на статистическите изследвания няма как да бъдат подминавани. Трябва да се признае също, че съществени аспекти от процеса на проектиране и организация на СИ не са достатъчно осветлени теоретически.

Професионалните връзки и общуването между преподавателите по математическа статистика, от една страна, и общата теория и отрасловите статистики - от друга, са меко казано, доста ограничени. Между тях практически не съществуват научни дискусии, обмен на идеи и колективно търсене на решения на съществуващите теоретични и методологически проблеми на статистическата наука (като че ли става дума за съвсем различни обекти на изследванията!). От време на време се случва да прехвърчат искри с упреци от някое „методологическо гуру“, и толкоз. В критиките сигурно има истина. Но по-важният проблем е проблемът за професионалните връзки, дискусии и обмен на идеи между двете научни общности. Може би няма да сгреша, ако кажа, че публичните дискусии не са толкова често явление дори вътре в двете различни общности. Изводът важи даже за такива фундаментално важни въпроси като характера и предмета на статистическата наука. С малки изключения трудно би могло да се говори за нормално професионално общуване между двете категории специалисти. А без научно общуване и сблъсък на идеи, без дискусии и активен обмен и оценка на резултатите от изследванията развитието на науката е обречено на застой, ако не и на регрес.

- Известно е, че статистическият подход и неговите методи се прилагат широко в най-различни изследователски полета - практически навсякъде, където битуват масови явления. Но прекалено често това става, без да се държи сметка за спецификата на изследваните обекти. И друг път сме подчертавали (В. Цонев, Ив. Съйкова), че има съществена разлика в изискванията на съвкупностния подход, когато единиците на масовото явление са вещи, събития, хора, други биологични единици или елементи. Това обстоятелство поражда

¹⁰ В учебните планове за специалност „Статистика и иконометрия“ обаче присъства обширен курс по репрезентативни изследвания в социалната област.



специфични проблеми, понякога и смущения, които невинаги се долавят и отчитат от изследователите. Теорията на изследване на масовите явления пази мълчание по тях, просто защото такава цялостна теория сега липсва. В резултат изследователите остават без необходимата им теоретична опора. И са слабо защитени от рискове за грешки в това отношение. Това обосновава потребността не само от развитие на обща теория и методология на масовите явления в съвкупностната им форма на проявление, но и на отраслови теории и методологии, които да конкретизират общите статистически знания през призмата на специфичните изисквания на съответния предмет на науката. Защото статистическите изследвания в социалните области са много различни от тези в естествените и техническите науки. Различия има и вътре във всяка от тях.

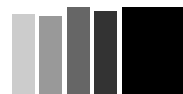
- Съществено важни проблеми на статистическата наука и практика не са били обект на изследователски интерес и са оставали без нужното внимание. Пример за това са пренебрегваните от теоретиците проблеми, засягащи проектирането на СИ. Основания за това намирам във факта, че до неотдавна (и все още) те слабо присъстват в програмите за подготовка на бъдещите специалисти статистици в областта на социалните науки и не само там. Беше изтъкнато, че тези проблеми по необходимост са били решавани в практиката. Но метафорично казано това е ставало и все още става зад гърба на учените.

Учудващо е, че проблемите на ефективността на СИ реално не са били обект на сериозен изследователски интерес. Още по-изненадващо е, че те не са били обект на сериозно внимание и в практиката. За това свидетелства фактът, че до неотдавна този въпрос не е стоял на дневен ред и в официалните статистически институции. Едва напоследък Евростат постави задачата за измерване на разходите на труд за СИ (в дни и часове). Но за цялостна система от критерии, показатели и инструменти за измерване на ефективността на статистическото производство - както това става в други области на социалните дейности - още не може да се говори.

- Процесът на производство на статистически информационни продукти до неотдавна (в някои отношения и все още) не се разглеждаше в неговата цялост. Изводът важи не само за България, но и за други страни. За чест на българската статистическа мисъл преди повече от две десетилетия в статистическата литература се появиха публикации, в които производството на статистически информационни продукти се разглежда като специфичен процес на познанието. Развиха се и продължават да се развиват различни модели на статистическия производствен процес с неговите етапи и елементи. Работата в това отношение продължава.

Напоследък в Евростат се заговори за производството на статистическа информация като за „Statistical Business Process”. Това без съмнение е значителна крачка напред. Вярвам, че в изследването и сравнението не само на специфичните, но и на общите черти и етапи на статистическия производствен процес с тези в другите социални сектори, ще се откриват неподозирани възможности за полезни иновации в статистическата практика. Значително лесно това може да става, като се заимстват по аналогия идеи и алтернативни решения от другите области. Например идеята за изграждане на цялостна система за управление на качеството на статистическите информационни продукти, а не просто за контрол върху качеството и неговите елементи, каквато е обичайната практика. Или система за връзките на това производство с потребителите, подходи и методики за оптимизиране на социалните взаимодействия при провеждане на изследванията, както и при използване на резултатите от СИ. И още много други. Тези реални възможности все още не се осветляват и не се използват достатъчно.

- През последните десетилетия в емпиричните социални изследвания масово навлязоха и интензивно се прилагат различни видове непредставителни извадки при изследване на масови явления и точно в тяхната съвкупностна форма. Следователно познавателните им възможности, ограничения и рискове за грешки също се нуждаят от осветляване. Но изследователите от областта на статистиката (и у нас, и в чужбина), като че са напълно дистанцирани от тях. Изглежда все още не сме оценили факта, че извадките могат и да не са представителни, но от тях също могат да се правят смислени заключения за генералната съвкупност. Дори и за разкриване на по-общи закономерности и механизми в проявлението на масовите явления - без това твърдение да се абсолютизира. Примерно теорията на И. П. Павлов за условните и безусловни рефлексии почива на непредставителна извадка. Тази теория не е обоснована с вероятностни методи. Чрез непредставителни извадки с методите за изследване на малки групи (на Морено) се разкриват важни механизми на социални взаимодействия в тези групи. Примерите потвърждават тезата, че закономерности в масовите явления могат да се разкриват и с други методи освен с вероятностните. Убедена съм, че непредставителните извадки в статистическите изследвания трябва да бъдат обект на засилен изследователски интерес по три причини: 1) в бъдеще те със сигурност ще се използват още по-широко; 2) при неспазване изискванията на представителните изследвания те по същество се превръщат в непредставителни; 3) по тази причина е наложително да се изследват реалните потенцици и ограничения на непредставителните извадки.



По-точно - нужни са теоретични и методологически предпоставки за тяхното приложение. Иначе и тук проблемите на практика ще се решават на принципите на епигонизма, т.е. чисто умозрително, без необходимата научна теория и методология.

- И до днес в структурите на Международния статистически институт (ISI) няма секция, която да е посветена на теорията на изследване на масовите явления. Това е трудно обяснимо, като се има предвид обстоятелството, че спорове по това кои са изследователските полета на статистиката няма. Вече отбелязах общопризнатия факт, че това са полета, в които битуват масовите явления - практически във всички области на живота. Много вероятно е една от основните причини за асиметричността в развитието на двата клона на статистическата наука - теоретичния и методологическия, да се крие тъкмо в този факт.

- Определено подценявани и пренебрегвани в работата на ISI бяха (и все още са) проблемите на статистическата практика. Почти до края на XX в. в неговите структури не съществуваше нито една секция, която да се занимава с работата и проблемите на статистическите учреждения и на статистическата практика. Такава беше открита едва през 1985 г., но резултатите от нейната работа са все още недостатъчно видими.

- Новите информационни технологии (мрежите за социално общуване чрез интернет - Facebook, Twitter, Myspace и др.) са принципно нов източник на социална информация. Само във Facebook участниците отдавна надхвърлиха половин милиард. И това става с главоломна бързина - за не повече от 5 - 6 години. С подобни темпове се разширява и броят им в Twitter. От създаването му през 2006 г. досега броят на активните потребители в него достига 140 милиона. Дневната честота на общуванията тук се оценява на около 340 милиона. В тези нови форми се създава огромен обем социална информация. По самата си същност тя е изключително полезен, при това много евтин информационен ресурс за обществото и за неговите институционални структури. Особено това засяга обратните връзки с обществеността. Анализът и използването на този информационен ресурс изискват да се изследват (със също такива ускорени темпове) техните възможности и съществуващите статистически теоретични, методологически и организационни проблеми. И да се обосновават и предлагат алтернативи за решения, обобщения и анализи на тази информация. Но и тук съществува реална опасност обществените потребности да наложат нейното практическо използване (това вече става), а изследователите - теоретици и методолози, вместо да осветляват и подпомагат развитието им отново да вървят след практиката.

- Обективно са разкъсани и връзките между емпиричната и теоретичната степен на статистическото познание. За това стана дума в началото. И още - значими са негативните последици от факта, че и до днес философията като най-обща наука за битието практически не се занимава с изучаване на масовите явления в статистическата им форма. Липсващият философски поглед върху същността, елементите и закономерностите, чрез които се проявяват масовите явления, фактически лишават статистическата наука от теоретична философска опора, на каквато разчитат всички останали науки.

- В обучението на студентите още доминира традиционният начин на излагане на статистическите методи и техните познавателни възможности и ограничения. Успешното навлизане на компютърната техника в образователните технологии и тук разкриват възможности за полезни промени. Практическото прилагане на методите стана рутинна работа. Тя вече се поема почти изцяло от компютрите. Това налага решително изместване на акцентите в обучението.

За бъдещите статистици главните акценти в обучението трябва да се преместят върху концепцията за процеса на статистическите изследвания и неговата проблематика, върху избора и обосновката на подходите и методите, както и върху обосновката на изследователските постановки. Има потребност и реални възможности да се засили тълкуването и оценката на резултатите от СИ. В съответствие с това е формулирана и задачата статистиците да се подготвят като технолози (проектанти, организатори и изпълнители) на СИ¹¹.

Останалите специалисти традиционно не са производители на статистически информационни продукти. Те са ползватели главно на готови статистически данни, като прилагат статистическите данни и методи в собствените си изследвания¹². При тях основните акценти трябва да се поставят върху познавателните възможности на статистическите методи и техните ограничения, критериите за избора им при различни типове познавателни задачи. Много сериозно внимание заслужават и източниците на готовите статистически данни (къде и как могат да се търсят и получават). Внимание заслужават и рисковете за грешки при работата със статистически данни, възможните стратегии за защита от тях и т.н.

Важно е те да бъдат обучавани и как да търсят и разкриват проблеми, закономерности и тенденции, диспропорции и противоречия с помощта на статистическите обобщени данни. Също как да оценяват факторни влияния,

¹¹ Вж. Цонев, В., Ив. Съйкова (2007). Статистика, кн. 2, с. 3 - 23, С.

¹² При тях също се произвеждат информационни продукти за решаване на собствените им професионални задачи. И тъкмо тук те се нуждаят от консултантската помощ на статистиците.



промени, структурни различия и др. И още как да разкриват и използват алтернативни възможности и идеи за полезни иновации в собствената си работа.

- И един прелюбопитен факт за размисъл. Неправителствени организации (НПО) в България проявяват открито апетитите си към НСИ. Те изглежда се смятат за „подготвени” да заместят ефективно не само български научни институции (които упорито и доста успешно демонтират и рушат), но и НСИ. Техен представител - г-н Йонко Грозев - заявява самонадеяно и цинично: „Един ден ще затворим Националния статистически институт и ще сложим край на тази дебилна пенсионна система”¹³.

4. Заключение

- Обсъжданите проблеми разкриват, че развитието на теорията и методологията на статистическата наука изостава от потребностите на обществото. Основна причина за това изоставане са битуващите противоречиви виждания за нейния предмет. Без преувеличение може да се каже, че липсата на яснота по предмета и характера на тази наука отдавна се е превърнала в сериозна бариера пред тяхното развитие. На свой ред неосветлените теоретични и методологически проблеми действат като задържащи механизми срещу напредъка в практическите СИ. Нуждаем се от изследвания и дискусии за търсене на решения. За съжаление, днес дискусиите по тези въпроси остават вяли и не особено продуктивни. Изглежда дори, че важността на въпроса за предмета и характера на статистическата наука и последиците от това все още не е напълно осъзната¹⁴.

- Налице са важни неизяснени въпроси на теорията и методологията. Наблюдават се дори цели непокрити изследователски полета, по право принадлежащи на статистическата наука. Те се отнасят най-вече до теорията на изследване на масовите явления в съвкупностната им форма на проявление. Детайлите бяха дискутирани по-горе.

- Съществен е проблемът за по-активно търсене и прилагане на ресурсоспестяващи подходи, методи и техники при производството на статистическата информация. По-общият проблем е търсене на алтернативни решения за успешни иновации в това производство. Само като пример - една възможност

¹³ Цитирано по Лаверн, Д. (2010). „Експертите на прехода”, с. 512, Изток-Запад, С.

¹⁴ Иначе няма логично обяснение официално поставената задача на 52-та сесия на ISI (август, 1999 г.). Задачата е да се търсят решения: „Ако не за оцеляване на професията, то поне на дисциплината”. Така дефинирана задачата разкрива, че в ISI не се вижда ясно мястото и ролята на специалистите статистици в обществото, а следователно и потребността от подготовката на такива специалисти.

за това се открива чрез използване на информация от социалните мрежи в интернет.

- В научен оборот са включени статистически методи и техники, които се нуждаят от сериозна преоценка. Например съществуващата индексна теория, факторният анализ и корелационният анализ. От осветляване се нуждаят методите за проверка на статистическата значимост и др., за които стана дума по-рано.

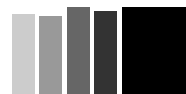
Изводът се отнася и до преподаването и прилагането на регресионния анализ. Последният очевидно трябва да се постави върху основата на променящите се две и/или повече съвкупности, в които присъстват следствието и факторните променливи, т.е. да се замени индивидуалният подход със съвкупностен.

- От значение е и задачата за изследване на мястото, ролята, познавателните възможности и ограничения на непредставителните извадки, доколкото те присъстват (и в перспектива изглежда все по-широко ще присъстват) при изследване на масовите явления. Пример за това е широкото им навлизане в полето на социологията, маркетинговите (по-общо икономическите), психологическите, политологическите и други емпирични изследвания, както и в експерименталното дело. Може да се добави още, че прилагането на непредставителни извадки при неосветлените им възможности, ограничения и проблеми крие сериозни опасности от грешки и заблуждения. Затова не изглежда разумно те да се пренебрегват и изследователите статистици да се дистанцират от тях.

- Сътрудничеството (обсъждане на проблемите, дискусии и обмен на идеи) между двете общности специалисти по математическа статистика, обща теория и отрасловите статистики и вътре в тях е не просто желателно. То е крайно наложително. И може би първият проблем за обсъждане е проблемът за съдържанието и връзките между математическата статистика, общата теория на статистиката и отрасловите статистики.

- Широки дискусии са необходими и върху теорията и моделирането на масовите явления. Доколкото полето на статистическите изследвания при всички случаи са именно масовите явления, подобни дискусии могат да се окажат много продуктивни дори и върху основата на различните виждания за предмета на статистическата наука. Вярвам, че от това статистическата наука и практика, както и изследователите, само биха спечелили.

- Нееднократно е обсъждана и необходимостта статистическите изследвания да се разглеждат в преподаването като цялостен специфичен научно-



изследователски процес за производство на статистически информационни продукти. За съжаление това досега е ставало главно монологично, т.е. отново без сериозна ответна реакция сред професионалните общности. Основната теза е, че изследователският интерес към проблемите на проектирането на СИ (извън статистическата практика) е много слаб. А потребността на практиката от научни изследвания за осветляване на съществуващите проблеми и търсене на алтернативни решения е безспорна и все по-нарастваща. Раздвижването по тези въпроси в Евростат от 2010 г. насам (за което споменах) изглежда отново става зад гърба на изследователите статистици и на Международния статистически институт.

- Всички третиранни тук проблеми внушават необходимостта от по-активно научно общуване, колективни дискусии и търсене на идеи за по-ефективни решения за развитие на статистическата наука и практика. И не само това - отдавна е назряла необходимостта от финансиране на проекти, чрез които да се изследват най-важните (фундаментални) теоретични и методологически проблеми на статистическата теория и практиката. Посланието е отправено към професионалните общности в областта на статистиката, към работата на Международния статистически институт и на официалните статистически институции. Предложението да се открие дискуссионна рубрика в списанието е много целесъобразно и навременно. Бих добавила само, че би било много добре, ако в дискусията се привлекат и известни статистици от чужбина.

ЦИТИРАНА ЛИТЕРАТУРА:

Лаверн, Д. (2010). Експертите на прехода. Изд. Изток-Запад, С.

Съйкова, Ив., С. Тодорова (2000). Статистическото изследване. С. Изд. Люрен.

Тошева, Е. (2011). Метаданните и мястото им във всеки етап на статистическия бизнес процес. В: Статистика, информационни технологии и комуникации. Университетско издателство „Стопанство”. С.

Цонев, В. (1996). Разгръщането на философията и на логиката в понятийното пространство на съвкупностите като конкретно исторически процес. Статистика, кн. 5 и 6, С.

Цонев, В., Ив. Съйкова (2008). Статистиката - наука за проектиране, организация и провеждане на изследвания на масови явления. Статистика, кн. 1, С.

Fisher, N. (2001). Critical issues for Statistics in the Next Two Decades. International Statistical Review, 69, 1. P. 3. ISI.

Friedman, J. (2001). The Role of Statistics in the Data Revolution. International Statistical Review, 69, 1. P. 9. ISI.

Moore, D., G. MacCabe, B. Craig (2009). Introduction to the Practice of Statistics. P. XXXVII. USA.

Mozer, C. (1980). Statistics and Public Policy. JRSS, A185, A186. London.

Yates, F. (1968). Theory and Practice of Statistics. JRSS, A185, part 4. London.



МЕТОДОЛОГИЧЕСКИЕ И ТЕОРЕТИЧЕСКИЕ ПРОБЛЕМЫ В СТАТИСТИЧЕСКОЙ НАУКЕ

*Иванка Сыйкова**

РЕЗЮМЕ В статье обсуждаются некоторые из наиболее существенных последствий, порожденных отсутствием ясной визии о предмете и характере статистической науки. Акценты ставятся в основном на развитии статистической методологии, однако проблемы относятся не в меньшей степени и к теории. Вывод сводится к тому, что отсутствующий предмет давно превратился в барьер и действует как механизм, препятствующий развитию статистической науки. Ущерб для статистической практики является логическим последствием этого. И более того - необъяснимым является молчаливое или явное предпочтение (согласие) среди профессиональной общности не обсуждать вопрос о предмете статистической науки.

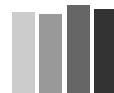
* Проф. д-р экон. наук, кафедра „Статистика и эконометрия”, Университет национального и мирового хозяйства.

METHODOLOGICAL AND THEORETICAL PROBLEMS IN STATISTICAL SCIENCE

*Ivanka Saykova**

SUMMARY The article discusses some of the most important implications caused by the missing clear vision for the subject matter and the character of statistical science. Highlights are mainly placed on the development of statistical methodology, but the problems are related in no lesser degree to the theory. The conclusion is that the missing subject has long time ago been turned into a barrier and acts as a mechanism against the development of statistical science. The damages to the statistical practice are a logical consequence. And there is something more - the silence or the obvious preference (agreement) among the professional community not to discuss the issue of the subject matter of statistical science.

* Prof. Dr. of Economic Sciences, Statistics and Econometrics Department, UNWE (University of National and World Economy).



ФАКТОРНИ МОДЕЛИ ЗА ОБЩОТО ВЛИЯНИЕ НА ПОВЪЗРАСТОВАТА СМЪРТНОСТ ВЪРХУ ИЗМЕНЕНИЕТО НА СРЕДНАТА ПРОДЪЛЖИТЕЛНОСТ НА ЖИВОТА

*Емил Христов**

Въведение в проблема

Настоящата статия има две основни цели. Първата е отговор и налагащо се по-точно обяснение на моя метод за измерване на влиянието на повъзрастовата смъртност върху изменението или различието на средната продължителност на живота Δe_0 , който е публикуван в сп. „Статистика”, кн. 1/2003. Поводът е много закъснялото, но абсолютно неоснователно негово отхвърляне от вече покойния проф. д-р Божидар Русев в статията „Отново за измерване влияние-то на повъзрастовата смъртност върху средната продължителност на живота”, публикувана в сп. „Статистика”, кн. 1 - 2/2010. Втората цел на настоящата статия е, след като поправя някои допуснати неточности и пропуски в моята предходна статия, да покаже, че факторният модел не е един, а са възможни няколко взаимнообвързани модела за анализ на Δe_0 , които са логически обосновани и могат да бъдат точно изведени. Посочените цели изискват по-подробно изложение на проблема поради неговия методологичен характер, който засяга не само демографската статистика, но и приложения на теорията на вероятностите, както и всички приложни статистики. Проблемът произлиза от два основни подхода за анализ, възприети от тези статистики. С единия от тях се оценява какво би станало, ако влиянието на промяната на даден факторен показател през един отчетен (текущ) период спрямо някакъв предходен (базисен) период се отчита с равнището на друг или други факторни показатели от отчетния период. С втория условен подход се оценява какво би станало, ако влиянието на същата факторна промяна се отчита с равнището на другия или другите факторни показатели от базисния период. Ефектът от влиянието на факторната промяна е промяната на резултативния показател (зависимата дискретна променлива), но с двата условни подхода се получават две различни решения. Тези подходи са възникнали много отдавна при анализа на влиянието от промените на цените в икономическата статистика и за съжаление, са се разпространили във всички останали приложни статистики. Вместо тях обаче има еднозначно решение, което съм приложил за оценяване на влиянието на повъзрастовата смъртност върху изменението на средната продължителност на живота в моята предходна статия. До това еднозначно решение стигнах по индуктивен логически път в икономическата статистика и го защитих първо в дисертацията ми за „доктор” през 1981 г., а след неговото по-нататъшно раз-

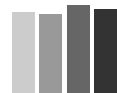
* Д.ик.н., професор; e-mail: emil_hristov_37@hotmail.com .

витие и приложение - в дисертацията за „доктор на икономическите науки” през 2001 г. при безусловната подкрепа на математическите среди. До същото решение може да се стигне и с критерий от теоретичната математика, който, колкото и да е странно, не е въведен още в приложните статистики. Неговите принципи са приложени и в новото изследване, което направих след критиката на проф. Б. Русев. Във връзка с това искам да отбележа, че независимо от начина, с който съм представен в неговата статия, тя стана повод за едно позадълбочено и мащабно изследване на проблема. Крайният резултат от него са четири факторни модела, които предлагам за измерване на влиянието на повъзрастовата смъртност върху Δe_0 . Поради специфичната трудност на проблема, обема на изследването и приложението на моделите с фактически данни възнамерявам да публикувам тези модели в две статии. В настоящата статия те обхващат само първия етап и методологическата основа на този анализ с общото влияние на повъзрастовата смъртност, а в друга статия на следващ етап ще бъдат представени окончателните модели според крайната цел на изследването за прякото и косвеното влияние на тази смъртност.

1. Проблемът на условните подходи за решението на демографската задача

Задачата за измерване на влиянието на повъзрастовата смъртност върху изменението на средната продължителност на живота може да се реши с двата условни подхода чрез съставяне на условни редици от вероятности за умирање по единични възрасти q_x . Например, с първия подход в редицата на вероятностите за отчетния период се „пренасят” вероятностите за умирање q_x^1 от базисния период от началната възраст 0 години до всяка следваща възраст x години, докато от x до последната възраст w години се запазват вероятностите за умирање q_x^2 от отчетния период¹. Методът на проф. Б. Русев се основава всъщност на този условен подход (Русев, 2008, 2010). Ефектите от промените на повъзрастовата смъртност се измерват с разликите $e_0^2 - e_{0,x}^y$, където $e_{0,x}^y$ са условни средни продължителности на живота от таблиците за смъртност с условните редици на вероятностите за умирање q_x^1 и q_x^2 . Същите ефекти се измерват при допълнително условие да се запазят на всяка възраст x години средните продължителности на предстоящия живот от отчетния период e_x^2 в условните $e_{0,x}^y$. Моето отношение към този метод е отрицателно поради две груби методологични грешки. Първата е концептуална, защото условните ре-

¹ Индекси 1 и 2 за базисния и отчетния период са според международно приетите означения (Preston, 2002).



дици на вероятностите за умирање, които са съставени с q_x^1 за едни възрасти и q_x^2 за други, са в противоречие с действителността. Те налагат многократни разделения на периода между двете таблици за смъртност от базисния и отчетния период на две части за всяка възраст от една година нагоре. Допускат се промени $\Delta q_x = q_x^2 - q_x^1$ на повъзрастовата смъртност само през първата част на периода от 0 до x години, докато през неговата втора част от възрастта x до последната w няма промени на вероятностите, тъй като на тези възрасти са поставени вече променените q_x^2 от отчетния период. Концептуалната грешка е допускането на промени на вероятностите q_x^1 само за една част от възрастите, защото в действителност във всеки момент на времето между двете таблици за смъртност се променят вероятностите на всички възрасти без изключение! Втората методологична грешка произлиза от първата и представлява условието да се запазят e_x^2 в условните $e_{0,x}^y$, за да бъдат разликите $e_0^2 - e_{0,x}^y$ ефекти само от промените на смъртността от 0 до x години (Русев, 2008, с. 123). Това условие обаче се изпълнява за всяка възраст x само с изкуствена подмяна на броя на доживелите l_x^1 от базисния период с l_x^2 от отчетния период. Причината за такава логически недопустима подмяна е, че със запазените вероятности q_x^1 в интервала от 0 до x години се получават винаги l_x^1 от базисния период, а не l_x^2 от отчетния период, с които са пресметнати e_x^2 за възрастите от x до w години. Следователно от условните редици на вероятностите за умирање q_x^1 и q_x^2 произлизат променени, а не запазени e_x^2 . С посочената замяна на l_x^1 с l_x^2 се нарушава връзката между показателите на всяка таблица за смъртност, а оттам и точността на ефектите от промените на смъртността по възраст.

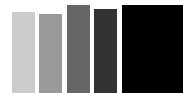
С другия условен подход могат да се съставят условни таблици за смъртност от други условни редици на вероятностите за умирање. В тях могат да се поставят вероятностите q_x^2 от втория (отчетен) период за последователните възрасти от 0 до x години, а за следващите възрасти от x до w години се запазват вероятностите q_x^1 от базисния период. В сравнение с модела на Б. Русев в този модел са разменени местата на вероятностите за умирање от двата периода. С всяка такава условна редица от вероятности q_x^2 и q_x^1 може да се състави също условна таблица за смъртност, от която се получава също условна средна продължителност на живота $e_{0,x}^y$, но за базисния период. Тя обаче е различна от условната $e_{0,x}^y$ за отчетния период в модела на Б. Русев, но за удобство я отбелязвам с неговия символ². По тази причина с новите $e_{0,x}^y$ се съставят обратни разлики $e_{0,x}^y - e_0^1$, където при $\Delta e_0 > 0$, e_0^1 е известната по-малка средна про-

² Точните означения трябва да бъдат $e_{0,x}^{2y}$ за отчетния период и $e_{0,x}^{1y}$ за базисния период.

дължителност на живота от базисния период. Получените разлики измерват също влиянието на промените на повъзрастовата смъртност от 0 до x години върху Δe_0 , но не са равни на разликите $e_0^2 - e_{0,x}^y$ от модела на Б. Русев. Те също са условни и фиктивни величини както разликите $e_0^2 - e_{0,x}^y$, защото произлизат също от редици, съставени с различните вероятности q_x^2 и q_x^1 . Посочената нереалност на анализа с условните таблици за смъртност може най-ясно да се разбере, ако се измерва влиянието на различията на смъртността по възраст на две различни населения по категориен признак. Например, ако се анализират $\Delta e_0 = e_0^2 - e_0^1$ за мъжете и жените през един и същ период, не може да се говори за каквото и да е „запазване“ на вероятностите за умирање на едното население в редиците на вероятностите за другото население. Според метода на Б. Русев за възрастите 0 до x трябва да се вземат по-големите вероятности за умирање на мъжете и да се поставят в редицата с по-малките вероятности на жените. Със същото основание обаче могат да се вземат по-малките вероятности на жените за първата група възрасти и да се „пренесат“ в редицата с по-големите вероятности на мъжете за следващите възрасти. По този начин се попада в прословутия „омагьосан кръг“ на приложните статистики, поради който не може предварително и обективно да се реши кой от двата подхода е по-подходящ. В другия случай могат да се използват и двата подхода, с които се получават две различни решения по възраст. От тях обаче няма еднозначно решение, освен ако те не се усреднят чисто формално по аритметичен или геометричен начин. Или обобщено, с условните таблици за смъртност никога не може да се стигне до еднозначно и точно решение. Именно поради тази условност, както и поради недопустимостта да се заменят l_x^1 с l_x^2 при единия условен подход или l_x^2 с l_x^1 при другия условен подход, методът на Б. Русев е методологически неиздържан и неточен. Поради това той не е подходящ за учебник по демографска статистика, която е най-старата аналитична статистика, пряко свързана с теорията на вероятностите и с много други области на математиката.

2. Факторни модели с показателите за преживяване от таблиците за смъртност

Логическите основи на моите факторни модели са концепцията за анализ на процеси, основната зависимост $d_x = q_x l_x$ и показателите за преживяването по възраст l_x и L_x от таблиците за смъртност. Според концепцията за анализа на процеси всички показатели се изменят във всеки момент на времето между двете сравнявани таблици за смъртност едновременно на всички възрасти. При тази концепция се работи само с разлики между фактическите стойности



на показателите от двете таблици без каквито и да са други допълнителни условия. Това е първото концептуално различие между моите модели и модела на Б. Русев.

Въз основа на посочените логически основания е изведено еднозначно решение в моята предходна статия. Най-напред ще отбележа, че в нея допуснах една методологическа неточност, която проф. Русев въобще не е забелязал и която няма нищо общо с неговите критики. Тя се състои в това, че за основа

на анализа на Δe_0 взех формулата за $e_0 = \frac{\sum_{x=1}^w l_x}{l_0} + 0,5$ от неговите учебници по

демографска статистика (в съавторство с проф. Сугарев), където: l_x е броят на доживелите до точната възраст x години, l_0 - хипотетичният брой на едно поколение от 100 000 живородени деца; $x = 1, 2, \dots, w$ години, където w е крайната възраст за доживяване и според която нито едно лице няма да доживее следващата възраст $x+n$ години (Сугарев, Русев, 1992; Русев, Сугарев, 2008).

С тази формула може да се извърши анализ на Δe_0 , но тя е неподходяща за измерване на влиянието от промяната на много важния показател за детската смъртност q_0 . По-конкретно, с нея не може пряко да се измерва това влияние върху разликата ΔL_0 между по-големия брой на преживените човекогодина от момчетата L_0^2 и по-малкия брой на преживените човекогодина от момчетата L_0^1 в началния възрастов интервал 0 - 1 години. Причината е, че формулата за e_0 чрез броя на доживелите започва с l_1 , а не с l_0 . Следователно подходящата формула за анализ на Δe_0 с прякото влияние на промяната на детската

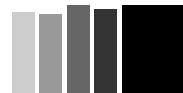
смъртност Δq_0 е традиционната за $e_0 = \frac{\sum_{x=0}^w L_x}{l_0} = \frac{T_0}{l_0}$, където L_x е броят на пре-

живените човекогодина в едногодишните възрастови интервали $x, x+1$ години. Ако се използва най-простата връзка между l_x и L_x в посочените учебници -

$L_x = \frac{l_x + l_{x+1}}{2}$, тя показва, че според технологията на таблиците за смъртност

първо се пресмята l_x и след това L_x , но от единия показател много лесно се преминава в другия. Посочената възраст между l_x и L_x обаче е елементарна и много неточна за измерване на L_x чрез l_x за най-младите възрасти от 0 до 5 години. Тя е особено неподходяща за началния възрастов интервал 0 - 1 години. За следващите възрасти над 5 години нейната неточност отслабва, но не стига до по-точно измерване. При тези условия L_x за едногодишните

възрастови интервали се определя с по-точната формула: $L_x = l_x - d_x + a_x d_x$, където a_x е частта или относителният дял от едногодишния възрастов интервал $x, x+1$ години, която е преживяна средно от едно умряло лице в него (Chiang, 1977; Големанов и други 1981; Preston, 2002). Според това определение a_x изпълнява условието $0 < a_x < 1$. По мое мнение точната стойност на a_0 за началния възрастов интервал $0 - 1$ години се определя с метода на Чанг (Chiang, 1977). За останалите възрасти са известни различни методи за a_x , но те не са обект на обсъждане в настоящата статия (Preston, 2002). Ще отбележа само едно известно мнение на Световната здравна организация за показателя a_x (Chiang, 1977, Preston, 2002). Според него за възрастите над 5 години точните стойности на a_x нямали особено практическо значение, поради което можело да се приеме $a_x = \frac{1}{2}$. Тази стойност отговаря на елементарната връзка между l_x и L_x и по тази причина тя може да се приеме само като първо приближение. По-точните стойности на a_x за посочените единични възрасти обаче, както и стойностите на $a_{x,5}$ за анализа на $\Delta L_{x,5}$ по петгодишни възрастови интервали от известните съкратени таблици за смъртност, е необходимо да се измерват с по-точни методи. Това мнение се потвърждава и от съвременните анализи на преживяемостта по възраст (Preston, 2002). От изложеното дотук може да се даде следното още по-точно определение на a_x , което има много важен демографски смисъл. Тя е средната възраст на умрелите d_x само в границите на всеки отделен възрастов интервал $x, x+1$ години, т.е. без неговата долна граница x години. Според това определение a_x отразява различната интензивност на смъртността в отделните части на възрастовия интервал $x, x + 1$ години. Колкото тя е по-голяма в началото на възрастовия интервал, толкова е по-малка средната възраст на умрелите $0 < a_x < \frac{1}{2}$. И обратно, колкото смъртността е по-малка в началото на възрастовия интервал, толкова е по-голяма a_x в неравенството $\frac{1}{2} < a_x < 1$. Следователно по-точният брой на преживените човекогодини $L_x = l_x - d_x + a_x d_x$ може да се интерпретира и като брой на доживелите от възрастта 0 години до средната възраст $x + a_x$ години във всеки едногодишен възрастов интервал. В заключение, анализът на Δe_0 от влиянието на повъзрастовата смъртност може да започ-



не или с разликите $\Delta l_x = l_x^2 - l_x^1$, или с разликите $\Delta L_x = L_x^2 - L_x^1$. Аналитично,

$$\Delta e_0 = e_0^2 - e_0^1 = \frac{T_0^2 - T_0^1}{l_0} = \left(\frac{\sum_{x=1}^w l_x^2}{l_0} + 0,5 \right) - \left(\frac{\sum_{x=1}^w l_x^1}{l_0} + 0,5 \right) = \frac{\sum_{x=1}^w l_x^2 - \sum_{x=1}^w l_x^1}{l_0} = \frac{\sum_{x=1}^w (l_x^2 - l_x^1)}{l_0} = \frac{\sum_{x=1}^w \Delta l_x}{l_0},$$

$$\text{или } \Delta e_0 = e_0^2 - e_0^1 = \frac{T_0^2 - T_0^1}{l_0} = \frac{\sum_{x=0}^w L_x^2 - \sum_{x=0}^w L_x^1}{l_0} = \frac{\sum_{x=0}^w (L_x^2 - L_x^1)}{l_0} = \frac{\sum_{x=0}^w \Delta L_x}{l_0}.$$

От посочените равенства произлизат два много важни извода. Първият е, че броят на доживелите l_x може да се приеме за брой на преживените човеко-години на всяка точна възраст x години, докато традиционният брой на преживените човеко-години L_x може да се приеме за брой на доживелите до всяка по-висока средна възраст $x + a_x$ години, която може да бъде по-малка, равна

или по-голяма от формалната средна възраст $\frac{x + x + 1}{2} = x + 0,5$ години. Вторият извод е, че тъй като знаменателят на двата крайни израза за e_0 е константната величина l_0 и ако тя отпадне до крайния етап на анализа, тези изрази се

свеждат до много удобните и известни суми за анализ: $\Delta T_0 = \sum_{x=1}^w \Delta l_x = \sum_{x=0}^w \Delta L_x$

за общия брой на повече или по-малко доживелите, който е равен на общия брой на повече или по-малко преживените човеко-години на всички възрасти. Следователно Δl_x е ефектът от влиянието на промените на повъзрастовата смъртност от началната възраст 0 години до точната възраст x години, докато ΔL_x е ефектът от същото влияние на промените на повъзрастовата смъртност от 0 години, но до по-високата средна възраст $x + a_x$ във всеки възрастов интервал $x, x+1$ години.

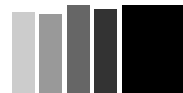
След като с условните модели, единият от които е на Б. Русев, не може да се получи еднозначно решение, възниква следващият методологичен проблем. Според него трябва да се определи с кой показател или показатели от таблиците за смъртност могат да се изразят разликите Δl_x и ΔL_x от промените на повъзрастовата смъртност, защото е очевидно, че нито Δl_x , нито ΔL_x могат направо да се измерят само с разликите Δq_x . Именно срещу тази елементарна истина е насочено основното и категорично възражение на Б. Русев срещу мен, че съм използвал табличния брой на умрелите по възраст d_x като изхо-

ден показател за измерване и анализ на преживяемостта, а не на вероятностите за умирање q_x (Русев, 2010). Поради това съм обвинен в заблуда, в методологическа и поради това - фундаментална грешка. Признавам, че първоначално дори не можех да повярвам на такова смайващо обвинение, но нека отговоря по същество на въпроса. След като показателите за преживяемостта l_x, L_x, T_0 и e_0 не могат да се изразят направо с вероятностите за умирање q_x , остава още един-единствен показател от таблиците за смъртност - табличният брой на умрелите d_x , който зависи пряко от q_x и измерва всички посочени показатели на преживяемостта. Както е известно, под влияние на повъзрастовата смъртност редицата на d_x в една таблица за смъртност показва процеса на непрекъснатото намаление на l_0 с отпадането на различни по големина части d_x на отделните възрасти от 0 години до най-високата $w+n$ години. От посочения процес произлиза и последната (трета) формула за измерване на e_0 чрез d_x , която съм взел не от другаде, а също от учебниците на проф. Русев (Сугарев, Русев,

1992; Русев, Сугарев, 2008). Според нея
$$e_0 = \frac{\sum_{x=0}^w (x+0,5) d_x}{\sum_{x=0}^w d_x} = \frac{\sum_{x=0}^w (x+0,5) d_x}{l_0},$$

където $(x+0,5)$ са средните възрасти на умирање на d_x в едногодишните възрастови интервали $x, x+1$ години.

Горната формула за e_0 показва, че освен като среден брой години, които предстоят да бъдат преживени от едно живородено дете, e_0 може да се интерпретира и като средна възраст на умирање на табличния брой на умрелите d_x . Тази двойствена интерпретация на e_0 произлиза от формулата за d_x . На всеки, който познава таблиците за смъртност, е добре известна основната зависимост в тях $d_x = q_x l_x$. Тя отразява едновременно двата противоположни, но взаимозависими и допълващи се процеса на смъртността и преживяемостта на всяка възраст. В нея вероятността за умирање q_x е действително изходният показател за измерване и анализ на преживяемостта на всяка възраст x години, както твърди проф. Русев, но заедно с този показател трябва задължително да се отчита и влиянието на броя на доживелите l_x , който е производен показател от вероятностите за умирање на предходните възрасти от 0 до x години. Според мен табличният брой на умрелите d_x и l_0 - хипотетичния брой на живородените, са само началните показатели за общото влияние на промените на повъзрастовата смъртност върху Δe_0 , поради което предлаганите факторни модели в настоящата статия започват с тях. Тези модели обаче са само общата методологична основа за следващите факторни модели, всеки от които е с из-



мерване на прякото влияние на повъзрастовата смъртност само от промените на вероятностите за умирање q_x и на нейното косвено влияние само от промените в броя на доживелите l_x . За разлика от факторните модели на други известни автори, с които също се измерват две влияния, проф. Русев въобще не е стигнал до отделни влияния (Preston, 2002). Това е второто концептуално различие между модела на проф. Русев и моите модели.

По-нататък от формулата за e_0 се вижда много ясно, че след като тя може да се измери чрез d_x , е съвсем естествено и разликите $\Delta l_x, \Delta L_x, \Delta T_0$ и Δe_0 да се анализират чрез факторните разлики $\Delta d_x = d_x^2 - d_x^1$, които са също ефекти от промените на повъзрастовата смъртност. Разликите Δd_x се получават от редиците на d_x^1 и d_x^2 в двете сравнявани таблици за смъртност, които показват непрекъснатите намаления на l_0 във всяка таблица с отпадането на различните части d_x^1 и d_x^2 на отделните възрасти от 0 до $w+1$ години. По този начин ефектите от различната повъзрастова смъртност в двете таблици могат да се измерват със съответните разлики Δd_x . Или аналитично,

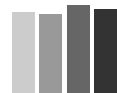
$$\Delta e_x = e_0^2 - e_0^1 = \frac{\sum_{x=0}^w (x+0,5)d_x^2}{l_0} - \frac{\sum_{x=0}^w (x+0,5)d_x^1}{l_0}.$$

Ако за удобство, както при анализа на Δe_0 чрез Δl_x и ΔL_x , отпадне l_0 , се получава:

$$\Delta T_0 = T_0^2 - T_0^1 = \sum_{x=0}^w (x+0,5)d_x^2 - \sum_{x=0}^w (x+0,5)d_x^1 = \sum_{x=0}^w (x+0,5)(d_x^2 - d_x^1) = \sum_{x=0}^w \Delta d_x (x+0,5).$$

Формулата за анализ на ΔT_0 с разликите Δd_x обаче е формално вярна само за крайната разлика ΔT_0 . В случая с $\Delta T_0 = (T_0^2 - T_0^1) > 0$, тя не е вярна за анализа по възраст, защото използва отрицателните разлики за умрелите жени спрямо умрелите мъже $(d_x^2 - d_x^1) < 0$, а не обратните положителни разлики за по-големия брой на преживелите жени на отделните възрасти $(d_x^1 - d_x^2) > 0$, от които произлиза неравенството $T_0^2 > T_0^1$. Причината е, че не е верен анализът на преживяемостта по възраст при $\Delta T_0 > 0$ с разликите $\Delta d_x = d_x^2 - d_x^1$, тъй като във всеки отделен възрастов интервал $x, x+1$ години при $d_x^1 > d_x^2$ е недопустимо да има по-голям брой преживени човекогодина от населението с по-големия табличен брой на умрелите d_x^1 и същевременно по-малък брой преживени човекогодина от населението с по-малкия табличен брой на умрелите d_x^2 . Напротив, логически и демографски е вярно точно обратното, че за населението с по-големия табличен брой на умрелите d_x^1 ще има винаги по-малък брой на преживените човекогодина в сравнение с по-големия брой на преживените човекогодина от населението с по-малкия табличен брой

на умрелите d_x^2 . Отгук извеждам определящото значение на обратните разлики $\Delta d'_x = d_x^1 - d_x^2$ във факторните модели за влиянието на повъзрастовата смъртност върху Δe_0 в моята предходна статия, където d_x^2 е за населението с по-голямата e_0^2 (Христов, 2003). Логическото основание на разликите $\Delta d'_x$ се извежда от противоположността на двата взаимозависими процеса на смъртността и преживяемостта. Тези разлики показват табличния брой на преживелите $\Delta d'_x > 0$ или на непреживелите $\Delta d'_x < 0$ от по-малкия или по-големия табличен брой на умрелите d_x^2 за населението през втория (отчетен) период в сравнение с по-големия или по-малкия табличен брой на умрелите d_x^1 за населението през първия (базисен) период. Общото средство за двата анализа на преживяемостта и смъртността са таблиците за смъртност, които неслучайно в някои развити страни се наричат „таблици на живота”. С това наименование се изтъква крайната цел на всяка таблица - че тя не се съставя само за анализ на повъзрастовата смъртност, а е за точно измерване и анализ на общата и повъзрастовата преживяемост именно чрез точното измерване и анализ на повъзрастовата смъртност. Според мен само с $\Delta d'_x$ факторните модели за анализа на преживяемостта са логически и демографски обосновани. Тъй като всяка $\Delta d'_x$ представлява обратна разлика на табличния брой на умрелите във възрастовия интервал $x, x+1$ години на две населения, предлагам за нея следното определение: частта от хипотетичното население l_x с по-малкия табличен брой на умрелите d_x , определена с разликата между този брой и по-големия табличен брой на умрелите от другото хипотетично население. Или за по-кратко - „преживелите във възрастовия интервал $x, x+1$ години”. В обратния случай за другото хипотетично население разликата $\Delta d'_x < 0$ е табличният брой на непреживелите във възрастовия интервал $x, x+1$ години поради по-големия табличен брой на умрелите. Не съм правил подробна литературна справка дали това понятие е прието някъде, но мисля, че то е много подходящо, защото на английски го превеждам като „survivors by age”. Целта на този превод е да се разграничат преживелите („the survivors”) от международно приетите демографски и статистически термини „number of surviving to exact age” за доживелите l_x до точна възраст x и от „number of living at exact age” за броя на живеещите L_x , или преживените човекогодини на възраст x (Mortality and Life Expectancy by Sex and Place of Residence, www.nsi.bg). По мое мнение ако разликите на вероятностите за умирање Δq_x са началните факторни показатели за влиянието на промените на повъзрастовата смъртност върху Δe_0 , преживелите или непреживелите $\Delta d'_x$ са крайните факторни показатели на това влияние и същевременно изходните показатели на анализа на преживяемостта по възраст.



По-нататък в моята предходна статия съм показал, че от разликите $\Delta d'_x$ произлизат повече или по-малко преживени човекогодина за всяко от двете населения както в отделния едногодишен възрастов интервал $x, x + 1$ години, така и във всеки по-голям интервал. Преминаването от разликите на преживелите $\Delta d'_x$ в разлики на доживелите $\Delta l'_x$ за двете населения се извършва с втория предложен фактор в моята предходна статия - възрастовите разлики за доживяване или броят на годините за доживяване (Христов, 2003). В таблиците за смъртност по единични възрасти максималният брой на годините за доживяване се приема за равен на броя на възрастовите интервали 101 при $w = 100$ години. Този брой не пречи на точното изчисляване на последната средна про-

дължителност на предстоящия живот $e_{100+} = \frac{T_{100+}}{l_{100+}} = \frac{L_{100+}}{l_{100}}$, защото при $w = 100$

години последният възрастов интервал на умирање ($100, 100+n$ години) е отворен и n може да бъде 1 година, 5 години или още по-голямо число години. Освен това в предлаганите модели се работи с разликите на доживелите $\Delta l'_x$ и на преживените човекогодина $\Delta L'_x$, които нямат отношение към последната година на умирање $w+n$ години. Броят на годините за доживяване се извеждат и обосновават както разликите $\Delta d'_x$ от противоположността на двата процеса на смъртността и преживяемостта. Според тази противоположност средните възрасти на умирање $x+0.5$ години във формулата на e_0 чрез d'_x , които вземат стойности от 0 до $x+0.5$ години, се заместват с алтернативните на тях възрасти за доживяване ($w-x+0.5$) години, които се изменят от всяка възраст x години до последната $w+0.5$ години. Тези възрастови разлики обаче се отнасят за доживяването в посочените възрастови интервали при $a_x = \frac{1}{2}$. Точните възраст-

тови разлики от всяка начална възраст x години до най-високата на умирање $w+n$ години са $(w+1-x)$ години. Основанието за тези разлики е, че последният възрастов интервал $w, w+n$ години се приема за отворен с вероятностите за умирање на двете населения $q_{w+}^1 = q_{w+}^2 = 1$. При това условие и $w = 100$ години броят на всички разлики $\Delta d'_x$ от началната възраст $x = 0$ години до последната $w+$ включително е 101. На това основание наричам разликите $(w+1-x)$ „брой на годините за доживяване” на един човек от $\Delta d'_x$. С произведението на двата фактора разликите $\Delta d'_x$ и годините за доживяване $(w+1-x)$ се съставят крайните ефекти $\Delta d'_x (w+1-x)$ човекогодина от всяка възраст x до последната w . За тези ефекти предлагам понятието „крайни”, защото се измерват в посочените

възрастови граници. Тяхната сума $\sum_{x=0}^w \Delta d'_x (w+1-x)$ е равна на разликата в об-

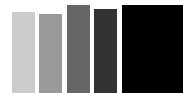
щия брой на преживените човекогодина, изразена чрез Δl_x , или $\Delta T_0 = \sum_{x=1}^w \Delta l_x = \sum_{x=0}^w \Delta d'_x (w+1-x)$ човекогодина. Това е моделът за крайните ефекти от промените на смъртността от всяка начална възраст x години до най-високата възраст на умирање $w+n$ години. Всеки краен ефект $\Delta d'_x (w+1-x)$ изразява повече или по-малко преживени човекогодина във възрастовия интервал от x до w години само от преживелите или непреживелите $\Delta d'_x$ във възрастовия интервал $x, x+1$ години. Влиянията на двата фактора $\Delta d'_x$ и $(w+1-x)$ са противоположни, защото колкото разликата $\Delta d'_x$ е по-голяма по абсолютна стойност и на по-ниска възраст, толкова по-голям е нейният положителен или отрицателен принос в ΔT_0 и Δe_0 . И обратно, колкото по-малка е по абсолютна стойност и на по-висока възраст, толкова е по-малък нейният принос. Този проблем е отбелязан и от проф. Русев в неговия учебник чрез средните продължителности на предстоящия живот e_x на различните възрасти, но не е решен аналитично (Русев, 2008).

Искам да обърна специално внимание на табличния брой на умрелите d_x във възрастовия интервал $x, x+1$ години. Този табличен брой е онази част от l_x , от която са загубени човекогодина само в интервала $x, x+1$ години и общо $d_x (w+1-x)$ във всички едногодишни интервали от x до w години. Или в тях d_x се повтаря $w+1-x$ пъти, което означава, че d_x се приемат за умрели не само във възрастовия интервал $x, x+1$ години, но и във всички следващи интервали от $x+1$ години до w години. Оттук общо непреживените човекогодина на всички възрасти са $\sum_{x=0}^w d_x (w+1-x)$, откъдето броят на всички преживени човекогодина T_0 е разликата $wl_0 - \sum_{x=0}^w d_x (w+1-x) + 50000$. С този израз може аналитично да се изведе моделът за крайните ефекти:

$$\begin{aligned} \Delta T_0 &= T_0^2 - T_0^1 = \left[wl_0 - \sum_{x=0}^w d_x^2 (w+1-x) + 50000 \right] - \left[wl_0 - \sum_{x=0}^w d_x^1 (w+1-x) + 50000 \right] = \\ &= \sum_{x=0}^w d_x^1 (w+1-x) - \sum_{x=0}^w d_x^2 (w+1-x) = \sum_{x=0}^w (d_x^1 - d_x^2) (w+1-x) = \sum_{x=0}^w \Delta d'_x (w+1-x) \end{aligned}$$

човекогодина.

Полученият факторен модел представлява сумата на известните крайни ефекти $\Delta d'_x (w+1-x)$, които вече бяха логически изведени и интерпретирани. Това е моделът, който е представен в моята предходна статия, но там той е изведен за петгодишни възрастови интервали с неточни средни възрасти $x+2.5$



години, които съответстват на средните възрасти $x+0.5$ години в едногодишните възрастови интервали. Табличният брой на преживелите $\Delta d'_x$ за хипотетичното население с по-малкия табличен брой на умрелите d_x във всеки възрастов интервал $x, x+1$ години се повтаря $(w+1-x)$ пъти и показва, че не подлежи на измиране от възрастта x години до последната w години. За обратния случай с $\Delta d'_x < 0$ се приема, че недоживелите са умрели не само във възрастовия интервал $x, x+1$ години, но и във всички следващи интервали от $x+1$ години до последната w години. Всеки краен ефект $\Delta d'_x (w+1-x)$ влияе пряко само върху общата разлика на преживените човекогодини на всички възрасти $\Delta T_0 = T_0^2 - T_0^1$, която не зависи само от величините на T_0^1 и e_0^1 , но и от T_0^2 и e_0^2 . Причината е, че анализът на ΔT_0 и Δe_0 е адитивен, защото използва само разлики между фактическите показатели от два периода за всички възрасти, независимо че те са относителни или средни величини. В своята статия Б. Русев смесва адитивния с индексния анализ, при който се работи с отношения на показателите (Русев, 2010). Този анализ на ΔT_0 и Δe_0 обаче излиза извън предмета на темата в настоящата статия. В заключение, разликата ΔT_0 може да се изрази и обясни с разликите Δl_x , а те от своя страна могат да се изразят и обяснят с разликите $\Delta d'_x$. От нормираността на d_x в интервала от 1 до $l_0=100\ 000$

разликите $\Delta d'_x$ изпълняват строгото условие $\sum_x \Delta d'_x > 0 = \left| \sum_x \Delta d'_x < 0 \right|$. Напри-

мер, поради по-ниската смъртност на жените в детските, младите, средните и дори част от високите възрасти $\Delta d'_x$ са положителни величини, които осигуряват прирасти на преживените човекогодини $\Delta d'_x (w+1-x)$ за жените в $\Delta T_0 > 0$. Според посоченото условие обаче на останалите високи възрасти на жените $\Delta d'_x$ са източник на загуби на човекогодини, но поради много малките стойности на другия фактор $(w+1-x)$ години те не могат да неутрализират прираста на преживените човекогодини на жените на предходните възрасти. Аналогично и в динамичен аспект с предложения метод за анализ на общото влияние на повъзрастовата смъртност върху ΔT_0 и Δe_0 се установява на кои възрасти са преживелите $\Delta d'_x > 0$ и на кои са непреживелите $\Delta d'_x < 0$. И по-нататък - за кои възрасти от преживелите $\Delta d'_x > 0$ се получават съответните прирасти на преживените човекогодини през втория (отчетен) период и на кои възрасти от непреживелите $\Delta d'_x < 0$ произлизат намаленията на преживените човекогодини за този период. Следователно ΔT_0 и Δe_x са резултативни величини от прирасти и намаления на преживените човекогодини от $\Delta d'_x$ на всички възрасти. Необходимо е да се има предвид, че прирастът на преживените човекогодини на всяка възраст x за едното население е точно равен по абсолютна стойност на загубените човекогодини от другото население на същата възраст.

Това свойство произлиза от обратимостта на задачата, защото от двата анализа на $\Delta T_0 = T_0^2 - T_0^1$ и $\Delta T_0 = T_0^1 - T_0^2$ трябва да се получават равни по абсолютна стойност ефекти, но с различни знаци.

По-нататък всеки ефект от общото влияние на повъзрастовата смъртност $\Delta d'_x(w+1-x)$ може да се раздели на два отделни ефекта: $\Delta d'_{xq}(w+1-x)$ само от факторната промяна на вероятностите за умирање $\Delta q'_x = q_x^1 - q_x^2$ и ефекта $\Delta d'_{xl}(w+1-x)$ само от другата факторна промяна на броя на доживелите $\Delta l'_x = l_x^1 - l_x^2$ на всяка възраст x (Христов, 2003). Първият ефект $\Delta d'_{xq}(w+1-x)$ е прекият от влиянието само на промяната на повъзрастовата смъртност, докато вторият ефект $\Delta d'_{xl}(w+1-x)$ е косвеният от това влияние на предходните възрасти. Това са крайните ефекти от анализа, които се основават на връзките между показателите $l_0, q_x, d_x, l_x, L_x, T_0$ и e_0 според технологията на таблиците за смъртност. Пресмятането на същите ефекти и окончателните факторни модели с тях ще бъдат представени в друга статия. Там ще бъде показано, че за първия възрастов интервал 0 - 1 години има само частен случай на смъртността с промяната Δq_0 , защото $\Delta l_0 = 0$. В своята статия Б. Русев е съставил един изкуствен пример само с такава промяна в интервала 0 - 1 години, докато за всички останали възрасти $x = 1, 2, \dots, w$ е приел другия частен случай $q_x^1 = q_x^2$ (Русев, 2010). С него той отрича ефектите $\Delta d'_{xl}(w+1-x)$, без да съобрази, че при $q_x^1 \neq q_x^2$ за всички останали възрасти се получават неравенствата $l_x^1 \neq l_x^2$, от които произлизат тези косвени ефекти. Аз съм обвинен в „услужливо“ измерване на компоненти, които, противно на здравия разум, не съществували. Мисля, че след като този автор не е стигнал до пряко и косвено влияние на повъзрастовата смъртност, а всичките промени на T_0 и e_0 отдава на нейното общо влияние само с Δq_x , е излишен по-нататъшен коментар.

Другият факторен модел за крайните ефекти е с разликите на преживените човекогодини ΔL_x , които могат също да се изразят с преживелите $\Delta d'_x$. Този факторен модел може да се изведе с общия член на разликите

$\Delta L_x = \sum_{t=0}^x \Delta d'_t + \Delta a_x d_x$, в който $\Delta a_x d_x = a_x^2 d_x^2 - a_x^1 d_x^1$ е разлика в броя на преживелите във възрастовия интервал $x, x+1$ години само от разликата в преживяемостта на умрелите в него:

$$\Delta T_0 = T_0^2 - T_0^1 = \sum_{x=0}^w \Delta L_x = \sum_{x=0}^w \left(\sum_{t=0}^x \Delta d'_t + \Delta a_x d_x \right) = \sum_{x=0}^w \Delta d'_x(w+1-x) + \sum_{x=0}^w \Delta a_x d_x.$$

Първата сума от последните две представлява факторният модел за крайните ефекти с разликите $\Delta l'_x$ в отделните възрастови интервали $x, x+1$ година, докато втората сума е за крайните ефекти от промените на преживяемостта на умрелите в същите възрастови интервали.



3. Аналитично извеждане на факторните модели с анализ на отделните разлики Δl_x и ΔL_x

Изложените факторни модели за крайните ефекти в предходната т. 2 на статията са съставени според задачата за измерване на влиянието на повъзрастовата смъртност от всяка възраст x години до последната w години. За другата последователност на възрастите от началната 0 години до всяка следваща възраст x години или до средната $x + a_x$ години влиянието на повъзрастовата смъртност може да се измерва според един втори аспект на задачата с анализ на отделните Δl_x и ΔL_x . Този аспект се извежда пряко от традиционната технология на таблиците за смъртност, според която всяка разлика Δl_x и ΔL_x може да се разглежда като ефект на повъзрастовата смъртност от 0 до x или до $x + a_x$ години. Разликите Δl_x и ΔL_x се изразяват също с разликите за преживелите по възраст $\Delta d'_x$, но са с възрасти за доживяване от 0 до x и от 0 до $x + a_x$ години. За целта се използват също известните връзки между l_0, l_x и d_x . Например, за първия модел с анализ на Δl_x изходното равенство за общия член l_x е $l_x = l_0 - d_0 - d_1 - \dots - d_{x-1} = l_0 - \sum_{t=0}^{x-1} d_t$, където $t = 0, 1, 2, \dots, w-1$ години.

Разликата

$$\Delta l_x = l_x^2 - l_x^1 = \left(l_0 - \sum_{t=0}^{x-1} d_t^2 \right) - \left(l_0 - \sum_{t=0}^{x-1} d_t^1 \right) = \sum_{t=0}^{x-1} d_t^1 - \sum_{t=0}^{x-1} d_t^2 = \sum_{t=0}^{x-1} (d_t^1 - d_t^2) = \sum_{t=0}^{x-1} \Delta d_t'$$

човекогодина.

Тази сума показва от кои разлики на преживелите $\Delta d'_x$ на отделните възрасти от 0 до x години се състои разликата в броя на доживелите Δl_x на точната възраст x години. Със същата сума се обяснява ефектът Δl_x от общото влияние на смъртността на всички предходни възрасти от началната 0 години до точната възраст x години. Сумата на тези ефекти за всички възрасти е равна

на разликата в общия брой на преживените човекогодина, защото $\Delta T_0 = \sum_{x=1}^w \Delta l_x$, откъдето

$$\begin{aligned} \Delta T_0 &= T_0^2 - T_0^1 = \sum_{x=1}^w (l_x^2 + 50000) - \sum_{x=1}^w (l_x^1 + 50000) = \\ &= \sum_{x=1}^w \left[\left(l_0 - \sum_{t=0}^{x-1} d_t^2 \right) - \left(l_0 - \sum_{t=0}^{x-1} d_t^1 \right) \right] = \sum_{x=1}^w \sum_{t=0}^{x-1} \Delta d_t' \end{aligned}$$

човекогодина.

Това е първият факторен модел с анализ на отделните Δl_x от общото влияние на повъзрастовата смъртност на всички предходни възрасти от началната

0 години до x години. От този модел лесно може да се премине в съответния модел за крайните ефекти $\Delta T_0 = \sum_{x=0}^w \Delta d'_x (w+1-x)$ човекогодина, защото и двата модела се представят с разликите $\Delta d'_x = \Delta d'_t$.

От изложения първи факторен модел с анализ на отделните разлики Δl_x също лесно може да се премине във втория модел с анализ на отделните разлики ΔL_x . В този случай се използва съответното равенство за общия член L_x в т. 2 на статията. Според него:

$$L_x = l_x - d_x + a_x d_x = l_0 - d_0 - d_1 - d_2 - \dots - d_{x-1} - d_x + a_x d_x = l_0 - \sum_{t=0}^x d_t + a_t d_t, \text{ където}$$

$$x = 0, 1, 2, \dots, w \text{ и } t = 0, 1, 2, \dots, w. \text{ От това равенство се преминава в разликата}$$

$$\Delta L_x = L_x^2 - L_x^1 = \left[l_0 - \sum_{t=0}^x d_t^2 + a_x^2 d_x^2 \right] - \left[l_0 - \sum_{t=0}^x d_t^1 + a_x^1 d_x^1 \right] = \sum_{t=0}^x d_t^1 - a_x^1 d_x^1 - \sum_{t=0}^x d_t^2 + a_x^2 d_x^2 =$$

$$= \sum_{t=0}^x (d_t^1 - d_t^2) + a_x^2 d_x^2 - a_x^1 d_x^1 = \sum_{t=0}^x \Delta d_t^1 + \Delta a_x d_x$$

човекогодина.

С тази формула се измерва ефектът ΔL_x чрез сумата на преживелите $\sum_{t=0}^x \Delta d_t^1 + \Delta a_x d_x$ от началната възраст 0 години до средната възраст $x + a_x$ години във всеки възрастов интервал $x, x+1$ години. Същият ефект съответства на ефекта $\sum_{t=0}^x \Delta d_t^1 + 0,5 \Delta d_x$, ако разликата ΔL_x се анализира със средната стойност на $a_x = \frac{1}{2}$. Или, вторият факторен модел с анализ на отделните ΔL_x от общото

влияние на повъзрастовата смъртност на всички предходни възрасти от началната 0 години до средните възрасти е $\Delta T_0 = T_0^2 - T_0^1 = \sum_{x=0}^w \Delta L_x = \sum_{x=0}^w \left(\sum_{t=0}^x \Delta d_t^1 + \Delta a_x d_x \right)$

човекогодина. Както е посочено в т. 2, този модел преминава в съответния за крайните ефекти $\Delta T_0 = \sum_{x=0}^w \Delta d'_x (w+1-x) + \sum_{x=0}^w \Delta a_x d_x$ човекогодина.

В заключение, двата факторни модела с анализ на отделните разлики Δl_x и ΔL_x са с по-големи познавателни възможности от моделите за крайните ефекти, защото с тях се извършва последователен факторен анализ според таблиците за смъртност от началната възраст 0 години до отделните точни възрасти x или отделните средни възрасти $x + a_x$ години в едногодишните възрастови



интервали $x, x+1$ години. За практически нужди е необходимо да се направи избор на единия от двата модела, който зависи от целта и задачите на изследването. Например, за демографския анализ и животозастраховането може да е по-подходящ факторният модел с анализа на отделните разлики ΔL_x , защото с тях се отчита влиянието на промяната или различието на важната детска смъртност до една година и се правят по-точни оценки на преживяването във всеки възрастов интервал. Другият факторен модел с анализа на отделните разлики Δl_x може да е по-неточен за анализ на преживяемостта в отделните възрастови интервали, но да е по-подходящ за някои приложения в биологията, експерименталната медицина, фармакологията и други области, тъй като с него могат да се отчитат ефекти за точни целочислени възрастови разлики. Препоръчително е обаче анализът да започне най-напред със съответния модел за крайните ефекти с двата отделни фактора $\Delta d'_x$ и $(w+1-x)$ за възрастите от x до w , който има в друг аспект не по-малко важно познавателно значение от избрания модел с анализа на отделните разлики Δl_x и ΔL_x . Разбира се, избраните модели трябва да бъдат приложени в двете разгърнати форми за прякото и косвеното влияние на повъзрастовата смъртност, които ще бъдат представени в следваща статия. В нея ще бъдат представени и резултати от анализа на преживяемостта между мъжете и жените с таблици за смъртност по единични възрасти на НСИ от общото, прякото и косвеното влияние на различията между тяхната повъзрастова смъртност. Резултатите от този анализ ще бъдат сравнени с резултатите, получени с методи на други автори.

ЦИТИРАНА ЛИТЕРАТУРА:

Големанов, Н. и др. (1981). Смъртността в България 1960 - 2000 (анализ и прогнози), Медицина и физкултура, С.

Сугарев, З., Русев, Б. (1992). Демографска статистика. Университетско издателство „Стопанство”, УНСС, С.

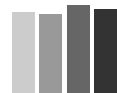
Русев, Б., Сугарев, З. (2008). Демографска статистика. Университетско издателство „Стопанство”, УНСС, С.

Русев, Б. (2010). Отново за „Измерване влиянието на повъзрастовата смъртност върху средната продължителност на живота, Статистика, кн.1 - 2, С.

Христов, Е. (2003). Влияния на повъзрастовата смъртност на населението върху изменението на средната продължителност на живота, Статистика, кн. 1, С.

Chiang, C. L. (1977). Live Table and Mortality Analysis, World Health Organization, Geneva.

Preston, S., and others. (2002). Demography: Measuring and Modeling Population Processes. Oxford: Blackwell Publishers.



ФАКТОРНЫЕ МОДЕЛИ ОБЩЕГО ВОЗДЕЙСТВИЯ ПОВОЗРАСТНОЙ СМЕРТНОСТИ НА ИЗМЕНЕНИЕ СРЕДНЕЙ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТИ ЖИЗНИ

*Емил Христов**

РЕЗЮМЕ Статья посвящается значимой демографической проблеме о воздействии изменений повозрастной смертности на изменение средней продолжительности жизни. Автор уже предложил однозначное решение этой проблемы в статье, опубликованной в 2003 году в том же самом журнале, вып. 1 - 2, которое однако было отвергнуто покойным профессором Б. Русевым в его статье, опубликованной в 2010 году, вып. 1 - 2. Настоящая статья является ответом этой критике. В нее автор не только защищает свою предыдущую статью, но и развивает свою идею с помощью четырех факторных моделей. Методология этих моделей основывается на концепции об анализе процессов и известных связей и зависимостей между показателями в таблицах о смертности, с помощью которых вычисляют средние продолжительности жизни.

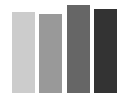
Согласно концепции об анализе процессов все показатели в каждой таблице о смертности изменяются в каждом моменте времени для всех возрастов. На основе связей и зависимостей между этими показателями изменение средней продолжительности жизни $\Delta e_0 = e_0^2 - e_0^1$ в данном отчетном периоде по сравнению с каким-то предыдущим (базовым) периодом может быть проанализировано тремя способами: разностями в числе доживших $\Delta l_x = l_x^2 - l_x^1$ до каждого точного возраста x лет; разностями в числе прожитых человеко-лет $\Delta L_x = L_x^2 - L_x^1$ для каждого повозрастного интервала $x, x+1$ год; и разностями в табличном числе умерших $\Delta d_x = d_x^2 - d_x^1$ в тех самых повозрастных интервалах. Показатель L_x вычисляется более точной формулой: $L_x = l_x - d_x + a_x d_x$, где a_x является средним возрастом умерших d_x только в границах каждого повозрастного интервала $x, x+1$ год. Эти три вида разниц рассматриваются как стоимости, результативные с изменений повозрастной смертности. Основную роль в предлагаемой методологии имеют однако не разницы Δd_x , а обратные разницы $\Delta d'_x = d_x^1 - d_x^2$, посредством которых можно выразить разницы в переживаемости Δl_x и ΔL_x . Факторные разницы $\Delta d'_x$ обоснованы логическим утверждением, что из меньшего табличного числа умерших в данном повозрастном интервале вытекает большее число прожитых человеко-лет по сравнению с меньшим числом прожитых человеко-лет большим табличным числом умерших в том же повозрастном интервале. Из-за этой решающей роли разницы $\Delta d'_x$, для нее предлагается отдельное „демографическое понятие” пережившие в возрастном интервале $x, x+1$ год, в зависимости от разницы между меньшим табличным числом умерших d_x

* Проф., д. экон. н.; e-mail: emil_hristov_37@hotmail.com .

данного населения и бóльшим табличным числом умерших другого населения. В отличие от этого факторного показателя и концепции об анализе процессов, метод профессора Русева основан на условных рядах вероятностей смерти, которые для возрастов с начального 0 года до каждых последующих x лет относятся к базисному периоду, а для остальных возрастов с $x+1$ год до последнего самого высокого возраста смерти - к отчетному периоду. Однако на основе этих рядов вероятностей получаются условные и недопустимые решения по возрасту согласно теории вероятностей, потому что в них неправильно допускается, что средние продолжительности предстоящей жизни e_x^2 для второго (отчетного) периода могут сохраниться посредством числа доживших l_x^1 первого (базисного) периода вместо верными l_x^2 с отчетного периода.

На основе представленной методологии на первом месте автор составил две факторные модели с разностями Δl_x и ΔL_x . Они названы моделями „конечных эффектов”, так как ими измеряются эффекты с изменений в повозрастной смертности с каждого возраста x лет до конечного (наиболее высококого) возраста смерти. В этих моделях наряду с пережившими $\Delta d'_x$, участвует и второй факторный показатель „число лет для доживания” одного человека с $\Delta d'_x$ в повозрастном интервале от x до конечного возраста смерти. Эти два фактора влияют противоположно и раскрывают большие возможности для анализа. Согласно одного второго аспекта задачи, эффекты с изменений повозрастной смертности измеряются с начального возраста 0 лет до каждого следующего возраста x лет или до каждого среднего возраста смерти $x + a_x$ лет, в повозрастных интервалах $x, x+1$ год. Для этих эффектов составлены еще две модели для анализа отдельных разниц Δl_x и ΔL_x , которые также выражены пережившими $\Delta d'_x$ и возрастами для доживания в упомянутых интервалах. В отличие от первых моделей конечных эффектов, вторые модели являются более детальными и указательными, в связи с которым они предлагаются для применения в практике. Выбор одной из них зависит от цели и задач исследования, но так как все модели представляются посредством $\Delta d'_x$, то выбранная модель может впоследствии перейти в соответствующую модель конечных эффектов и обогатить анализ.

В дальнейшем посредством основной зависимости в таблицах о смертности $d_x = q_x * l_x$, автор разделил в своей предыдущей статье общее воздействие повозрастной смертности на две факторные воздействия: прямое воздействие - которое следует только с изменений в вероятностях смерти Δq_x в каждом повозрастном интервале, и косвенное - вытекающее только с изменений доживших Δl_x в возрасте x лет. Сам факторный анализ $\Delta d'_x$ не представлен ни в предыдущей, ни в настоящей, а будет изложен в следующей статье, в которой все четыре модели будут в окончательном виде для прямого и косвенного воздействия повозрастной смертности.



FACTOR MODELS FOR THE GENERAL IMPACT OF MORTALITY BY AGE ON THE CHANGE IN THE EXPECTATION OF LIFE

*Emil Hristov**

SUMMARY The article focuses on the important demographic problem of the impact of variations in mortality by age on the change in the life expectancy. In earlier article of the journal (2003, Issue I) the author proposed a single solution of this problem which was refuted by the late Prof. B. Rusev (2010, Issues I-II). The presented article comes in response to Prof. Rusev's critical position in which the author not only defends his earlier arguments but develops his idea further to four interrelated factor models. The methodology of these models is based on the concept of process analysis and the known relationships and dependencies between indicators in life tables used to calculate the expectation of life.

According to the concept for process analysis, all indicators in every life table change at every point in time for all ages. Based on the relationships and dependencies between these indicators the change in the expectation of life: $\Delta e_0 = e_0^2 - e_0^1$ in a reporting period as compared to a previous (base) period may be analysed in three ways: using the differences in the number of persons surviving to any exact age x years: $\Delta l_x = l_x^2 - l_x^1$, using the differences in the number of person-years reached in any age interval $x, x + 1$ years: $\Delta L_x = L_x^2 - L_x^1$, and using the differences in the number of dying persons from x to $x + 1$ years: $\Delta d_x = d_x^2 - d_x^1$. The indicator L_x may be computed using a more accurate formula: $L_x = l_x - d_x + a_x d_x$ where a_x is the mean age of dying persons d_x only within the limits of every age interval $x, x + 1$ years. The three types of differences are viewed as values resulting from the change in mortality by age. However, the main importance in this methodology is not attributed to the differences Δd_x but the reverse differences $\Delta d'_x = d_x^1 - d_x^2$, which can be used to express the differences in surviving Δl_x and ΔL_x . The factor differences $\Delta d'_x$ are supported by the logical assertion that a smaller number of dying persons in a given age interval entails more survived person-years than a smaller number of survived person-years by a larger number of dying persons in the same age interval. Due to this decisive importance of the difference $\Delta d'_x$ the author proposes that it is considered as a new separate demographic concept: "surviving persons in the age interval $x, x + 1$ years according to the difference between the smaller number of dying persons d_x of one population and the larger number of dying persons of the other population". In contrast to this factor indicator and the concept of process analysis, the method employed by Prof. Rusev is based on conditional rows of probabilities of dying, which for the ages starting from 0 years to each following x years are taken from the base period, while for the remaining ages $x + 1$ years up to the highest age of mortality $w + n$ years are taken from the reporting period. These

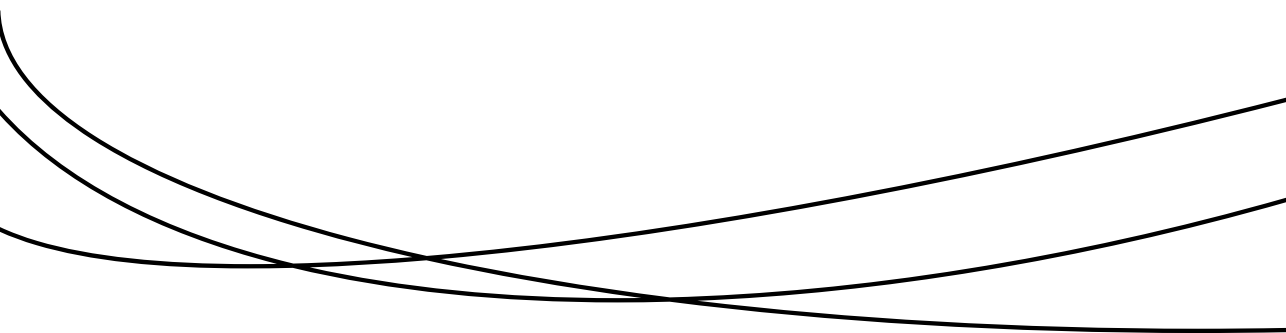
* Prof., Ph.D. in Economics; e-mail: emil_hristov_37@hotmail.com .

rows of probabilities, however, yield conditional and unacceptable solutions by age using probability theory, because they incorrectly assume that the mean length of remaining lifetime for the second (reporting) period, for the ages from x to $w + n$, could be retained by means of the number of surviving persons l_x^1 taken from the first (base) period instead of the correct l_x^2 taken from the reporting period.

On the basis of the above methodology the author sets forth two factor models using the differences Δl_x and ΔL_x . They are termed models for ultimate effects (effects to the ultimate highest age) because they are used to measure the effects from the changes in mortality by age of every age from x years to the ultimate (the highest) age of dying. Besides the number surviving persons $\Delta d_x'$ these models involve also a second factor indicator "years of surviving" of a person from $\Delta d_x'$ in the age interval from x to the ultimate dying age. The two factors have opposite impact which contributes to the substantial possibilities of this analysis. According to a second aspect of the problem the effects of the changes in mortality by age are measured from the starting age of 0 years to every subsequent age x years or to every mean dying age $x + a_x$ years in age intervals $x, x + 1$ years. Two more models for analysis of the individual differences Δl_x and ΔL_x , which are also expressed through the number of surviving persons $\Delta d_x'$ and the surviving ages in the given intervals. In contrast to the former models for ultimate effects, the latter ones are more detailed and indicative according to the life tables and are therefore proposed for practical implementation. The choice which one of them should be employed depends on the purposes and objectives of the particular study, but due to the fact that each model is expressed through $\Delta d_x'$ the selected model can be subsequently converted into the respective ultimate effects model thus enriching the study.

Furthermore, in his previous article the author used the main dependency in the life tables $d_x = q_x * l_x$ to split the general influence of mortality by age into two factor influences: direct influence - based only on the probability of dying Δq_x in every age interval; and indirect influence - based only on the changing number of surviving persons Δl_x aged x years. The factor analysis of $\Delta d_x'$ was not presented in the previous article, neither is it presented in the current one, but will be included in a future publication which will demonstrate the final versions of all four models for the direct and indirect impact of mortality by age.

**СТАТИСТИЧЕСКИ ИЗСЛЕДВАНИЯ И
АНАЛИЗИ**





НАПРЕЧНИТЕ СИНТЕТИЧНИ КОЕФИЦИЕНТИ В ДЕМОГРАФИЯТА

*Марта Сугарева**

Увод

В демографията съществува известна неяснота относно смисловото значение на основни понятия като „раждаемост“, „смъртност“, „брачност“, „бракоразводност“ и други¹. Тази неяснота се отразява върху количествените характеристики, които се дават за равнището и динамиката на тези процеси, базирани на съответни индикатори (за раждаемостта, смъртността, брачността, бракоразводността и други). По своята същност разискваните тук понятия се отнасят до демографски процеси, съставени от единици-събития, или до т.нар. периодни съвкупности² (в демографията и в статистиката).

Според Р. Преса (Преса, 2005, с. 267) например трябва да се прави разлика между „раждаемост на жените“, „раждаемост на браковете“ и (много рядко) „раждаемост на мъжете“.

Когато се търси индикатор на някакво научно понятие, необходимо е да се вникне възможно най-пълно в смисловото съдържание на самото понятие, в това, което то изразява на съответния език - в случая на български³.

* Професор, д.и.н., Факултет по икономически и социални науки, ПУ „Паисий Хилендарски“; e-mail: marta.sugareva@yahoo.com .

¹ За доказателство могат да се посочат публикации в медиите по въпросите на раждаемостта през 2012 година. Много често понятието „раждаемост“ се идентифицира с броя на ражданията през годините, но това е твърде елементарно схващане, което не покрива системата от индикатори, стандартно използвани в демографските изследвания.

² Периодните съвкупности се различават от моментните съвкупности. Последните се състоят от единици, които са налични (съществуват) едновременно към определен момент от времето. Периодните съвкупности от своя страна имат за единици събитията, които възникват в определен период от време. Тези единици се „натрупват“ (акумулират се) и се отчитат за целия период (напр. за една календарна година). Данни за моментни съвкупности на населението („моментни снимки“) (Stock data, англ.) се получават в резултат на различни анкети, като най-важният вид сред тях е преброяването на населението (population census), извършвано от националните статистически институти на всяка държава на периоди от около 10 години. Данни за периодните съвкупности (Flow data, англ.) се събират текущо чрез съответни първични документи, въз основа на които се формира и поддържа информационната база на системата за гражданска регистрация на населението ЕСГРАОН в МРРБ и информационната система „Демография“ в НСИ.

³ Авторът изказва благодарност на д-р Камелия Лилова за полезните идеи и обсъждания при изясняване на демографските понятия и свързаните с тях измерители.

1. Понятието „раждаемост” и измерителите на раждаемостта

За нас смисълът на понятието „раждаемост” на български език е двук:

- 1) раждаемостта на 1 000 души от цялото население, в смисъл на процес, който води до определен естествен прираст на населението;
- 2) раждаемостта на индивидуално ниво - средно на една жена.

В първия случай естествено се налага използването на индикатора, познат като **брутен коефициент за раждаемост** (БКР), брой на живородените деца в рамките на определено население (дефинирано спрямо определена територия) за една календарна година на 1 000 души от средногодишното население.

$$БКР = \frac{N}{\bar{S}} 1000 ,$$

където:

N е броят на живородените деца през годината;

\bar{S} - средногодишното население.

Основният (информационен) недостатък на този показател е, че силно се влияе от възрастовата структура на населението. При населения с по-„млада” възрастова структура този показател показва „изкуствено” завишени стойности, а при населения със „стара” възрастова структура показва „изкуствено” занижаване. В случая „опорната точка” (спрямо която говорим за „завишаване” или „занижаване”) е раждаемостта във възрастовите групи, или т.нар. повъзrastова раждаемост. Когато се правят сравнителни изследвания (между различни населения или в динамика - за едно и също население), този показател може да доведе до подвеждащи резултати поради споменатата му особеност.

Във втория случай - когато под „раждаемост” се разбира раждаемостта на жените, т.е. броят на децата, които ражда средно една жена, се натъкваме на една (известна в демографията) методологична трудност - едновременното проявление на два взаимно проникващи се процеса - т.нар. кохортен и годишен ефект. Известно е, че демографските процеси могат да се изследват „напречно” (по отчетни периоди, напр. по календарни години) или по кохорти (по поколения). Когато се изследват реални поколения, могат да се изчисляват показатели от типа на „средно потомство” на дадено поколение, т.е. среден брой деца, с които една жена (от даденото поколение) завършва своя репродуктивен период (навършва възрастта 50 години). При сравнението между подобни показатели, изчислени за различни поколения жени, може да се изследва динамиката на раждаемостта, освободена от влиянието на възрастовата структура.



Този тип изследвания обаче се прилагат сравнително рядко в практиката, тъй като имат главно историческо знание - характеризират раждаемостта при кохорти жени, които вече са излезли от репродуктивната възраст. Изследователският интерес от своя страна е насочен по-скоро към съвременната динамика на раждаемостта, т.е. към раждаемостта на жените в репродуктивна възраст, тъй като този контингент жени има определящо значение за съвременното състояние на процеса.

За целта в демографията е разработен т.нар. „**специфичен коефициент за раждаемост**” (**СКР**), понякога неправилно наричан „коефициент за плодовитост” (*General Fertility rate*, англ.) - брой на живородените деца за една календарна година на 1 000 жени в репродуктивна възраст (средногодишно население).

$$СКР = \frac{N}{\bar{S}_{15-49}^{жк}} 1000.$$

СКР е напречен показател, който се различава от brutния коефициент по това, че в знаменателя фигурира само част от средногодишното население, а именно средногодишният брой на жените във фертилна възраст. Те теоретично са „изложени на риска” да родят дете. Този показател обаче, подобно на brutния коефициент, също изпитва влиянието на възрастовата структура; в този случай - на възрастовата структура на фертилния контингент.

За да се избегне това влияние, е възможно за числовото характеризиране на раждаемостта да се използва **серията от повъзrastови коефициенти за раждаемост за всяка от възрастните групи (x) на фертилния контингент, ПКР_x**:

$$ПКР_x = \frac{N_x}{\bar{S}_x^{жк}} 1000,$$

където:

N_x е броят на живородените деца през годината от майки на възраст x ($x = 15 - 49$);
 $\bar{S}_x^{жк}$ - средногодишният брой на жените на възраст x .

За всяка възрастна група ПКР показва броя на живородените деца на 1 000 жени (средногодишно население) от тази група.

Възможно е серията от подобни коефициенти да се отнася до 5-годишни възрастни групи на жените или до едногодишни. По-често се използват 5-годишни възрастни групи, тъй като това води до по-малък и по-лесно обозрим брой на повъзрастните коефициенти.

При използването на серия от ПКР обаче винаги съществува неудобство, произтичащо от големия брой числа, които трябва да се сравняват, когато правим сравнителен анализ на раждаемостта (между различни населения) или анализ на динамиката на раждаемостта.

За да се преодолее това неудобство, през последните 2 - 3 десетилетия в демографските изследвания и в базите данни навлязоха т.нар. **тотални** (синтетични, интегрални, общи) напречни **коэффициенти**. Тяхното конструиране се основава на хипотезата, че наблюдаваният през календарната година „модел” на повъзrastова интензивност на процеса (разпределение на интензивностите в зависимост от възрастните групи) може да бъде прехвърлен („транспониран”) върху фиктивна кохорта, така че на всяка възраст тази кохорта да има същата интензивност на процеса както съответната възrastова група през наблюдаваната календарна година (период).

В случая, когато изследваният процес е раждаемостта, „крайното потомство” на тази фиктивна кохорта може да се представи приблизително като сума от „транспонираните” повъзrastови коэффициенти за раждаемост⁴.

2. Тотален коэффициент на раждаемост

Тоталният коэффициент за раждаемост (ТКР) се изчислява като сума от **всички** повъзrastови коэффициенти:

$$TKP = \sum_{x=15}^{49} PKP_x = \sum \frac{N_x}{S_x} 1000.$$

Този коэффициент показва средния брой деца, родени от 1 000 жени от фиктивна кохорта (през целия им репродуктивен период), които на всяка възраст раждат с интензивност, равна на наблюдаваната през годината при жените от съответните възрастни групи.

По начина на своето конструиране този коэффициент представлява мисловно съчетаване на напречния и надлъжния подход в демографията. Изчислените повъзrastови коэффициенти за всяка от възрастите x (PKP_x) се прехвърлят върху хипотетична кохорта от жени, навършили 15-годишна възраст. Коэффициентите използват в качеството им на показатели за „интензивност”, в слу-

⁴ По-точно, в случая се извършва смесване между стойностите на повъзrastовите коэффициенти и съответните „вероятности” (елементи на т.нар. „демографски таблици”, вж. Преса, 2005). Изчисленията се извършват по-точно, като се вземат под внимание т.нар. „елементарни съвкупности на отпадналите”, образувани по 3 признака: 1) поколение (година на раждане (възникване на кохортата), 2) година на отпадане (умиране) и 3) възраст на отпадане (на умиране).



чая - в качеството им на „вероятности за раждане” на възраст x . (За смисъла на това понятие вж. Преса, цит. съч., с. 34. Вж. също Сугарева, 2004, с. 55 - 57 - „надлъжен анализ”.)

На практика при построяването на тоталните коефициенти се извършва приравняване на напречните коефициенти към (хипотетични) вероятности, присъщи на една (хипотетична) кохорта от жени.

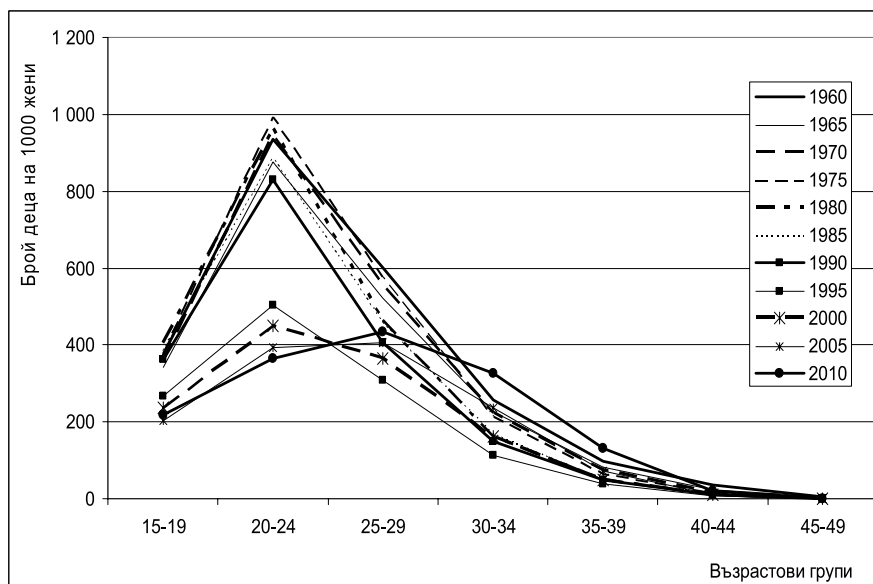
Сумата от тези показатели за интензивност (за всички възрасти на фертилния период), когато се раздели на 1 000 (за да се приравни средно към една жена), дава представа за **средния брой деца**, с които една жена (от хипотетично поколение) би завършила своя репродуктивен период, при условие че на всяка възраст поколението ражда с интензивност, равна на наблюдаваната през съответната календарна година при жените от същата възраст. Поради тази причина тоталният коефициент за раждаемост (приравнен към една жена) се нарича също **„среден брой деца на една жена”**.

Той е свободен от влиянието на възрастовата структура на населението, както и от възрастовата структура на фертилния контингент. Трябва все пак да се има предвид, че ако е изчислен на базата на 5-годишни възрастови групи (при което се налага всеки от коефициентите, които се сумират, да бъде умножен по 5), сумарният (синтетичен, тотален) коефициент ще отразява влиянието на възрастовата структура⁵ вътре в петгодишните групи.

Основният недостатък на тоталния коефициент за раждаемост се състои в трудната му интерпретация. Най-лесно неговият смисъл може да се възприеме, като се покаже графиката на „повъзравостата раждаемост” ($ЛКР_x$) и като се посочи, че неговата стойност е равна на площта под кривата на повъзравостата раждаемост (фиг. 1).

⁵ Изследването на влиянието на възрастовата структура - както в този случай, така и в случая, когато се използват брутни коефициенти - би трябвало да се свърже с разпределението на интензивностите (коефициенти или вероятности) по възраст (по възрастови групи). По въпроса за методите, адекватни за подобни изследвания, в нашата статистическа литература съществуват различни мнения и подходи, на които тук няма да се спирам. Студентите и изследователите следва да се насочат към т.нар. „индексен анализ” в статистиката, при който се изследват влиянията на т.нар. интензивен и екстензивен фактор.

Фиг. 1. Повъзрастови коефициенти за раждаемост в България през периода 1960 - 2010 година



Източник: Лилова К., Моделиране на процеса на остаряване на населението в България. Дисертация, БАН, ИИНЧ, 2012 г.

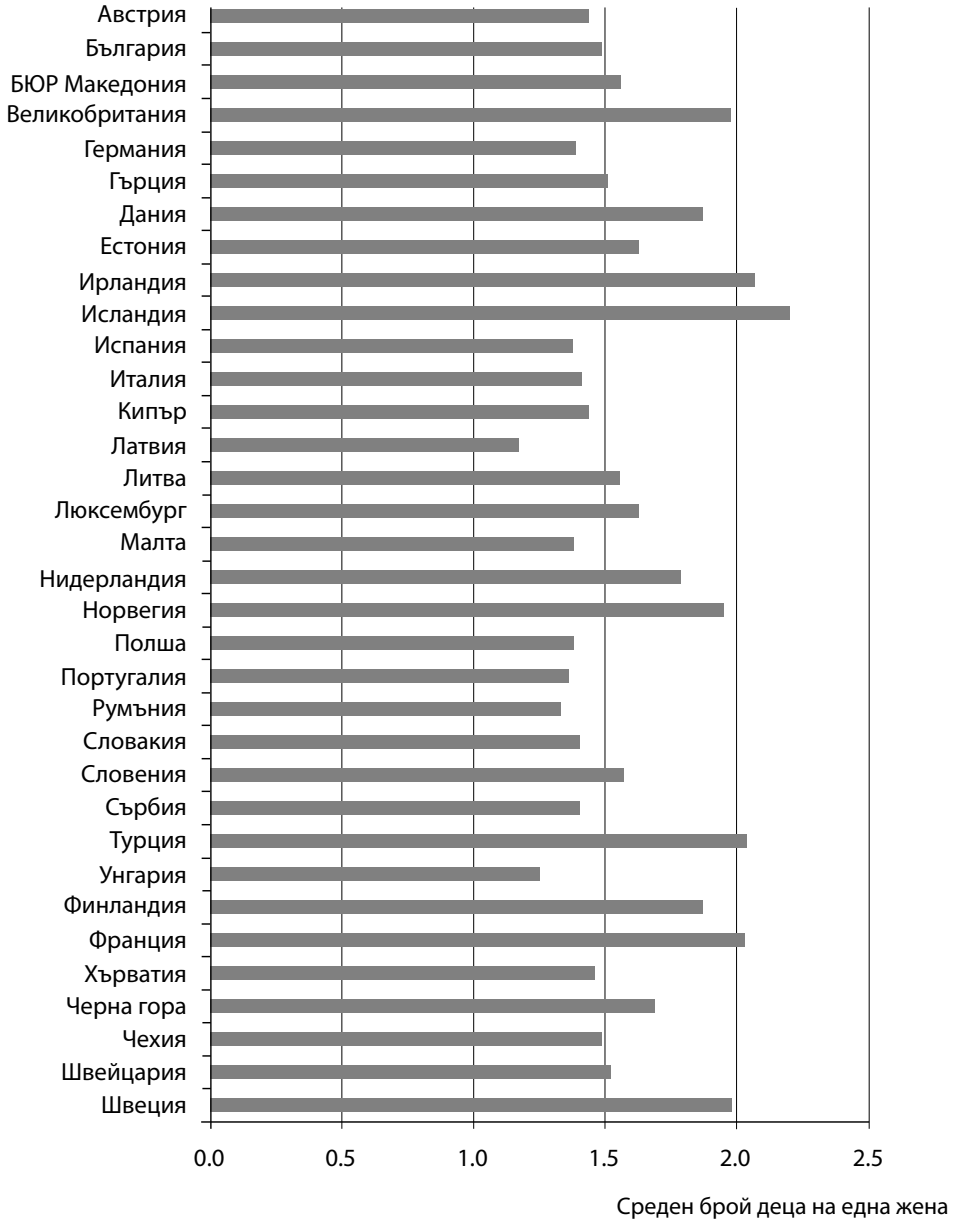
1. Тотален коефициент на раждаемост в България по местоживееене през периода 2004 - 2011 година

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Общо	1.29	1.31	1.38	1.42	1.48	1.57	1.49	1.51
В градовете	1.19	1.24	1.31	1.35	1.42	1.49	1.43	1.43
В селата	1.61	1.56	1.6	1.62	1.65	1.77	1.64	1.74

Източник: <http://www.nsi.bg/otrasal.php?otr=19>.



Фиг. 2. Тотален коефициент на раждаемост (среден брой деца на една жена) в европейските страни за 2010 година



Източник: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu>
(Population-Main tables).

3. Тотален коефициент за първа брачност

Тоталният коефициент за първа брачност (ТКБ) - по аналогия с този за раждаемост - се изчислява като сума от повъзрастовите коефициенти за първа брачност на жените за възрастите x ($ПКПБ_{ж, x}$), където x варира от 16 до w (последната възраст, на която има население).

$$ТКБ = \sum_{n=16}^w ПКПБ_{ж, x} / 10,$$

където:

$$ПКПБ_x = \frac{B_x}{\bar{S}_{x, неом.}^{жс}} 1000,$$

където:

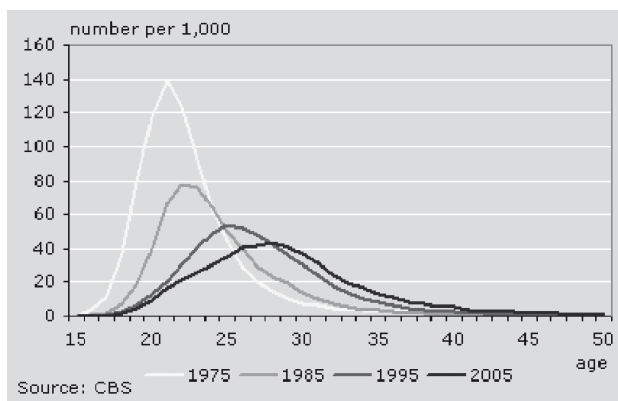
B_x е броят на сключените първи бракове от жени на възраст x ;

$\bar{S}_{x, неом.}^{жс}$ - броят на неомъжваните жени (които никога не са сключвали брак) - средногодишно население.

Сумата от тези коефициенти (тоталният коефициент), след като се приравни към 100, показва процента на жените, които някога през живота си сключват първи брак. Това е вярно за хипотетична кохорта жени, които биха сключили първи брак на различните възрасти с интензивност, равна на тази, регистрирана при жените на същите възрасти през годината на наблюдение.

Тоталният коефициент за брачност е пропорционален на площта под кривата на повъзрастовите коефициенти за първа брачност на жените (фиг. 3).

Фиг. 3. Повъзрастови коефициенти за първа брачност на жените в САЩ през периода 1975 - 2005 година



Източник: <http://www.google.bg/search?q=marriage+rate&hl>.



Изчислени стойности на тоталния коефициент за брачност (приравнени към 1 жена) в европейските страни за периода 1960 - 2003 г. могат да се видят на табл. 2. (Коефициентът обхваща само възрастите под 50 години, тъй като в по-високите възрасти първата брачност е изключение.)

2. Тотален коефициент за първа брачност на жените под 50-годишна възраст в европейските страни през периода 1960 - 2003 година

Страни	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2002	2003
Албания	0.82	0.84	0.75	0.79	0.77	0.80	0.99
Армения	0.92	0.52	0.54	0.50	0.55
Австрия	1.03	1.00	0.91	0.75	0.68	0.60	0.58	0.57	0.55	0.50	0.51
Азербайджан	1.20	0.85	0.68	0.83	0.98	1.05	1.04	0.65	0.54	0.57	.
Белгия	1.05	1.00	0.98	0.89	0.77	0.65	0.72	0.57	0.51	0.46	.
Босна и Херцеговина	0.69	0.71	0.67
България	1.05	0.93	0.97	1.00	0.97	0.96	0.90	0.55	0.53	0.47	0.51
Хърватска	0.91	0.97	0.87	0.82	0.79	0.77	0.70	0.63	0.65	0.69	0.68
Кипър	0.78	1.22	1.18	1.21	1.42	1.55	1.60
Чехия	1.04	0.90	0.91	0.99	0.90	0.91	1.02	0.50	0.50	0.48	0.45
Дания	1.01	0.99	0.81	0.67	0.53	0.57	0.60	0.65	0.73	0.73	0.69
Естония	.	.	1.04	0.94	0.94	0.88	0.79	0.45	0.37	0.42	.
Финландия	0.96	0.93	0.94	0.70	0.67	0.58	0.58	0.57	0.62	0.64	0.61
Франция	1.03	0.99	0.92	0.86	0.71	0.54	0.56	0.50	0.61	0.58	0.57
Грузия	0.99	0.96	0.80	0.57	0.37	.	0.28
Германия	1.06	1.11	0.98	0.81	0.69	0.63	0.64	0.56	0.59	0.54	.
Унгария	0.99	0.98	0.97	1.00	0.89	0.86	0.77	0.56	0.49	0.47	0.47
Исландия	0.79	0.55	0.52	0.45	0.50	0.70	0.64	0.59
Ирландия	0.93	1.00	1.08	0.94	0.83	0.69	0.70	0.59	.	.	.
Италия	0.98	1.03	1.01	0.95	0.78	0.67	0.69	0.63	0.64	0.62	.
Латвия	.	.	.	1.01	0.97	0.93	0.93	0.47	0.40	0.44	0.45
Литва	.	.	1.14	1.01	0.94	0.98	1.05	0.70	0.56	0.54	0.55
Молдова	1.11	1.06	1.20	0.89	.	0.58	.
Холандия	1.05	1.13	1.06	0.83	0.68	0.57	0.66	0.53	0.59	0.59	0.56
Норвегия	1.04	0.87	0.96	0.80	0.65	0.57	0.58	0.54	0.60	0.56	0.53
Полша	.	.	0.91	0.93	0.90	0.89	0.91	0.67	0.63	0.57	0.58
Португалия	0.94	1.04	1.21	1.39	0.89	0.79	0.88	0.78	0.75	0.66	0.67
Румъния	1.15	0.93	0.82	0.97	1.02	0.89	0.92	0.73	0.64	0.66	0.69
Русия	1.18	1.09	1.06	1.03	1.06	0.97	1.00	0.75	.	.	.
Сърбия и Черна гора	0.89	0.96	0.92	0.81	0.82	0.80	0.77	0.78	0.68	.	.
Словакия	1.03	0.88	0.86	0.94	0.87	0.90	0.96	0.58	0.52	0.50	0.50
Словения	.	.	0.96	0.99	0.79	0.64	0.51	0.51	0.45	0.43	0.42
Испания	1.00	0.98	1.01	1.05	0.76	0.64	0.69	0.60	0.63	0.60	.
Швеция	0.95	0.95	0.62	0.63	0.53	0.53	0.55	0.44	0.53	0.49	0.51
Швейцария	0.96	0.90	0.87	0.65	0.66	0.67	0.74	0.64	0.64	0.65	0.63
БЮР Македония	0.93	1.02	0.91	0.86	0.92	0.91	0.87	0.98	0.83	0.85	.
Турция	0.84	0.75	0.67	0.65	.
Великобритания	1.04	1.00	1.04	0.87	0.76	0.66	0.62	0.54	0.54	.	.

Източник: Council of Europe, Recent Demographic Developments in Europe (2005), p. 56.

Вижда се, че в повечето от държавите, включително в България, през последните години около 50% от населението (по-точно от жените) никога не сключва брак. За България трябва да се отбележи, че този резултат е силно повлиян от брачното поведение на етническите малцинства - турско и ромско, които поначало (традиционно) в повечето от случаите не сключват граждански брак, макар да живеят в социално регламентирани съюзи (консенсуални съюзи). Този тип поведение се различава по своята социологическа същност от т.нар. „младежки съжителства”, тъй като отказът от институцията на брака е само формална - има отказ само от юридически брак, но не и от брака като нормативно регулирано отношение между мъжа и жената.

4. Тотален коефициент за бракоразводност

Тоталният коефициент за бракоразводност се изчислява на базата на частични (групови) коефициенти за бракоразводност **по продължителност на брака**. Това е така, защото интензивността на бракоразводите се оценява в рамките на браковете, сключени преди x години (с продължителност x).

Тоталният коефициент за бракоразводност, *ТКБР* (*total divorce rate*), се изчислява по формулата:

$$TKBP = \sum_{x=0}^{50} KBP_x,$$

където KBP_x е частичен (групов) коефициент за бракоразводност при продължителност на брака x години.

Частичните коефициенти за бракоразводност (при продължителност на брака x години), KBP_x , се изчисляват по формулата:

$$KBP_x = \frac{P_x}{B_x},$$

където:

P_x е броят на разводите, регистрирани през годината, с продължителност на брака x години;

B_x е броят на сключените бракове преди x години (спрямо годината на наблюдение на разводите).

Тоталният коефициент за бракоразводност показва **процента на браковете, завършващи с развод**, сред фиктивна кохорта бракове, които при всяка продължителност биха имали вероятност за развод, равна на съответните частични коефициенти, съответстващи на същите продължителности на брака, наблюдавани през годината на наблюдение.

Данни за динамиката на този показател в европейските страни през периода 1960 - 2003 г. могат да се видят на табл. 3.



3. Тотален коефициент за бракоразводност в европейските страни през периода 1960 - 2003 година

Страни	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2002	2003
Албания	0.08	0.09	0.12	0.12	0.11	0.11
Австрия	0.14	0.14	0.18	0.2	0.26	0.31	0.33	0.38	0.43	0.44	0.43
Армения	.	.	0.16	0.15	0.17	0.16	0.18	0.11	0.04	0.07	0.08
Белгия	.	.	0.1	0.16	0.21	0.27	0.31	0.55	0.45	0.54	.
България	0.1	0.13	0.14	0.15	0.18	0.21	0.16	0.18	0.21	0.21	0.26
БЮР Македония	0.07	0.05	0.03	0.09	0.06	0.05	0.05	0.04	0.09	0.09	.
Великобритания	.	.	0.16	0.3	0.38	0.42	0.42	0.43	.	.	.
Германия	0.12	0.13	0.17	0.25	0.25	0.34	0.29	0.33	0.41	.	.
ФРГ (преди обединението)	.	.	0.15	0.22	0.23	0.32	0.31	0.38	.	.	.
Бивша ГДР	0.16	0.17	0.19	0.3	0.32	0.39	0.24	0.18	.	.	.
Гърция	.	.	0.05	0.05	0.1	0.11	0.09	0.17	0.18	.	.
Дания	0.19	0.18	0.25	0.36	0.4	0.46	0.44	0.41	0.45	0.46	0.47
Естония	0.5	0.49	0.46	0.66	0.47	0.48	.
Исландия	.	.	0.18	0.26	0.28	0.36	0.34	0.34	0.4	0.38	0.38
Испания	0.08	0.1	0.15	.	0.1	.
Италия	.	.	0.05	0.03	0.03	0.04	0.08	0.08	.	0.13	.
Кипър	0.04	0.06	0.07	0.15	0.21	0.21	0.23
Латвия	.	0.3	0.51	0.52	0.54	0.48	0.44	0.35	0.34	0.37	0.32
Литва	0.07	0.1	0.25	0.33	0.38	0.38	0.39	0.32	0.39	0.41	0.42
Лихтенщайн	0.16	0.18	.	0.57	0.56
Люксембург	.	.	0.1	0.1	0.26	0.31	0.36	0.33	0.47	0.51	0.48
Молдова	0.37	0.28	0.39	0.39	.
Нидерландия	0.07	0.07	0.11	0.19	0.25	0.35	0.3	0.36	0.38	0.37	0.33
Норвегия	0.09	0.1	0.13	0.21	0.25	0.33	0.43	0.45	0.45	0.46	.
Полша	0.07	0.1	0.14	0.15	0.14	0.17	0.15	0.14	0.17	0.18	0.2
Португалия	0.01	0.01	0.01	0.02	0.07	0.11	0.12	0.16	0.26	0.39	.
Румъния	0.21	0.21	0.04	0.2	0.19	0.19	0.19	0.2	0.19	0.2	0.21
Русия	0.17	0.19	0.34	0.38	0.42	0.41	0.4	0.5	.	.	.
Словакия	0.07	0.08	0.11	0.18	0.18	0.2	0.23	0.24	0.27	0.33	0.32
Словения	.	0.1	0.13	0.15	0.15	0.19	0.15	0.14	0.21	0.25	0.24
Сърбия и Черна гора	0.17	0.12	0.12	0.12	0.14	0.15	0.14	0.12	0.13	.	.
Турция	.	.	0.04	0.05	0.05	0.05	0.06	0.06	0.06	0.09	.
Украйна	0.12	0.17	0.29	0.34	0.36	0.36	0.37	0.38	0.4	0.38	0.37
Унгария	0.15	0.2	0.22	0.24	0.25	0.29	0.27	0.34	0.38	0.42	0.42
Финландия	0.11	0.13	0.17	0.26	0.28	0.28	0.42	0.48	0.51	0.5	0.51
Франция	0.1	0.11	0.12	0.17	0.22	0.31	0.32	0.38	0.38	0.43	.
Хърватия	.	0.18	0.13	0.13	0.13	0.14	0.15	0.14	0.15	0.16	0.17
Чехия	0.16	0.2	0.26	0.3	0.31	0.36	0.38	0.38	0.41	0.46	0.48
Швейцария	0.12	0.13	0.15	0.21	0.27	0.29	0.33	0.38	0.26	0.4	0.41
Швеция	0.16	0.18	0.23	0.5	0.42	0.45	0.44	0.52	0.55	0.55	0.54

Източник: Recent Demographic Development, Council of Europe, 2004, p. 68.

Може да се каже, че в таблицата е представена динамиката на относителния дял на браковете, завършващи с развод (тъй като коефициентът е приравнен към един брак). Този относителен дял се променя съществено през разглеждания период (наричан понякога „втори демографски преход“⁶, вж. Van de Каа, 1978) - от близо единица до близо 0.5. В страните от Източна Европа се наблюдават особености по отношение на „втория демографски преход“. Като цяло той започва по-късно, но протича в по-кратък период от време и с по-голяма скорост. Що се отнася до разводите обаче в нашите страни нарастването на бракоразводността започва по-рано, още през 60-те години на ХХ в., но достига по-ниски равнища в сравнение със страните от Западна Европа.

Накрая ще отбележим, че синтетичният показател за смъртност е средната продължителност на предстоящия живот при раждане (e_0)⁷. Също както горните (тотални) коефициенти e_0 се получава в резултат на изчисления, комбиниращи напречния и надлъжния подход. За една фиктивна кохорта (поколение живородени) се приема, че интензивността на смъртността във възрастовите групи е равна на тази, регистрирана в напречните данни (за една, две или три календарни години, за които се отнася таблицата за смъртност) в същите възрастови групи. Средната продължителност на предстоящия живот на едно лице от тази кохорта (при раждане) е стойността на e_0 - **синтетичен показател**, чрез който се характеризира равнището на смъртност за календарната година (понякога за две- или тригодишен период).

⁶ Нарастването на бракоразводността е само един от елементите на втория демографски преход. Други важни елементи са: намаление на брачността и разпространение на извънбрачните съжителства (на семейни начала); намаление на тоталния коефициент за раждаемост под равнището от 2.1 (за което се смята, че осигурява простото демографско възпроизводство); промяна в семейното поведение (по-късно встъпване в семейни съюзи, по-късно начало на ражданията, разпространение на „новите модели на семейство“ (еднородителски семейства, рекомпозирни семейства и др.); поява и разпространение на съзнателен отказ от родителство и други.

⁷ Изчисляването на e_0 се извършва чрез т.нар. таблица за смъртност - специфичен демографски модел, почиващ на принципа на отпадане на единици от една начална съвкупност (кохорта), като вероятността за отпадане „вероятност за преход“ - в общия случай на „демографските таблици“ следва определен повъзрастов модел - повъзрастово разпределение на вероятностите, свързано с наблюдавани през календарната година (за която се отнася таблицата) интензивности на процеса по възраст (измервани чрез съответни повъзрастови коефициенти).



Заклучение

В България демографските процеси твърде често се представят в медиите, както и в някои специализирани публикации, по един неясен, дори понякога неверен начин. Много често за характеризиране на процесите раждаемост, смъртност, брачност, бракоразводност и др. се използва само броят на събитията или се показват само брутни коефициенти, без обаче да се отбележи техният недостатък, свързан с влиянието на възрастовата структура.

В съвременния период, когато в страната се извършват интензивни външно-миграционни движения, възрастовата структура, както и структурите по семейно положение, търпят извънредно силна динамика. Това прави оценките на процесите брачност и бракоразводност, извършвани на базата (динамиката) на проценти от населението с определен семеен статус, изместени спрямо поставената цел. Оценките на раждаемостта, правени на базата на общия брой на събитията (през отделни календарни години), както и брутни коефициенти (на 1 000 души от населението), също са силно повлияни от променящата се възрастова структура на населението.

Правилни и точни оценки могат да се направят на базата както на повъзрастовите коефициенти, така и на тоталните коефициенти. Последните имат свойството да представят интензивността на определен процес чрез едно единствено число, което ги прави незаменими при международни и регионални сравнения, както и при изследванията в динамика.

У нас все още тоталните коефициенти малко се познават и се използват сравнително рядко (предимно в публикации на НСИ), което обуславя трудното възприемане на тези показатели от неспециалисти и медии. Все още съществуват различни наименования за един и същ коефициент, както и ненужни терминологични спорове⁸. Всичко това налага по-нататъшна работа за изясняване на съдържанието и познавателната стойност на тоталните коефициенти в демографията, както и за тяхното популяризиране.

⁸ В публикациите на НСИ все още традиционно се използват наименованията „тотален коефициент за плодовитост“, „повъзрастова плодовитост“ вместо „тотален коефициент на раждаемост“, „повъзрастова раждаемост“. Това също води до неясноти и трудности при интерпретацията на показателите.

ЦИТИРАНА ЛИТЕРАТУРА:

Лилова К. (2012). Моделиране на процеса на остаряване на населението в България. Дисертация, БАН, ИИНЧ.

Преса Р. (2006). Речник по демография, превод на български. Изд. „Авалон”, С.

Van de Каа (1987). Europe's Second Demographic Transition. Population Bulletin, Vol. 42. Population Council, No 1.



ПОПЕРЕЧНЫЕ СИНТЕТИЧЕСКИЕ КОЭФФИЦИЕНТЫ В ДЕМОГРАФИИ

*Марта Сугарева**

РЕЗЮМЕ В статье уточняются методологические проблемы построения и интерпретации целого ряда демографических показателей, известных как „тотальные” (синтетические, интегральные) коэффициенты. Эти коэффициенты, вычисляемые на основе парциальных (чаще всего возрастных) коэффициентов дают представление об интенсивности данного демографического процесса (рождаемости, брачности, бракоразводности и т. д.) в одном календарном году (иногда для двух или трех лет) - в целом, одним единственным числом. Тотальные коэффициенты имеют свойство представить соответствующий процесс как бы „освобожденный” от воздействия возрастной структуры населения.

В Болгарии эти коэффициенты используются относительно редко; существуют трудности в их представлении неспециалистам и средствам массовой информации. При этом, все еще используют разные названия одного и того же коэффициента, наблюдаются ненужные терминологические споры по этим вопросам. Все это требует дальнейшей работы по уточнению содержания и познавательной стоимости тотальных коэффициентов в демографии и их популяризации среди пользователей демографической информации.

* Профессор статистики и демографии на Факультете экономических и социальных наук Пловдивского университета имени Паиссия Хилендарского; e-mail: marta.sugareva@yahoo.com .

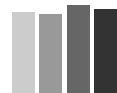
SYNTHETIC (TOTAL) RATES IN DEMOGRAPHY

*Marta Sugareva**

SUMMARY The methodological problems of constructing and interpreting a specific group of indicators in demography, known as the so-called „total rates”, are being discussed in the article. These rates, calculated on the basis of partial rates (usually - age specific rates) display the intensity of a given demographic process (fertility, nuptiality, divorces) - during a calendar year within only one synthetic figure. The total rates possess the quality to be „free” from the effects of the population age structure.

In Bulgaria the use of these rates is relatively rare; there are some difficulties to explain and present them to non-experts and to the media. There is still some terminological ambiguity, and unnecessary disputes in the field. All this implies the need to further clarify the content and the cognitive value of the total rates in demography, as well as their further popularization among the users of demographic information.

* Professor of Statistics and Demography, Faculty of Economics and Social Sciences, „Paisii Hilendarski” Plovdiv University; e-mail: marta.sugareva@yahoo.com .



ВЛИЯНИЕТО НА ИНДЕКСА НА ТЕЛЕСНАТА МАСА И ТЮТЮНОПУШЕНЕТО ВЪРХУ РАЗЛИКАТА В СРЕДНАТА ПРОДЪЛЖИТЕЛНОСТ НА ПРЕДСТОЯЩИЯ ЖИВОТ

*Петя Брайнова**

1. Въведение в основните декомпозиционни методи

1.1. Въведение

Настоящото изследване има за цел да представи един известен детерминистичен метод, наречен **Data Envelopment Analysis (DEA)**, и да покаже неговото приложение в областта на демографската статистика. Класическото предназначение на DEA е да сравнява хомогенни единици на базата на тяхната ефективност. Той пресмята ефективността на всяка единица като отношение между произведената продукция към изразходваните за нейното производство ресурси. В настоящия анализ **сравнителните единици** са 12 възрастово-полови групи (6 за мъжете и 6 за жените: 18 - 24, 25 - 34, 35 - 44, 45 - 54, 55 - 64, 65 - 74). **Производенията** е сумата от вече изживените среден брой години на всяка група и среден брой години предстоящ живот. **Ресурсите** са свързани със здравословния начин на живот на всяка група, а именно относителните дялове на непушачите и на хората с **индекс на телесната маса (ИТМ)** в норма¹ (приложение, табл. 1). Хипотезата е, че при увеличаване на дяловете на лицата с ИТМ в норма и на непушачите, средната продължителност на предстоящия живот също нараства в резултат на здравословния начин на живот, който води до дълголетие. По този начин DEA влиза в ролята на декомпозиционна техника на разликата в средната продължителност на живота между мъжете и жените и резултатът от това е, че за всяка от шестте възрастови групи ще може да се каже колко голяма би била изследваната разлика, ако продължителността на живота зависеше само от въздържането от тютюнопушене или само от наличието на ИТМ в норма.

Основно предимство на използвания подход е, че той няма ограничения за броя на ресурсите (както и за броя на продуктите) и при наличие на данни може да се приложи за повече от два фактора, характеризиращи здравословния начин на живот. Настоящото изследване има за цел по-скоро да онагледява приложението на DEA в демографската област, а не толкова да бъде изчерпателно по отношение на факторите. Затова се ограничавам само до два от тях с

*Докторант, катедра „Статистика и иконометрия”, УНСС - София; e-mail: petia_brainova@abv.bg.

¹ Норми на ИТМ според Световната здравна организация, 1995 г. (World Health Organization (WHO): ИТМ под 18.5 - поднормено тегло, ИТМ от 18.5 до 24.9 - нормално тегло, ИТМ от 25 до 29.9 - наднормено тегло, ИТМ от 30 до 34.9 - затлъстяване (клас 1), ИТМ от 35 до 39.9 - затлъстяване (клас 2), и ИТМ 40 или повече - болестно затлъстяване.

цел опростяване на декомпозиционната формула², по-кратка интерпретация и по-прегледно изобразяване на резултатите. Настоящото приложение на DEA в демографската статистика е ново, нетрадиционно и идеята за него е изцяло моя.

1.2. Декомпозиционни техники

Декомпозиционните техники са едни от основните постижения в демографската статистика от втората половина на XX в. до днес. Kitagawa (1955) извежда по математически път формула за декомпозиране на разликата между два дяла според влиянието на един фактор. При два фактора, освен ефектите на всеки от факторите, формулата на Kitagawa (1955) съдържа ефект на взаимодействието между тях, който е труден за интерпретация. Двадесет години по-късно Retherford и Cho (1973) оптимизират формулата, като успяват да отстранят ефекта на взаимодействието. Проблемът е, че техният метод дава различни резултати в зависимост от реда на пресмятане на ефектите от различните фактори. Няколко години по-късно друг талантлив учен - Das Gupta (1978), успява да изведе декомпозиционна формула без ефект на взаимодействие и същевременно без ограничение от реда на пресмятане на отделните ефекти. През следващите няколко години Das Gupta (1989, 1991, 1993) продължава да работи по същата тема.

1.3. Декомпозиция на средната продължителност на предстоящия живот

През 80-те години на XX в. започват първите опити за приложение на декомпозиционните техники върху средната продължителност на живота e_x . На базата на техниката на Kitagawa (1955) United Nations (1982) предлага декомпозиция на три възрастови групи, а именно 0 - 29, 30 - 64 и 65+. В същия период са създадени редица методи за декомпозиране на разликите в средната продължителност според допринасянето на различните нива на смъртност по възраст (Arriaga (1982, 1984), Pollard (1982, 1988), Pressat (1985)). Методите на Arriaga (1984) и Pollard (1982, 1988) работят на един и същи принцип, като основната разлика между тях е, че Arriaga (1984) използва директно дискретните данни от таблиците за смъртност, а Pollard (1982, 1988) работи с техни непрекъснати приближения, базирани на интензивността на смъртността в безкрайно малък възрастов интервал. Идеята за непрекъснатост е заложена още в метода на Keyfitz (1977), който формулира зависимостта между две логаритмични производни на времето - едната на интензивността, а другата на средната продължителност на предстоящия живот при раждане. През същата година Русев (1977) извежда формула за зависимостта на средната продължителност на живота от повъзрастовата смъртност. Vaupel (1986) - един от

² Броят на събираемите в декомпозиционната формула нараства правопрпорционално на броя на използваните фактори (ресурси).



последователите на Keyfitz, предлага непрекъсната декомпозиция по средния брой изгубени години, приемайки ограничението, че смъртността се променя пропорционално за всички възрасти. Castro (2001) прави сравнителен анализ на методите на United Nations (1982), Arriaga (1984), Pollard (1982, 1988) и Vaupel (1986), като изследва техните предимства и недостатъци, както и случаите, в които всеки от тях работи най-добре. Редица български автори също имат принос в анализа на възрастовата смъртност и средната продължителност на живота. Методът на Arriaga е разгледан и приложен за първи път у нас от Жекова (2009). Две години по-късно Жекова (2011) прилага анализа на съответствието (correspondence analysis), за да изследва **пространствената асиметрия във възрастовата смъртност**³ на населението в България. Анализът позволява да се отграничат както териториалните единици, които детерминират пространствената асиметрия, така и възрастовите групи, които допринасят в най-голяма степен за нейното формиране. Калоянов (2011) прилага метода на Arriaga (1984) върху данните за България и посредством него изследва динамиката на средните продължителности на живот на мъжете и жените поотделно за периода 1974 - 2009 г., както и тази на различията между тях за двата периода 1974 - 1976 и 2007 - 2009 година.

1.4. Декомпозиция на средната продължителност на предстоящия живот по причини за умиране

През 80-те години анализът на средната продължителност на живота продължава в друга посока - декомпозицията е пренесена върху различните причини за умиране. Методите на Arriaga (1982, 1984), Pollard (1982), Pressat (1985) са приложими и при изследване на причините за умиране, а Pollard (1988) показва, че тези методи са еквивалентни помежду си и също така еквивалентен на тях е дискретният метод на Andreev (1982). Preston и Beltran-Sanchez (2007) извеждат алтернативна декомпозиционна формула за анализ по причини на Arriaga (1984), използвайки метода на Kitagawa (1955). Основната разлика между подходите на Preston и Beltran-Sanchez и Arriaga (1984) е, че при Preston и Beltran-Sanchez (2007) приносът на всяка отделна причина е претеглен със средната вероятност за доживяване при условие, че действат всички причини, с изключение на тази.

1.5. Обобщени алгоритми за декомпозиция

Andreev, Shkolnikov и Begun (2002) предлагат алгоритъм за декомпозиция на разликата в стойностите на обобщени демографски показатели по възраст и други фактори. Този алгоритъм представлява постъпков метод за преобра-

³ Съществени отклонения при част от наблюдаваните териториални единици по отношение на нормално съществуващата териториална вариация около средните равнища на възрастова смъртност.

зуване (stepwise replacement) на матрица с елементи, обобщени демографски показатели в матрица, съдържаща същия тип елементи, но отнесени за друга съвкупност (или същата съвкупност, но към друг времеви момент). Примерни демографски показатели са средната продължителност на живота както в класическия си вариант, така и в добро здраве, т.нар. health expectancy. Този алгоритъм за постъпково заместване се явява обобщена версия на съществуващите методи за декомпозиция на разликата в средната продължителност на живота. Съществени постижения в анализа на непрекъснатата променлива имат Vaupel и Romo (2002, 2003), които извеждат, че първата производна на $e_0(t)$ по времето t е интеграл от произведението на степента на понижаване на смъртността $\rho(x,t)$, оставащата продължителност на живота $e(x,t)$ и вероятността за умирање $f(x,t)$ по възраст. Също през 2003 г. Romo (2003) публикува обзорната си разработка, посветена на декомпозиционните методи в демографията, където описва най-значимите от тях и ги съпоставя един с друг.

2. Европейско здравно интервю. Описание на използваните данни

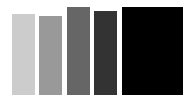
2.1. Методология на извадката на Европейското здравно интервю

През периода 2008 - 2010 г. според официалните данни на Националния статистически институт (НСИ) разликата в средната продължителност на предстоящия живот между мъжете и жените на възраст 18 години в България е малко повече от седем години⁴. През 2008 г. Евростат е провел представително социологическо изследване на домакинствата, наречено Европейско здравно интервю (European Health Interview Survey (EHIS), по метода интервю **лице в лице**. Планирано е изследването да се провежда на всеки пет години. Събраната количествена информация по пол, възрастови групи, страни (в т.ч. България) и други характеристики е със свободен достъп, предоставен от Евростат.

За България изследването е проведено от НСИ, като в съответствие с методологията на Евростат, то е представително за домакинствата в страната, с изключение на институционализираните домакинства⁵. Извадката е двустепенна гнездова, районирана по административни области и местоживееене (град/село). В резултат на това са формирани 56 страти. На първа степен са избрани 745 гнезда (населени места), а на втора степен във всяко от тях чрез систематичен подбор са избрани по пет домакинства - общо 3 725 домакинства. За интервю са поканени всички лица на 15 и повече години в тези домакинства. Събрана е информация за 5 661 лица, които са 73.8% от предварително избраните 8 393 души, като ненамерените или отказалите интервю не

⁴ Официалните данни са дадени за всички последователни възрасти от 0 до 100 години, като изчисленията на средните продължителности на различните възрастови групи са осъществени от автора.

⁵ В т.ч. пансионни и общежития, институции за предоставяне на социални услуги, затвори и т.н.



са били подменяни. Заложената максимална абсолютна грешка за 8 393 лица при относителен дял 50% е 1.27%.

2.2. Избор на здравни фактори

Обобщените резултати от изследването представят данни за здравния статус на населението, т.нар. „детерминанти на здравето“ (Determinants of health) и други фактори, свързани със здравето, като:

- Дълготрайни заболявания или други здравни проблеми
- Субективна оценка на здравния статус
- Дейности, прекратени поради здравословни проблеми
- Тютюнопушене
- Употреба на алкохол
- Ръст и тегло, на базата на които се изчислява ИТМ⁶.

В настоящото изследване са използвани относителните дялове на лицата с ИТМ в норма и на непушачите. Причините за избора на точно тези два фактора, характеризиращи здравословния начин на живот, са няколко:

- Те са две от шестте „детерминанти на здравето“ според Европейското здравно интервю.

- ИТМ е стандартен медико-биологичен показател, който служи за определяне на здравословното тегло при определен ръст и за диагностициране на затлъстяване и недохранване (Център за контрол на болести и превенция (CDC).

- При мъжете еднофакторният линеен модел представя основните компоненти на връзката между независимата променлива „относителен дял на непушачи“ и зависимата променлива „общ брой години живот“. Същият извод важи и за жените, като стойността на емпиричната характеристика $F_{1,eu}^7$ при тях е по-малка от тази при мъжете, но все пак достатъчно голяма, за да се отхвърли нулевата хипотеза H_0 при $\alpha = 0.01$.

- Разликата в относителните дялове на лицата с ИТМ в норма между мъжете и жените по възрастови групи (по данни от Европейското здравно интервю) приема както положителни, така и отрицателни стойности (приложение, табл. 1), което благоприятства тестването на разнопосочни ефекти при декомпозицията.

⁶ Индексът на телесната маса или Body mass index (BMI) се определя от съотношение на теглото към квадрата на ръста и съгласно метричната система (СИ) се измерва в kg/m^2 .

⁷ Поради специфичния групиран характер на данните нормалните уравнения за намиране на параметрите на регресионното уравнение са предварително модифицирани. Пресметнати са отделни регресионни модели за мъжете и жените. Отчетени са теглата на възрастовите групи, чиито стойности след модифицирането са именно относителните дялове непушачи в съответната група.

2.3. Ограничения на данните

Избраните възрастови групи не обхващат цялото население и първата от тях обхваща по-кратък период (7 години) от останалите (10 години). Причините за това произхождат от естеството на социологическите данни и самите здравни фактори. Наличните данни за тютюнопушенето се отнасят за населението на 15 и повече години⁸, а тези за ИТМ - за пълнолетното население⁹. При интерпретацията на ИТМ трябва да се има предвид, че този индекс **не работи** добре при някои специфични подгрупи от населението, а именно:

- бременните жени;
- активно спортуващите, атлетите, спортистите и т.н.;
- най-възрастните хора (горната граница на възрастта може да варира по ред причини).

Причината за ограничената употреба на ИТМ произхожда от неговата дефиниция. Тя взема предвид само стойностите на теглото и ръста на отделния индивид, но не и съотношението между мускулна и друга маса. Освен това, при някои от горепосочените групи по-висок ИТМ невинаги е предпоставка за по-лошо здравословно състояние (напр. бременните) (Център за контрол на болести и превенция (CDC)).

3. Използван метод

3.1. Описание на използвания метод

Декомпозицията на разликата в средната продължителност на предстоящия живот е осъществена по метода DEA (Data Envelopment Analysis), който е базиран на техниката на линейното оптимиране. В една стандартна линейна оптимизационна задача целта е да се максимизира/минимизира, т.нар. **целева функция**, при определени ограничения. Целевата функция представя линейна комбинация на изследваните променливи, като неизвестните в задачата са техните коефициенти, играещи ролята на своеобразни **тегла**. Върху неизвестните е наложена система от ограничения и задачата е да се намерят стойностите на теглата, които оптимизират целевата функция при тези ограничения. Решението се получава по известния **симплекс алгоритъм** - итеративен метод, който обхожда всички възможни решения, намиращи се на границата на областта от допустимите решения, докато намери оптималното решение.

Декомпозиционният анализ е представен във вид на линейна оптимизационна задача. Изчисленията по оптимизационната задача са осъществени посредством екселско приложение на DEA, което по зададени входни данни

⁸ За целите на изследването правя допускането, че непушачите са разпределени равномерно по възраст в групата 15 - 24 години, за която се отнасят данните на Евростат, и затова можем да ползваме същия дял за групата 18 - 24 години.

⁹ ИТМ може да се изчисли и за лица под 18 години, но това става по модифицирана формула.



автоматично, на базата на **симплекс метода**, пресмята оптималните тегла, наречени **множители**. DEA е метод, който сравнява еднородни единици на базата на измерване на тяхната **ефективност** като съотношение на продукцията и използваните за нейното производство ресурси. Всяка от възрастово-половите групи е в ролята на **еднородна сравнителна единица**, като общо разгледаните единици са 12 - по 6 възрастови групи за всеки пол. Сумата на изживените до момента години и предстоящите години е разгледана в качеството на **продукт** от здравословния начин на живот, характеризирани от **ресурсите** наличие на ИТМ в норма и въздържане от тютюнопушене. DEA предлага множество модели в зависимост от естеството на задачата, която трябва да се реши. Те се характеризират по своята **ориентация** и **брой на оптималните нива** на ефективност. Cooper, Seiford и Tone (2007) описват подробно различните DEA модели в едноименната си книга, както и множество примери за приложението и спецификата на всеки от тях. Cook и Zhu (2008) публикуват практическо ръководство с геометричните интерпретации на основните DEA модели, което до голяма степен улеснява разбирането на методологията.

3.2. Характеристики на използвания модел

Използваният DEA модел се нарича **Input-oriented constant return to scale (CRS) model with restricted multipliers**, т.е. ориентиран към входа модел с ограничени множители, който допуска едно ниво на ефективност за оптимално. В ориентирания към входа модел ефективността на всяка изследвана единица приема стойности от 0 до 1 (0 - 100%). Тази стойност показва какъв процент от използваните ресурси биха оправдавали получената продукция, така че производственият процес да бъде ефективен. При модела, ориентиран към входа, нивата на произведения продукт се считат за постоянни, а нивата на използваните ресурси влизат в ролята на променливи. Стойността на ефективността е отговорът на въпроса: **Ако се запази същото ниво на продукт на изхода, каква част от ресурсите на входа е резонно да се използват, за да бъде достигната границата на производствените възможности?**

Освен с ориентацията си, в случая към входа, моделът се характеризира и с броя на оптималните си нива на ефективност. Използваният модел определя едно-единствено ниво като 100% ефективно и съпоставя всички единици с него. Възможно е няколко единици да получат 100% само ако имат ефективности, равни както помежду си, така и равни на оптималната разглеждана ефективност. Вследствие неефективните трябва да догонят съотношението на продукция-ресурси на първенеца/първенците, за да станат ефективни като него/тях, а ефективните са еталон за подражание. CRS моделът е подходящ за използване, когато всички включени в модела единици са еднородни не само по вид на произвежданата продукция, но и по мащаб на производството.

3.3. Аналитичен вид на ефективността

За всяка сравнителна единица ефективността представлява съотношение на продукцията и използваните за нейното производство ресурси или по-точно претеглената сума на продуктите към претеглената сума на ресурсите, където теглата, наречени **множители**, са неизвестните в модела:

$$Efficiency = \frac{\sum w_i * product_i}{\sum w_j * resource_j}. \quad (1)$$

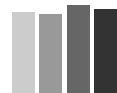
В конкретния случай ефективността за всяка от 12-те възрастово-полови групи има вида:

$$Efficiency_i = \frac{w_i^{years} * total_life_years_i}{w_i^{BMI} * \%BMI_i + w_i^{no-sm} * \%No_smoke_i}, \quad (2)$$

където i се мени от 1 до 12 и значението на променливите е:

- $\%BMI_i$ - дялът на хората с ИТМ в норма в i -тата възрастово-полова група;
- w_i^{BMI} - неизвестното тегло (множител) на ресурса „ИТМ в норма” в i -тата възрастово-полова група;
- $\%No_smoke_i$ - дялът на непушачите в i -тата възрастово-полова група;
- w_i^{no-sm} - неизвестното тегло (множител) на ресурса „въздържане от тютюнопушене” в i -тата възрастово-полова група;
- $total_life_years_i$ - сумата на вече изживените години и средния брой предстоящи години живот на i -тата възрастово-полова група;
- w_i^{years} - неизвестното тегло (множител) на продукта „общ брой години живот” в i -тата възрастово-полова група.

При модела, ориентиран към входа, претеглената сума на ресурсите се намира в знаменател, а тази на продуктите - в числител. Възрастово-половите групи, които са в ролята на сравнителни единици, са еднородни не само по вид на произвежданата продукция, но и по мащаб на производство, тъй като за продукт е взет общият брой години живот, а не само средната продължителност на предстоящия живот на всяка група. Последното обосновава използването на модел с едно оптимално ниво на ефективност. За всяка от 12-те групи ДЕА търси стойностите на неизвестните тегла, така че ефективността да бъде най-голяма, което при фиксирана стойност на продукта (общия брой години живот) е еквивалентно на търсене на най-малката стойност на претеглената сума на ресурсите (% лица с ИТМ в норма и % непушачи).



3.4. Ограничаване на допустимите решения

Това, че избраният модел е с **ограничени множители**, означава, че оптимизирането се прави при зададени интервали, в които могат да варират съотношенията на продуктите и ресурсите. Последното е допълнително изискване, което е добре да се използва при наличие на необходимата информация. В нашия случай поради представителността на данните приемаме, че разглежданите 12 единици изчерпват всички възможни единици, които осъществяват процеса на **производство** на жизненни години, **влагайки** в него здравословен начин на живот, измерен с ИТМ в норма и въздържане от тютюнопушене през 2008 година. В случая има налични данни за пресмятането на съотношенията между продукта и всеки от ресурсите, както и между двата ресурса за всяка възрастово-полова група. Получените съотношения варират в определени числови интервали, които могат да се използват за дефиниране на ограниченията на модела и по-този начин да се стесни множеството на допустими решения на задачата.

4. Връзка между използвания метод и декомпозицията

4.1. Интерпретация на DEA множителите

В резултат на прилагането на ориентирания към входа модел за всяка една от 12-те възрастово-полови групи се получават четири числа: стойността на ефективността (число между 0 и 1) и оптималните стойности на търсените тегла (множители) на продукта и на двата ресурса (приложение, табл. 2). Оптималният множител на всеки ресурс показва влиянието на неговата значимост върху обема на продукцията в сравнение с това на останалите ресурси. Поради това в рамките на една възрастово-полова група оптималните множители на ресурсите се явяват сравнителни характеристики на степените им на влияние върху продукцията. Например ако за i -тата група е вярно, че $w_i^{no-sm} \approx 2 * w_i^{BMI}$, това означава, че в тази група влиянието на ИТМ върху общия брой години живот е приблизително два пъти по-слабо от това на нетютюнопушенето. С други думи, DEA остойносттава степента на влияние на двата фактора за всяка от групите, с което може да се декомпозира по тях.

4.2. Декомпозиция на общия брой години живот ($total_life_years_i$)

При изчисляването на ефективността ориентираният към входа модел приравнява на единица претеглената сума на ресурсите и от формула (2) следва, че ефективността е равна на претегления продукт. Откъдето следва, че:

$$total_life_years_i = \frac{Efficiency_i}{w_i^{years}} \quad (3)$$

Като използваме, че теглата на ресурсите удовлетворяват равенството:

$$w_i^{BMI} * \%BMI_i + w_i^{no-sm} * \%No_smoke_i = 1, \quad (4)$$

получаваме следната зависимост:

$$total_life_years_i = \frac{Efficiency_i}{w_i^{years}} * w_i^{BMI} * \%BMI_i + \frac{Efficiency_i}{w_i^{years}} * w_i^{no-sm} * \%No_smoke_i. \quad (5)$$

Последното равенство може да се интерпретира като декомпозиция на общия брой години живот в i -тата възрастово-полова група. Например при $i=1$, тази зависимост се отнася за мъжете във възрастовата група (18 - 24 години). Първото събираемо показва колко от общия брой години живот се дължат на наличието на ИТМ в норма, а второто събираемо - на въздържането от тютюнопушене. Тази интерпретация е чисто абстрактна и е коректна единствено при условие, че сме изолирали влиянието на всички останали фактори, които определят продължителността на живота. Именно поради тази причина преминаването на декомпозицията от ниво „възрастово-полова група“ към ниво „възрастова група“ е от съществено значение за практическата стойност на интерпретацията на резултатите. На ниво „възрастова група“ обектът на декомпозиция е самата разлика в средната продължителност на предстоящия живот между мъжете и жените в рамките на тази възрастова група, което е и основният фокус на разглеждания анализ.

4.3. Декомпозиция на разликата в средната продължителност на живота ($life_exp_diff_{(AGE\ GROUP)}$)

По отношение на една и съща възрастова група разликата в средната продължителност на живота между мъжете и жените - $life_exp_diff_{(AGE\ GROUP)}$, се получава като разлика между общия брой години живот на мъжете и жените в съответната група. Например за най-младата група - 18 - 24 години:

$$life_exp_diff_{(18-24)} = total_life_years_7 - total_life_years_1, \quad (6)$$

т.е. от общия брой години живот на жените на възраст 18 - 24 години изваждаме този на мъжете и тъй като изживените вече години и при двете съвкупности са по 18 години¹⁰ се получава разликата в средните им продължителности на предстоящия живот на възраст 18 години. Замествайки формула (5) в равенство (6), получаваме:

$$life_exp_diff_{(18-24)} = \left[\frac{Efficiency_7}{w_7^{years}} * w_7^{BMI} * \%BMI_7 - \frac{Efficiency_1}{w_1^{years}} * w_1^{BMI} * \%BMI_1 \right] + \left[\frac{Efficiency_7}{w_7^{years}} * w_7^{no-sm} * \%No_smoke_7 - \frac{Efficiency_1}{w_1^{years}} * w_1^{no-sm} * \%No_smoke_1 \right]. \quad (7)$$

¹⁰ При отчитането на изживените години е използвана долната граница на възрастовия интервал и съответно средният брой предстоящи години също са изчислени от долната граница нататък. Друг възможен подход е взимането на средите на възрастовите интервали.



Всяко от събираемите във формула (7) се състои от три множителя. За да се отделят онези от тях, които съответстват на декомпозиционните фактори, се прилага известната формула на Kitagawa (1955) за всеки от изразите в квадратните скоби и се използват зависимостите (3) и (6):

$$\begin{aligned}
 & life_exp_diff_{(18-24)} = \\
 & \left[\begin{aligned}
 & life_exp_diff_{(18-24)} * 0,5 * (w_7^{BMI} * \%BMI_7 + w_1^{BMI} * \%BMI_1) + \\
 & + 0,5 * (total_life_years_7 + total_life_years_1) * \\
 & * (w_7^{BMI} * \%BMI_7 - w_1^{BMI} * \%BMI_1)
 \end{aligned} \right] + \\
 & \left[\begin{aligned}
 & life_exp_diff_{(18-24)} * 0,5 * (w_7^{no-sm} * \%No_smoke_7 + w_1^{no-sm} * \%No_smoke_1) + \\
 & + 0,5 * (total_life_years_7 + total_life_years_1) * \\
 & * (w_7^{no-sm} * \%No_smoke_7 - w_1^{no-sm} * \%No_smoke_1)
 \end{aligned} \right]. \quad (8)
 \end{aligned}$$

Формула (8) представлява декомпозиция на разликата в средната продължителност на живота между мъжете и жените по два фактора - в случая наличие на ИТМ в норма и въздържане от тютюнопушене. Изразът в първите квадратни скоби показва ефекта от наличието на ИТМ в норма, а изразът във вторите квадратни скоби - ефекта от въздържане от тютюнопушене. За улеснение правим полагането:

$$\begin{aligned}
 A & \doteq life_exp_diff_{(18-24)} * 0,5 * (w_7^{BMI} * \%BMI_7 + w_1^{BMI} * \%BMI_1), \\
 B & \doteq 0,5 * (total_life_years_7 + total_life_years_1) * (w_7^{BMI} * \%BMI_7 - w_1^{BMI} * \%BMI_1), \\
 C & \doteq life_exp_diff_{(18-24)} * 0,5 * (w_7^{no-sm} * \%No_smoke_7 + w_1^{no-sm} * \%No_smoke_1), \\
 D & \doteq 0,5 * (total_life_years_7 + total_life_years_1) * \\
 & * (w_7^{no-sm} * \%No_smoke_7 - w_1^{no-sm} * \%No_smoke_1).
 \end{aligned}$$

След полагането формула (8) придобива вида:

$$life_exp_diff_{(18-24)} = [A + B] + [C + D]. \quad (9)$$

4.4. Интерпретация на различните ефекти

Събираемото A от формула (9) показва колко голяма би била разликата $life_exp_diff_{(18-24)}$, ако върху нея влияе само факторът ИТМ и ако това влияние се осъществява в еднаква степен при мъжете и жените на възраст 18 - 24 години, а именно тяхната средна аритметична стойност. Ако искаме да отчетем факта, че степента на влияние на ИТМ върху средната продължителност на живота при мъжете е различно от това при жените, трябва да пресметнем

сумата $[A + B]$. Събираемото B отчита ефекта от различната степен на влияние на ИТМ между двата пола във възрастовата група 18 - 24 години, по-точно в съотношение $w_7^{BMI} * \%BMI_7 : w_1^{BMI} * \%BMI_1$ (приложение, табл. 3).

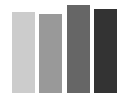
Аналогично, събираемото C от формула (9) показва колко голяма би била разликата $life_exp_diff_{(18-24)}$, ако върху нея влияе само факторът **ТЮТЮНО-ПУШЕНЕ** и ако това влияние се осъществява в еднаква степен при мъжете и жените на възраст 18 - 24 години, а именно - тяхната средна аритметична стойност. Ако искаме да отчетем факта, че степента на влияние на тютюнопушенето върху средната продължителност на живота при мъжете е различно от това при жените, трябва да пресметнем сумата $[C + D]$. Събираемото D отчита ефекта от различната степен на влияние на тютюнопушенето между двата пола във възрастовата група 18 - 24 години, по-точно в съотношение $w_7^{no-sm} * \%No_smoke_7 : w_1^{no-sm} * \%No_smoke_1$ (приложение, табл. 3).

5. Резултати

5.1. Числени резултати от декомпозицията

Съгласно декомпозиционната формула (8) (или съкратеният ѝ запис (9) сумата на ИТМ ефекта и ефекта от въздържане от тютюнопушене, с отчитане на различните им степени на влияние при мъжете и жените в рамките на една и съща възрастова група, е равна на разликата в средните им продължителности на предстоящия живот на съответната възраст. Числените стойности на декомпозиционните ефекти са дадени в табл. 1. Всяка от тях показва каква би била стойността на разликата в средната продължителност - $life_exp_diff_{(AGE_GROUP)}$, ако върху нея влияе само и единствено съответният фактор, със или без отчитане на различните степени на влиянието му между двата пола.

Анализът показва как би се променила разликата в средните продължителности на живота между мъжете и жените по възрастови групи, но не прави прогноза кои от тези групи при дадени обстоятелства имат шанс да живеят по-дълго. Във възможностите на анализа е да покаже колко трябва да нарасне продължителността на живота в определена възрастово-полова група, за да стане тя ефективна (при запазване на дяловете на непушачите и лица с ИТМ в норма), но това не е предмет на настоящия анализ. При интерпретацията на резултатите трябва да се има предвид, че изследваните два фактора не обясняват цялата вариация в общия брой години живот. Ако освен тези два фактора в анализа се добавят останалите четири „детерминанти на здравето“ според Европейското здравно интервю, обяснената вариация ще нарасне, което би увеличило практическата познавателна стойност на изследването.



1. Стойности на декомпозиционните ефекти върху разликата в средната продължителност на предстоящия живот между мъжете и жените в България за 2008 година

Възрастови групи (години)	ИТМ ефект		Ефект тютюнопушене		Разлика в средната продължителност на предстоящия живот
	без отчитане на различните степени на влияние между половете	с отчитане на различните степени на влияние	без отчитане на различните степени на влияние	с отчитане на различните степени на влияние	
18 - 24	2.16	-0.08	4.88	7.11	7.04
25 - 34	2.22	1.82	4.61	5.00	6.83
35 - 44	1.98	3.58	4.57	2.97	6.54
45 - 54	2.43	2.34	3.68	3.76	6.11
55 - 64	1.57	-3.27	3.49	8.33	5.06
65 - 74	0.88	-3.65	2.33	6.86	3.21

Интерпретацията на резултатите може да се извършва по възрастови групи и по видове ефекти. В най-младата възрастова група 18 - 24 години, разликата в средната продължителност на предстоящия живот между мъжете и жените е най-голяма в сравнение с останалите пет възрастови групи - 7.04 години. Ако допуснем, че в тази група върху средната продължителност на живота влияе само процентът на лицата с ИТМ в норма и отчетем различните степени на влияние на този фактор при мъжете и жените и също така приемем, че всички останали фактори (включително тютюнопушенето) са поставени при равни условия, се получава, че разликата в средната продължителност на живота между мъжете и жените би била почти нулева, дори отрицателна, т.е. в полза на мъжете. Освен в първата възрастова група отрицателен ИТМ ефект се наблюдава и при последните две възрастови групи - 55 - 64 и 65 - 74 години. За тях хипотетичната разлика приема стойности между 3 и 4 години в полза на мъжете, което се обяснява с близките стойности на дяловете лица с ИТМ в норма между двата пола, като дори в последната възрастова група делът при мъжете (36%) надвишава този при жените (30%), което е извън общата тенденция при останалите групи, с изключение на най-младата група. При възрастовите групи от 25 до 54 години ИТМ ефектът е положителен, като най-голямата хипотетична стойност на разликата в продължителността на предстоящия живот се наблюдава при групата 35 - 44 години, а именно 3.58 в полза на жените. Това се дължи на почти два пъти по-големия дял на жени с ИТМ в норма (61.2%) в сравнение с този на мъжете (35.6%).

Ефектът от въздържането от тютюнопушене е по-силен от този на ИТМ в първите две възрастови групи като при 18 - 24-годишните обяснява почти цялата разлика, а при 25 - 34-годишните - пет години от 6.83. В междинните две групи ефектът на неупотребата на цигари е по-слаб в сравнение с по-младите

възрасти, което се съгласува с по-високите положителни стойности на ИТМ ефекта за хората от 35 до 54 години. При последните две възрастови групи (от 55 до 74 години) хипотетичната разлика в средната продължителност на живота между мъжете и жените е с около три години по-голяма от реалната ѝ стойност поради наблюдаваните разлики в дяловете на непушачи в полза на жените и същевременно незначимите разлики при дяловете на имащите нормален индекс на телесна маса сред тях.

5.2. Графични изображения. Клъстерен анализ

Проведен е двустъпков клъстерен анализ (Two Step Cluster Analysis) по променливите, разположени на силни скали¹¹ - „общ брой години”, „дял на непушачите” и „дял на лицата с ИТМ в норма”, като за мярка е използвано **евклидовото разстояние**. За по-голяма нагледност на получените резултати са представени графичните изображения на всеки от разгледаните декомпозиционни фактори, разположени по абсцисата Ox , и резултатната променлива - по ординатата Oy . На фиг. 1 е показана зависимостта между относителния дял на лицата с ИТМ в норма и общия брой години живот. Обособяват се пет клъстера:

- **Клъстер 1** се състои от двете най-възрастни групи на жените (от 55 до 74 години) и най-възрастната група на мъжете (65 - 74 години). Този клъстер се характеризира с високи стойности на общия брой години живот (над 79 години), високи стойности на дела на непушачите (над 84%) и ниски стойности на дела на лицата с ИТМ в норма (по-малки или равни на 36%).

- **Клъстер 2** се състои от останалите четири групи при жените, а именно жените на възраст от 18 до 54 години. За този изцяло женски клъстер характерни са сравнително високите стойности на общия брой години живот (между 78 и 80 години). Поради големия възрастов диапазон делът на непушачите и този на лицата с ИТМ в норма варират в широки граници. Намаляването на дела на лицата с ИТМ в норма е в права зависимост с увеличаването на възрастта.

- **Клъстер 3** се състои от една-единствена възрастово-полова група, а именно групата на възраст 55 - 64 години при мъжете. Тази група се характеризира с много нисък дял на лицата с ИТМ в норма (30.8%) и сравнително висок спрямо по-младите четири мъжки групи общ брой години живот (близо 76 години).

- **Клъстер 4** също се състои от една-единствена група - най-младата група при мъжете, т.е. на възраст 18 - 24 години. Характеризира се с ниска стойност

¹¹ Условието за нормално разпределение е налице за всяка от трите променливи. Проверката е осъществена по метода на Колмогоров-Смирнов. Преди анализа данните са сортирани по произволен начин, за да се избегне евентуално повлияване на резултата от определена подредба.

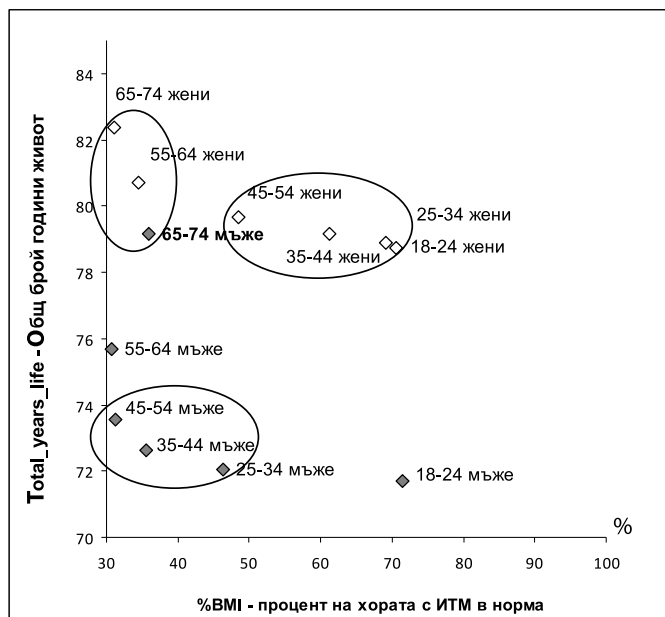


на общия брой години живот (близо 72 години) и същевременно много висока стойност на дела на лицата с ИТМ в норма (71.4%). Забелязва се, че както при жените, така и при мъжете в най-младата възрастова група делът на лицата с ИТМ в норма достига своите максимални стойности.

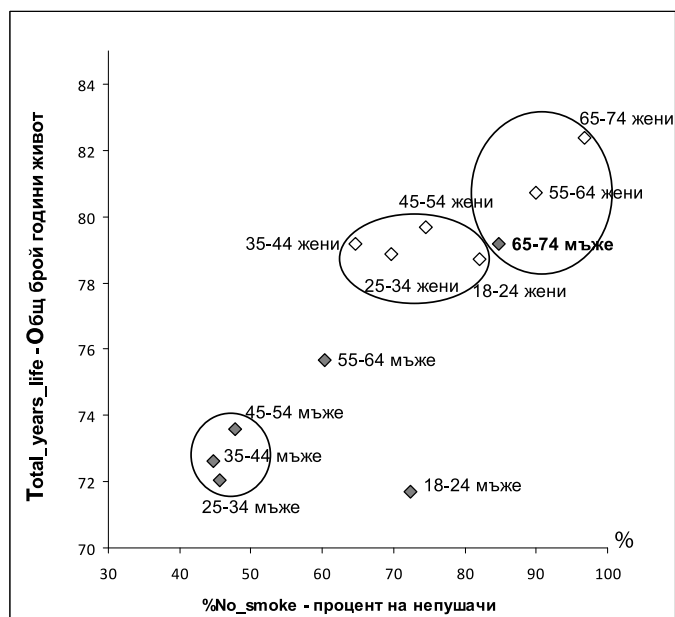
- **Клъстер 5** се състои от междинните три възрастови групи на мъжете, а именно на възраст между 25 и 54 години. Характеризира се със сравнително ниски стойности на общия брой години живот (между 72 и 74 години) и същевременно ниски стойности на дела на лицата с ИТМ в норма. Дяловете на непушачите в този клъстер се движат между 45 и 48% и представляват най-ниските стойности сред разгледаните 12 възрастово-полови групи.

Основният извод от фиг. 1 е, че три от възрастовите групи при мъжете, а именно групите - 18 - 24, 55 - 64 и 65 - 74 години, притежават различни характеристики от останалите групи при мъжете, като последната група дори попада в Клъстер 1, където се намират женските групи с най-висока продължителност на живота. Възрастовите групи при жените се разделят на две - по-младите, сред които непушачите, са по-малко, а имащите ИТМ в норма са повече в сравнение с най-възрастните женски групи, „достигащи“ максимална продължителност на живота. Същата клъстеризация е представена на фиг. 2, където на абсцисата стои процентът на непушачите, а по ординатата - общият брой години живот.

Фиг. 1. Относителен дял на лицата с ИТМ в норма и общ брой години живот по възрастово-полови групи за 2008 година



Фиг. 2. Относителен дял на непушачите и общ брой години живот по възрасто-полови групи за 2008 година



6. Заключение

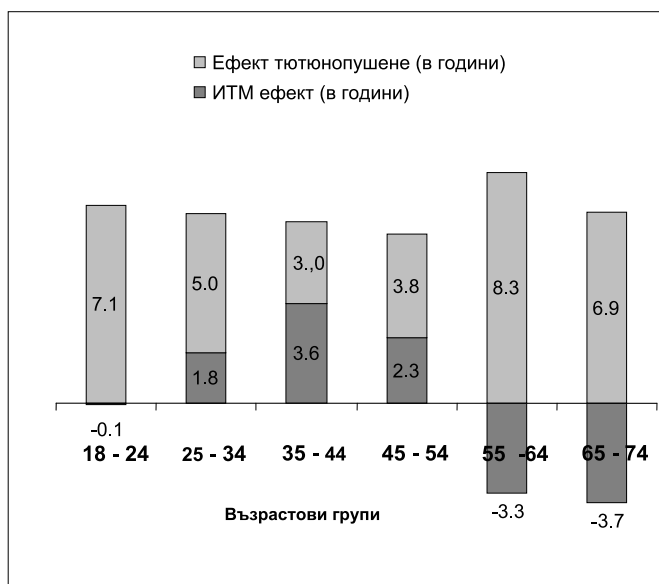
Освен за сравнение на ефективността на еднородни единици в контекста на производения процес детерминистичният метод DEA може да се използва в демографската статистика в ролята на декомпозиционна техника. Възрасто-половите групи са обектите на сравнение, декомпозиционните фактори се явяват ресурси, а продължителността на живота е разгледана като техен продукт. DEA пресмята сравнителните тегла на ресурсите, които показват степента на влияние на всеки от тях върху крайния продукт. С помощта на зависимостите между ресурсите и продукта, които характеризират използвания DEA модел и формулата на Kitagawa (1955), се извежда декомпозиционна връзка. В резултат се изчислява ефектът от всеки фактор върху разликата в средната продължителност на предстоящия живот между мъжете и жените. В настоящото изследване разгледаните фактори са два - наличието на ИТМ в норма и въздържането от тютюнопушене.

Жените от всички разгледани възрастови групи живеят по-дълго от мъжете и в резултат на настоящия анализ това се **обяснява** най-вече с по-малките дялове на пушачи сред тях. Под „обяснява” не се има предвид каквато и да е причинно-следствена връзка (Kitagawa (1955), pp. 1183-1184), а именно,



че при по-големи разлики в дяловете на пушачите между мъжете и жените в отделните възрастови групи, се наблюдава по-голяма разлика в средните продължителности на предстоящия им живот. ИТМ също има ефект върху предстоящия брой години живот, но степента му на влияние е средно около два пъти по-слаба от тази на тютюнопушенето, като съотношението между тях варира между 1:3 и 2:3, което се доказва от резултатите в приложението, табл. 3. Ако изолираме ефекта от неупотребата на цигари и приемем равни други условия, разликата в средната продължителност на живота се обръща в полза на мъжете при последните две възрастови групи - 55 - 64 и 65 - 74 години, и е почти нулева за групата 18 - 24 години. Причината за това е разположението на тези три групи извън Клъстер 5, който се състои от останалите три възрастови групи при мъжете. При възрастите от 25 до 54 години и двата ефекта са положителни, което означава, че очакваната продължителност на живота при жените е по-голяма както при отчитане само на ИТМ ефекта, така и при отчитане единствено на ефекта от тютюнопушенето. Именно тези три междинни възрастови групи от 25 до 54 години диференцират мъжете и жените и ги обособяват в различни клъстери. Следователно представеният клъстерен анализ е добро средство за онагледяване на резултатите от декомпозицията, осъществена с DEA, както и за тяхната интерпретация. Резултатите от декомпозиционния анализ по двата ефекта са представени на фиг. 3.

Фиг. 3. Повъзrastова декомпозиция на разликата в средната продължителност на предстоящия живот между мъжете и жените в България за 2008 година



ЦИТИРАНА ЛИТЕРАТУРА:

Жекова, С. (2009). Демографска статистика, Икономически университет - Варна.

Жекова, С. (2011). Пространствена асиметрия във възрастовата смъртност на населението в България, Известия (Икономически университет - Варна), 1/2011, с. 46 - 60.

Калоянов, Т. (2011). Декомпозиция на промените в средната продължителност на предстоящия живот, Население, 1 - 2/2011, с. 3 - 18.

НСИ, таблица „Смъртност и средна продължителност на предстоящия живот на населението по пол и местоживеене през периода 2008 - 2010 година”.

НСИ, Методология на извадката. Европейско здравно интервю, октомври - ноември 2008.

Русев, Б. (1969). Смъртност и средна продължителност на предстоящия живот, Статистика, кн. 2, с. 18 - 35.

Русев, Б. (1977). Измерване влиянието на повъзрастовата смъртност върху средната продължителност на живота, Икономическа мисъл, кн. 1, с. 70 - 79.

Andreev, E. M., Shkolnikov V. M., Begun A. Z. (2002). Algorithm for decomposition of differences between aggregate demographic measures and its application to life expectancies. healthy life expectancies. parity-progression ratios and total fertility rates, Demographic Research, Vol. 7, Article 14, pp. 499-522.

Arias, E. (2003). National Vital Statistics Reports. volume 54, number 14 - United States, Life Tables.

Arriaga, E. E. (1982). A Note on the Use of Temporary Life Expectancies for Analyzing Changes and Differentials of Mortality, WHO, Mortality in South and East Asia: A Review of Changing Trends and Patterns, Manila 1980. Geneva: World Health Organization. pp. 559-562.

Arriaga, E. E. (1984). Measuring and Explaining the Change in Life Expectancies. Demography, Vol. 21, No. 1, pp. 83-96.

Castro, M. C. (2001). Changes in Mortality and Life Expectancy: Some Methodological Issues, Mathematical Population Studies, Vol. 9, pp. 181-208.

Centers for Disease Control and Prevention (CDC), Body Mass Index: Considerations for practitioners.

Cook, W. D., Zhu J. (2008). Data Envelopment Analysis, Modeling Operational Processes and Measuring Productivity.

Cooper, W. W., Seiford L. M., Tone K. (2007). Data Envelopment Analysis, A Comprehensive Text with Models. Applications, References and DEA-Solver Software, Springer.

Das Gupta, P. (1978). A General Method of Decomposing a Difference between Two Rates into Several Components, Demography, Vol. 15, No. 1, pp. 99-112.



European Health Interview Survey (EHIS) (2008), implemented and managed by Eurostat.

Keyfitz, N. (1977). *Applied Mathematical Demography*, pp. 62-74, Wiley: New York and London.

Kitagawa, E. M. (1955). Components of a Difference between Two Rates, *Journal of American Statistical Association*, Vol. 50, No. 272, pp. 1168-1194.

Pollard, J. H. (1982). The Expectation of Life and Its Relationship to Mortality, *Journal of the Institute of Actuaries* 109, pp. 225-240.

Pollard, J. H. (1988). On the Decomposition of Changes in Expectation of Life and Differentials of Life Expectancy, *Demography*, Vol. 25, No. 2, pp. 265-276.

Pressat, R. (1985). The significance of variations in mortality by age on differences in life expectancy, *Population* Vol. 4-5, pp. 762-770.

Preston, S., Beltran-Sanchez, H. (2007). A New Method for Attributing Changes in life expectancy to Various Causes of Death, with Application to the United States, PSC Working Paper Series PSC 07-01.

Retherford, R. D., Cho L. J. (1973). Comparative Analysis of Recent Fertility Rates in East Asia, *International Union for Scientific Study of Population, Proceedings of 17-th General Conference of the IUSSP*, Vol. 2, pp. 163-181.

Romo, V. C. (2003). *Decomposition methods in demography*, Amsterdam Rozenberg Publishers.

United Nations (1982). *Levels and Trends of Mortality Since 1950, Study 74*. New York: United Nations, Dept. of International Economic and Social Affairs.

Vaupel, J. W. (1986). How Change in Age-Specific Mortality Affects Life Expectancy, *Population Studies*, Vol. 40, pp. 147-157.

Vaupel, J. W., Romo V. C. (2002). Decomposing Demographic Change into Direct vs. Compositional Components. *Demographic Research*. Vol. 7. pp. 1-14.

Vaupel, J. W., Romo, V. C. (2003). Decomposing Change in Life Expectancy: a Bouquet of Formulas in honor of Nathan Keyfitz's 90-th Birthday, *Demography*, Vol. 40, No. 2, pp. 201-216.

World Health Organization (WHO), Body mass index.

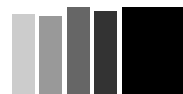
ПРИЛОЖЕНИЕ

1. Относителни дялове на лицата с ИТМ в норма и на непушачите и общ брой години живот по възрасто-полови групи за 2008 година

№ на възрасто-полова група	Възрасто-полови групи	Процент на хората с ИТМ в нормата %BMI	Процент на непушачите %No_smoke	Общ брой години живот total_years_life
1	18 - 24 мъже	71.40	72.30	71.70
2	25 - 34 мъже	46.30	45.60	72.06
3	35 - 44 мъже	35.60	44.70	72.62
4	45 - 54 мъже	31.20	47.80	73.57
5	55 - 64 мъже	30.80	60.30	75.67
6	65 - 74 мъже	36.00	84.70	79.17
7	18 - 24 жени	70.50	82.10	78.73
8	25 - 34 жени	69.10	69.70	78.88
9	35 - 44 жени	61.20	64.70	79.16
10	45 - 54 жени	48.40	74.50	79.68
11	55 - 64 жени	34.40	90.00	80.72
12	65 - 74 жени	31.00	96.80	82.38

2. Нива на ефективност и оптимални множители в резултат на DEA по възрасто-полови групи за 2008 година

№ на възрасто-полова група	Възрасто-полови групи	Ниво на ефективност	Оптимален множител на %BMI	Оптимален множител на %No_smoke	Оптимален множител на total_years_life
1	18 - 24 мъже	0.57	0.005	0.009	0.008
2	25 - 34 мъже	0.90	0.007	0.015	0.013
3	35 - 44 мъже	1.00	0.008	0.016	0.014
4	45 - 54 мъже	1.00	0.013	0.013	0.014
5	55 - 64 мъже	0.89	0.011	0.011	0.012
6	65 - 74 мъже	0.71	0.008	0.008	0.009
7	18 - 24 жени	0.58	0.004	0.009	0.007
8	25 - 34 жени	0.65	0.005	0.010	0.008
9	35 - 44 жени	0.72	0.005	0.011	0.009
10	45 - 54 жени	0.70	0.008	0.008	0.009
11	55 - 64 жени	0.70	0.008	0.008	0.009
12	65 - 74 жени	0.69	0.008	0.008	0.008



3. Степени на влияние на факторите върху общия брой години живот по възрастово-полови групи за 2008 година

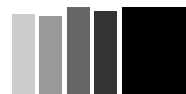
№ на възрастово-полова група	Възрастово-полови групи	$w^{BMI} * \%BMI$ - степен на влияние на ИТМ върху total_years_life	$w^{no_sm} * \%No_smoke$ - степен на влияние на тютюнопушенето върху total_years_life
1	18 - 24 мъже	0.32	0.68
2	25 - 34 мъже	0.33	0.67
3	35 - 44 мъже	0.29	0.71
4	45 - 54 мъже	0.40	0.60
5	55 - 64 мъже	0.34	0.66
6	65 - 74 мъже	0.30	0.70
7	18 - 24 жени	0.29	0.71
8	25 - 34 жени	0.32	0.68
9	35 - 44 жени	0.31	0.69
10	45 - 54 жени	0.40	0.60
11	55 - 64 жени	0.28	0.72
12	65 - 74 жени	0.25	0.75

ВОЗДЕЙСТВИЕ ИНДЕКСА МАССЫ ТЕЛА И КУРЕНИЯ НА РАЗНИЦУ В СРЕДНЕЙ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТИ ПРЕДСТОЯЩЕЙ ЖИЗНИ

*Петя Брайнова**

РЕЗЮМЕ В 2008 году, по данным Евростата, разница в ожидаемой продолжительности предстоящей жизни между мужчинами и женщинами в Болгарии в возрасте 18 лет, составляет немного больше семи лет. В данной статье представлена возрастная декомпозиция этой разницы в зависимости от воздействия индекса массы тела и курения в шести возрастных группах (18 - 24, 25 - 34, 35 - 44, 45 - 54, 55 - 64 и 65 - 74 лет). Для этой цели используется Data Envelopment Analysis (DEA), который сравнивает однородные единицы на основе измерения их эффективности подобно соотношению продукции и использованных для ее производства ресурсов. Каждая из возрастных групп является в роли однородной единицы сравнения, при этом рассматриваемых единиц в целом двенадцать - шесть для мужчин и шесть для женщин. Сумма прожитых к данному моменту и последующих с этого момента лет рассматривается как продукт здорового образа жизни, характеризуемого наличием индекса массы тела в норме и воздержания от курения.

* Докторант на Кафедре статистики и эконометрии Университета национального и мирового хозяйства, София; e-mail: petia_brainova@abv.bg.



THE BODY MASS INDEX EFFECT AND TOBACCO SMOKING EFFECT ON THE DIFFERENCE IN LIFE EXPECTANCY

*Petya Braynova**

SUMMARY According to the data from Eurostat for 2008, the difference in life expectancy between men and women in Bulgaria, at 18 years of age is a little over 7 years. The current article presents an age-decomposition of the difference in life expectancy by the Body mass index effect and the tobacco smoking effect separately for 6 age groups (18 - 24, 25 - 34, 35 - 44, 45 - 54, 55 - 64 and 65 - 74). For that purpose, Data Envelopment Analysis (DEA) is applied. DEA is a tool for comparison of homogeneous units based on measurements of their efficiency, defined as a ratio of the products and the resources used in the production process. Each of the age groups represents a homogeneous unit. The total number of units is 12 - 6 units for men and 6 units for women. The total amount of the currently lived years and the years thereafter is considered as the product of a healthy lifestyle, characterized by the presence of normal body mass index and restraint from tobacco smoking.

* PhD student at the Statistics and Econometrics Academic Department, University of National and World Economy, Sofia; e-mail: petia_brainova@abv.bg.

ПАРАЛЕЛИ, СЪЩНОСТ И ОСОБЕНОСТИ НА ИЗСЛЕДВАНИЯТА „НАБЛЮДЕНИЕ НА ДОМАКИНСКИТЕ БЮДЖЕТИ” И „СТАТИСТИКА НА ДОХОДИТЕ И УСЛОВИЯТА НА ЖИВОТ”

Богдан Богданов, Десислава Димитрова***

I. Въведение

Идеята за изследване, описване и анализиране на процесите, протичащи в домакинството, е много стара. Понятието „икономика” буквално преведено от старогръцки език означава изкуство за водене на домашното стопанство. Тази концепция и разбиране е в основата на двете изследвания „Наблюдение на домакинските бюджети” (HBS) и „Статистика на доходите и условията на живот” (SILC).

Наблюдението на домакинските бюджети е от най-старите изследвания на българската статистика. Първите извадкови изследвания върху бюджетите на българските домакинства датират от 1925 г., но регулярните изследвания (месечни и годишни) водят началото си от 1953 година. Основната цел на тези изследвания през годините е да се получат достоверни и научнообосновани данни за доходите, разходите, потреблението и другите елементи на жизненото равнище на населението (например снабдеността на домакинствата с предмети за дълготрайна употреба, вида на жилищата, жилищните условия и др.). От 1995 г. се изчисляват и показатели за оценяване на бедността в България. През декември 2006 г. с министерско постановление (публикувано в „Държавен вестник”) се определят редът и начинът за изчисляване на официалната линия на бедност по данни от ежегодните наблюдения на домакинските бюджети.

Наблюдението на доходите и условията на живот е сравнително ново изследване. Стартира за първи път през 2006 година. Изследването е създадено като обща рамка за системно изготвяне на статистически данни на Европейската общност за доходите и условията на живот (наричано EU-SILC), които да включват съпоставими и съвременни данни от моментното състояние и от повторени във времето изследвания за доходите, равнището и структурата на бедността и социалната изолация на национално и европейско равнище. Наред с това се разработват и данни за жилището и жилищните условия, достъпа до образование, здравния статус и достъпа до здравно обслужване, пре-

* Д-р, началник на отдел „Статистика на доходите и разходите на домакинствата” в НСИ; e-mail: bbogdanov@nsi.bg.

** Държавен експерт в отдел „Статистика на доходите и разходите на домакинствата” в НСИ; e-mail: desislavadimitrova@nsi.bg.



доставянето на социални услуги и участието на домакинството или неговите членове в различни социални програми и други.

II. Отличителни черти и основни характеристики на двете изследвания

Основни параметри на изследванията „Наблюдение на домакинските бюджети (HBS)” и „Статистика на доходите и условията на живот (EU-SILC)”:

1. Единица на наблюдение

HBS Обикновено домакинство

SILC Обикновено домакинство и всички лица (членове на домакинството) на 16 и повече повече навършени години.

Няма различия в използваната дефиниция за обикновено домакинство и за членове на домакинството. За обикновено домакинство се приема:

- Едно лице, което живее самостоятелно, храни се отделно и има свой отделен бюджет.
- Две или повече лица, които живеят в едно жилище или в част от жилище, хранят се заедно и имат общ бюджет, независимо от това дали имат роднински връзки помежду си.

Членове на домакинството са:

- лица, които живеят в домакинството и имат роднинска или брачна връзка с други членове;
- лица, които живеят в домакинството и не са роднини или съпрузи;
- живеещи с домакинството наематели (шест и повече месеца);
- гости (шест и повече месеца);
- живеещи с домакинството домашни прислужници, бавачки (шест и повече месеца);
- лица, които обикновено живеят с домакинството, но временно отсъстват от жилището поради работа в друго населено място, обучение или друга причина (но за не повече от шест месеца);
- деца от домакинството, които се обучават далече от дома;
- лица, отсъстващи за дълги периоди от време, но свързани с домакинството;
- лица, временно отсъстващи, но свързани с домакинството (в болнични заведения и други институции - затвори и т.н.) - отсъствието им не трябва да превишава шест месеца и трябва да имат ясни финансови връзки с домакинството.

В Наблюдението на домакинските бюджети няма изискване за период от шест месеца, за да се счита едно лице за член на домакинството.

2. Модел и обем на извадката

HBS Наблюдават се всеки месец в продължение на една година 3 000 домакинства.

От 2010 г. е въведен нов модел на извадка. Извадката е формирана от три независими подизвадки, всяка от които включва по 1 020 домакинства или общо за тримесечие се наблюдават 3 060 домакинства. В рамките на годината веднъж избраните домакинства се наблюдават четири месеца. На практика всяко домакинство участва по определена схема: след един месец участие в изследването, два месеца не участва, след което отново се включва и в тази последователност завършва наблюдението на неговия бюджет в продължение на дванадесет месеца.

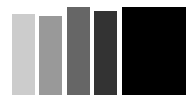
Отказалите да участват в изследването домакинства се подменят с други, които имат същия брой членове.

SILC Четиригодишен ротационен панел, състоящ се от четири независими подизвадки (ротационни групи). Всяка следваща година една ротационна група напуска панела и се добавя нова. Всяка година се наблюдават около 7 200 домакинства.

Отказалите да участват в изследването домакинства не се подменят с други.

И при двете изследвания се прилага двустепенен гнездови подбор на домакинства. На първа степен за всяка от 28-те области (поотделно за градското и селското население) са избрани гнездата (преброителните участъци) с вероятност, пропорционална на размера им. На втора степен чрез систематичен случаен подбор се избират домакинствата в гнездата.

Съществено различие между двете изследвания се наблюдава по отношение на отказалите участие домакинства. При HBS тези домакинства се подменят с други, които имат същия брой членове. При SILC подмени на домакинства не се правят. Компенсирането на броя на неотговорилите домакинства се извършва чрез обема на новата подизвадка (ротационна група). Това условие се спазва, тъй като според документите на Евростат очакван минимален ефективен размер на извадката за България е 4 500 домакинства при моментното наблюдение и 3 500 домакинства за лонгитудиналното наблюдение.



3. Инструментариум

HBS Дневници за ежедневни записи на получени доходи и направени разходи. Спомагателни три карти за регистриране на основни социално-икономически и демографски признаци на домакинството и неговите членове.

SILC Въпросници за домакинството - регистрират се основни социално-икономически признаци на домакинството и неговите членове.

Индивидуални въпросници за всеки член на домакинството на 16 и повече години - регистрират се данни за трудовия живот, икономическата активност, доходите и здравното състояние на наблюдаваните лица.

Не се събира информация за разходите и потреблението на домакинствата.

4. Период на наблюдение

HBS Текущият месец на наблюдение. Домакинствата се посещават на 1-во и 15-о число по време на наблюдението през месеца, когато се получават дневниците и се провежда допълнително интервю.

От 2010 г. освен дневници за текущия месец домакинствата попълват и въпросници за получените доходи и направените разходи за предходните два месеца.

SILC Основните въпроси за доходите на домакинството и неговите членове се отнасят за предходната календарна година. Наред с това се отговаря на въпроси, визиращи по-кратки периоди от време или моментното състояние.

5. Стохастични грешки

Стандартните грешки за основните показатели и за двете изследвания са в границите от 5 до 10%.

6. Нестохастични грешки¹

Отказ за участие в изследването и за двете изследвания.

7. Процент на отговорилите

Около 66% и за двете изследвания.

¹ Посочват се основните причини за наличието на нестохастични грешки.

8. Оценки на основни показатели за доходите - дефиниции и начин на получаване

HBS Дефинициите за доходите - общо и по източници, са синхронизирани с изследването SILC, като се използва ръководство на Евростат. Данните се събират чрез записи в дневник на домакинството от определен негов член. От 2010 г. освен дневници се използват и въпросници за получаване на ретроспективна информация за предходните два месеца, когато домакинствата не се наблюдават.

SILC Дефинициите за доходите - общо и по източници, са синхронизирани с изследването HBS, като се използва ръководство на Евростат. Данните се събират чрез въпросници отделно за домакинството и за всеки член на домакинството над 16-годишна възраст.

9. Обработка на информацията

HBS До 2009 г. - месечна и годишна информация.

От 2010 г. месечна, тримесечна и годишна информация.

SILC Годишна.

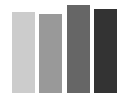
10. Основни показатели за оценка на бедността в годината на наблюдение

HBS Използват се алгоритми за изчисляване на показателите за оценка на бедността, представени в ръководство на Евростат.

Източник на данните са ежемесечните записи на домакинствата в дневниците, а от 2010 г. освен дневници се използват и въпросници за получаване на ретроспективна информация за предходните два месеца, когато домакинствата не се наблюдават.

SILC Използват се алгоритми за изчисляване на показателите за оценка на бедността, представени в ръководство на Евростат.

Източник на данните са въпросник за домакинството и индивидуален въпросник за всички членове над 16-годишна възраст.



11. Панелни оценки на показателите за доходи и бедност

HBS Няма възможност за получаването на такива оценки.

SILC Дава възможност за панелно изследване на доходите, при което едни и същи домакинства се наблюдават в продължение на четиригодишен период (лонгитудинални данни). Изследва се т.нар. продължително равнище на риска от бедност (persistent at-risk-of-poverty rate).

III. Особености в разпределението на домакинствата по доход и разлики в оценките на основни показатели на бедност в изследванията HBS и SILC

Разпределението на домакинствата по доход от двете изследвания са логнормални. При изследването SILC лявото рамо на разпределението е поизтеглено отколкото при изследването HBS. В резултат на това **равнището на бедност** е по-високо при първото изследване, като разликите в относителните дялове за годините са: 4 през 2005 г., 8 през 2006 г. и 7% през 2007 година. Тези разлики се отразяват също в размера на медианите² (респ. на линиите на бедност³) за двете изследвания. Разликите в абсолютни стойности (левове средномесечно на еквивалентно лице) и проценти за **линиите на бедност** за HBS спрямо SILC са: 17 лв., или с 12% по-висока през 2005 г.; 22 лв., или с 15% по-висока през 2006 г.; минус 19 лв., или с 8% по-ниска през 2007 година. И при двете изследвания се наблюдават ясно очертани тенденции към повишение в размера на линиите на бедност. Конкретните стойности на тези основни показатели, а така също и други производни и важни измерители на феномена „бедност“ за двете изследвания могат да се проследят в табл. 1⁴.

² Медианата е средна на положение - оценка на дохода на домакинството, което се намира в средата на статистическото разпределение на домакинствата по доход.

³ Изчисляват се по методика на Евростат като 60% от общия нетен еквивалентен доход. Нетните доходи не включват тази част, която се получава от продажба на имущество, наследство, застраховки, подаръци, тото и лотарии. Тези доходи се преизчисляват в еквивалентни чрез използването на еквивалентна скала с параметри: 1 - за първия възрастен; 0.5 - за всеки следващ възрастен; 0.3 - за деца до 14-годишна възраст. Еквивалентната скала осигурява сравнимост на равнището на благосъстояние между различни по размер домакинства. Тя отразява икономията от ресурси в резултат от съвместното съжителство на лица в рамките на едно домакинство. На практика това е тази част от доходите (разходите), която се изразходва за материални блага, еднакво необходими, неделими и полезни за всички членове на домакинството.

⁴ Различните години за изследванията (посочени в табл. 1) показват, че за HBS наблюдението и данните са за съответната година, а за SILC - наблюдението е осъществено през посочената година, но данните са за предходната година, тъй като на домакинствата (и техните членове над 16 години) се задават ретроспективни въпроси за техните доходи.

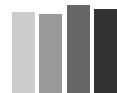
**1. Оценка на основни показатели за бедност в изследванията
„Наблюдение на домакинските бюджети” (HBS) и „Статистика на
доходите и условията на живот” (SILC)***

	HBS SILC		HBS SILC		HBS SILC	
Година на провеждане на изследването	2005	2006	2006	2007	2007	2008
Година, за която се отнасят данните	2005	2005	2006	2006	2007	2007
Линия на бедност на еквивалентно лице (poverty line - PL) - левове средно на месец	152	135	167	145	193	212
Равнище на бедност (poverty rate - PR) - %						
Общо	14	18	14	22	14	21
Възраст						
0 - 15	18	25	15	30	19	26
16 - 64	12	16	12	19	12	17
65+	18	20	18	23	18	34
Пол						
Мъж	13	17	12	21	11	20
Жена	15	19	16	23	17	23
Работещи - общо	6	5	6	6	5	7
Неработещи - общо	20	26	20	32	21	35
Безработни	34	48	36	56	38	55
Пенсионери	16	18	17	23	18	32
Други неактивни	15	17	16	19	16	24
Домакинства без деца	13	16	13	18	13	22
Домакинства с деца	15	20	14	25	15	21
Преди социалните трансфери	39	45	41	42	41	40
Вкл. пенсии, преди социалните трансфери	17	25	17	26	17	27
S80/20 ⁵ - пъти	4	5	4	7	4	7
Коефициент на Джини ⁶ - %	25	31	24	35	25	36

* Стойностите, маркирани в *italic*, показват големи различия в оценките между двете изследвания. Стойностите, маркирани в **bold**, показват близки стойности на оценките между двете изследвания. Останалите имат междинни стойности.

⁵ Измерва съотношението (поляризацията) между доходите на 20-те процента бедни и 20-те процента богати домакинства в тяхното разпределение по доход (квантилно отношение).

⁶ Измерва диференциацията на домакинствата по доход. Нормиран е в границите от 0 до 100%.



На практика медианата при изследването SILC разделя съвкупността на сравнително по-бедни и по-богати, отколкото това се наблюдава при изследването HBS. Казано по друг начин и дълбочината⁷ на бедност при изследването SILC (27 за 2008 г.) е по-релефно очертана отколкото при изследването HBS (21 за 2007 г.). В същото време небедните в първото изследване имат сравнително по-високи доходи отколкото същата тази съвкупност при второто изследване. Тази особеност на разпределенията се забелязва от разликите между показателите S80/20 (квантилно съотношение) и Коефициента на Джини. Вижда се също и от разликите между показателите при равнищата на бедност „преди получаването на всички социални трансфери” и „преди получаването на социалните трансфери, но с включването на пенсиите”. Данните отчетливо показват, че при изследването SILC, ако бедните домакинства не получават доходи от социални трансфери, но получават доходи от пенсии, степента на обедняване се редуцира в по-малка степен, докато при изследването HBS степента на обедняване доста отчетливо и съществено се понижава.

Разпределението на домакинствата по доход при SILC е повлияно главно от отказа на част от избраните домакинства да участват в изследването (около 34%), а също и от тези, които не отговарят на въпроси за техните източници на доход. Отказалите домакинства не се подменят с други и за да се минимизират загубите на информация се прилагат определени статистически техники (импутиране, калибриране и претегляне на първичните данни). Такива техники не се използват при Наблюдението на домакинските бюджети, но разпределенията са повлияни от отказите на домакинствата да участват в изследванията (също около 34%), което налага тяхната подмяна.

И в двата случая се търсят начини и се използват техники за възстановяване на отсъстваща информация, която не може да се получи от респондентите поради нежелание от тяхна страна да я предоставят. Прави се допускане, че и при двете изследвания съществува един и същи риск от укриване на информация за доходите, т.е. респондентите не регистрират пълния размер на доходите или не посочват всички източници на доход. Очевидно е, че тематиката на двете изследвания засяга въпроси, които домакинствата не са склонни да споделят със служителите на статистиката независимо от гарантираната анонимност на получаваната информация. Нещо повече, негативното отношение на респондентите към такъв тип изследвания рязко нараства в години на икономическа криза, когато се увеличава недоверието и недоволството към всички органи на държавно управление.

На практика и при двете изследвания са налице редица опасности от изместване на оценките и стремежът е те да бъдат отстранени или минимизирани чрез прилагането на определени техники и методи. За съжаление, и при двете изследвания съществува опасност от занижен контрол на теренната ра-

⁷ Осредненият относителен дефицит от средства на бедните домакинства под приетия праг на бедност се изчислява като коефициент.

бота, а също и недостатъчен брой работни срещи с анкетърските екипи от териториалните статистически бюра поради липса на финансови средства.

IV. Използване на изследванията HBS или SILC при разработване на методика за официалната линия на бедност

Позитивните аспекти от провеждането на двете изследвания могат да се представят в следната последователност:

1. Методически характеристики на изследванията HBS и SILC

HBS Получават се данни за доходите, данни за разходите и потреблението на основни хранителни продукти.

Тримесечна и годишна информация от началото на 2010 година.

Данните от наблюдението служат за определяне на официалната линия на бедност. Съгласно методиката⁸ официалната линия на бедност се определя като процент от общия еквивалентен доход на базата на предварително дефинирани минимални жизнени потребности⁹. От своя страна, минималните жизнени потребности се дефинират и определят въз основа на данни за потреблението и разходите на домакинствата.

Данните от наблюдението се използват в международни сравнения в съответствие с препоръки и предложения на Евростат въз основа на джентълменско споразумение.

SILC Получават се данни за доходите, жилищните условия, здравето състояние, снабдеността на домакинствата с предмети за дълготрайна употреба, икономическата активност на лицата на 16 и повече години и участието в социални програми.

Панелно изследване, което за първи път се осъществява в този вид и мащаб от българската статистика. Предоставя данни за промените, настъпили в доходите и условията на живот в домакинствата за четиригодишен период. Може да се използва за натрупване на емпиричен опит, който да послужи при провеждане на други наблюдения.

Използват се данни от административни регистри за допълване на липсваща информация за доходите.

Данните са международно сравними, тъй като се използват задължителни регламенти на Евростат.

⁸ Вж. ДВ., бр.107/27.12.2006 година.

⁹ Официалната линия на бедност се изчислява като 60% от общия нетен еквивалентен доход, което съвпада с методиката на Евростат. Следва да се отбележи, че този процент може да се променя в съответствие с националните приоритети на социалната политика и икономическото развитие на страната. Оценка за бедността въз основа на данните от SILC е задължително да се изчисляват по методиката на Евростат и да се предоставят за публикуване при извършването на международни сравнения и анализи.



Двете изследвания дават различни оценки за феномена „бедност”. Очевидно е, че спецификите в начините и подходите към изследване на феномена „бедност” предопределят и обуславят тези различия. Въпреки това оценките за бедността от двете изследвания не трябва да се противопоставят и поставят в различни класации за степен на достоверност и надеждност. По-скоро те следва да се разглеждат като възможност за поглед от различен ъгъл към процесите на обедняване - цел на изследователски труд, който трябва да продължи с формирането на конкретни мерки и политики за решаване на социално-икономическите проблеми на бедните в страната.

От съществено значение за достоверността на получаваната информация е психологическата нагласа на респондентите, която е определено негативна особено във време на икономическа криза. По принцип важни резерви за преодоляване на проблемите в тази област при равни други условия¹⁰ могат да се намерят, когато наблюденията: са финансирани в необходимата степен, осъществява се перманентен контрол върху теренната работа, направена е актуализация на списъците за избор на домакинствата, за да се избегнат случаите на неосъществени контакти с респондентите, извършена е много добра предварителна агитационна работа за участие на избраните домакинства в изследванията, т.е. броят на отказите в началото на изследването е минимален (например в границите 15 - 20%), професионалната подготовка на анкетьорските екипи по места е на високо ниво.

Изследването HBS може да се използва за разработване и определяне на официалната линия на бедност за страната. Важен аргумент в подкрепа на това мнение е прилагането на съществуващата методика, която позволява предварително дефиниране на минимални жизнени потребности въз основа на данни за потреблението (физиологична норма за дневен калориен прием на 2 300 килокалории на еквивалентна единица - еквивалентно лице): относителен дял на разходите за храна, които трябва да съответстват на 30-те процента домакинства с най-ниски доходи. Такива критерии при изследването SILC е невъзможно да се дефинират, тъй като информация за потреблението и разходите на наблюдаваните домакинства не се събира. Тези критерии са особено важни в моменти на икономическа криза, тъй като в потреблението и разходите се отразяват равнищата на инфлация и безработица, растежа на които може чувствително да редуцира номиналното нарастване на доходите. Това обстоятелство е добра предпоставка при определяне на минималните и социалните плащания за омекотяване на бедността в страната, а също и при разработване на политики за намаляване на равнището на бедност, т.е. за даване на шанс за елиминиране на риска от бедност.

¹⁰ В този случай под „равни други условия” се има предвид, че методологическата работа и при двете изследвания е осъществена професионално и качествено.

Безспорен факт е, че изследването SILC трябва да се използва за представяне на данни за европейските сравнения на оценките за показателите на бедността в страната. Знае се, че данните за бедността от това изследване, които са резултат от изпълнението на регламентите на Европейската комисия, определят мястото на България в общността на държавите - членки на Европейския съюз, в тази област. От това обстоятелство също произтичат ангажименти и задължения на страната ни по отношение на провежданите политики за намаляване на равнището на бедност и контролиране на процесите на обедняване. Като пример в това отношение е участието на България в европейската инициатива за намаляване на бедността до 2020 г., когато броят на бедните трябва да се понижи с 20 милиона души¹¹. За този период България трябва да намали броя на бедните с 260 000 души, което е около 16% от броя на бедните през 2008 година¹².

Разбира се, темата за измерване на феномена „бедност“ фигурира в редица изследвания на европейската и българската статистика. Основно в периода 1995 - 2005 г. оценките за показателите на бедността в редица страни се осъществяват чрез данни от наблюденията на домакинските бюджети и ръководство на Евростат с алгоритми за изчисляване на т.нар. Лаекен индикатори.

От 2006 г. в много европейски страни, вкл. и в България, стартира изследването SILC. Коректната сравнимост на данните от това изследване в международен аспект се гарантира от поредица документи, които определят обема на извадките за всяка страна, нейния дизайн и цялата методологическа работа, включваща инструментариума, дефинирането на променливите, изходните показатели, таблиците, програмното осигуряване и насоките на анализ.

Например от данните в табл. 2 се вижда, че България има сравнително високо равнище на бедност през разглеждания тригодишен период (2006 - 2008). Подчертано по-високо равнище на бедност има само в Латвия и Румъния. Може да се добави, че оценките за този показател са сравнително по-устойчиви във времето в сравнение с оценките за линиите на бедност в табл. 5. Това означава, че данните за равнището на бедност не се променят съществено през цитираните години, докато данните за линиите на бедност очертават релефно тенденция на повишение.

¹¹ Изчислено е, че в държавите - членки на Европейския съюз, броят на хората, които живеят в бедност и социално изключване, са 120 млн. души. Това означава, че за да се намали техният брой с 20 млн. души (или с 16.66%) за 10 години, трябва да се провеждат политики, които няма да допуснат нарастване на базовите 120 млн. души, което би трябвало да се приеме като още една цел на страните от ЕС. Това означава, че през следващите 10 години бедните и социално изключени хора трябва да отпаднат от съвкупността на регистрираните 120 млн. души и постепенно да достигнат 100 млн. души в края на 2020 година.

¹² Използвани са данни за 2007 г. от изследването SILC, проведено през 2008 година.



2. Равнище на бедност

(Проценти)

Страни	2006	2007	2008
Австрия	13	12	12
Белгия	15	15	15
България	18	22	21
Великобритания	19	19	19
Германия	13	15	15
Гърция	21	20	20
Дания	12	12	12
Естония	18	19	19
Ирландия	18	17	16
Исландия	10	10	10
Испания	20	20	20
Италия	20	20	19
Кипър	16	16	16
Латвия	23	21	26
Литва	20	19	20
Люксембург	14	14	13
Малта	14	14	15
Нидерландия	10	10	11
Норвегия	11	12	11
Полша	19	17	17
Португалия	18	18	18
Румъния	-	25	23
Словакия	12	11	11
Словения	12	12	12
Унгария	16	12	12
Финландия	13	13	14
Франция	13	13	13
Хърватия	17	18	-
Чехия	10	10	9
Швеция	12	11	12

Източник: Евростат - 2010 година.

От данните в табл. 3 се вижда, че бедните в нашата страна са значително по-бедни отколкото в редица европейски страни. Линията на бедност за България е от 5 до 10 пъти по-ниска отколкото в други европейски страни, а спрямо Люксембург разликата е още по-голяма (20 пъти по-ниска през 2006/2007 г. и над 14 пъти през 2008 г.). Общото за всички представени страни е, че линията

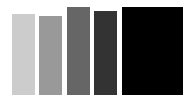
на бедност нараства в номинално изражение за посочените години. Въпреки това България и Румъния се очертават като страните с най-високо равнище на бедност и с най-ниска линия на бедност. Очевидно този извод изисква сериозни социално-икономически мерки за намаляване на съществуващите разлики с другите държави - членки на Европейския съюз.

3. Линия на бедност

(Евро)

Страни	2006	2007	2008
Австрия	10711	10892	11406
Белгия	10316	10538	10788
България	830	888	1303
Великобритания	11584	12572	13101
Германия	9370	10624	10953
Гърция	5910	6120	6480
Дания	13598	14004	14497
Естония	2183	2668	3328
Ирландия	11808	13180	13760
Исландия	17083	17225	19330
Испания	6860	7203	7753
Италия	8712	9003	9382
Кипър	8719	9590	10022
Латвия	1520	2010	2899
Литва	1520	2010	2899
Люксембург	17688	17929	18550
Малта	5238	5453	5728
Нидерландия	10356	10924	11694
Норвегия	16668	17257	18985
Полша	1864	2101	2493
Португалия	4386	4544	4878
Румъния	-	995	1173
Словакия	1988	2382	2875
Словения	5589	5944	6535
Унгария	2308	2361	2639
Финландия	10935	11104	11800
Франция	9712	9938	10538
Чехия	2878	3251	3638
Швеция	10638	11132	12178

Източник: Евростат - 2010 година.



Съчетаването на резултатите от изследванията HBS и SILC в система от показатели за характеризиране на бедността е предпоставка за вземане на добри решения в областта на социалната политика на ниво национални приоритети и на ниво международни ангажименти.

V. Използване на оценките на показателите за бедността от изследванията HBS и SILC при разработване на политиките за социално подпомагане

Оценките за бедността от изследванията HBS и SILC могат да се използват като долна и горна граница на съответния показател. От гледна точка на провежданите социални политики това позволява да се разработят по гъвкави параметри за определяне на минималната работна заплата и пенсия, социалната пенсия и поредица социални трансфери, насочени към подпомагане на бедните слоеве от населението. Тази възможност се предопределя от обстоятелството, че по данни за доходите от двете изследвания се изчисляват относителни линии на бедност. На практика те ориентират експертите, разработващи и провеждащи политиките в областта на социалното подпомагане, тъй като тяхната конкретна работа е свързана още и с удостоверяването на редица фактори, които документирано установяват максимално точно материалния статус на хората, които се нуждаят от помощта на държавата като бедни и заплашени от социално изключване. Разбира се, тук се прави допускането, че лицата, установени като бедни в проценти или абсолютен брой от изследванията HBS и SILC, са лишени и не притежават материални блага, което не им позволява да водят достоен и нормален начин на живот. За 2007 г. по данни от първото изследване бедни са около 1 070 700 души, а по данни от второто - 1 625 000 души, или с 554 300 души повече. В съответствие с тези данни за 10 години (до 2020 г.) България трябва да намали броя на бедните със 172 000, или с 260 000 души (разлика от 88 000 души), за да изпълни ангажиментите си към ЕС.

И още един аргумент в подкрепа на предложението за използване на данните от двете изследвания за определяне на границите, които подобно на рамки фиксират обхвата на феномена „бедност“ чрез поредица от измерители. Разликите между важни и основни оценки за равнището на бедността от двете изследвания - общо и по отделни признаци на лица и домакинства под линиите на бедност (общо 42), представени в табл. 1, показват следното:

- 21 разлики между оценките или половината са на/или под 5%;
- 14 разлики между оценките или една трета са в границите от 5 до 10%;
- само 7 разлики са над 10%, но не минават границата над 20%.

Естествено тези разлики не биха могли да се приемат в рамките на стохастичните грешки, с които са придружени оценките от двете изследвания. Същевременно могат да провокират инстинкта на всеки опитен изследовател по отношение на реалната ситуация, в която протичат процесите, свързани с феномена „бедност“.

В заключение може да се направи изводът, че съществуващото различие в методологията на двете изследвания не оказва съществено влияние върху основните параметри на проявлението на бедността. Наличието на разнообразна информация от двете изследвания дава възможност не само за прилагане на основните концепции за оценка на бедността - относителната и абсолютната, но и допълване на общите показатели за бедността със субективните оценки и личните нагласи на респондентите относно възможностите за задоволяване на отделни нужди и потребности.



**ПАРАЛЛЕЛИ, СУЩНОСТЬ И ОСОБЕННОСТИ ИССЛЕДОВАНИЙ
„ОБСЛЕДОВАНИЕ БЮДЖЕТОВ ДОМАШНИХ ХОЗЯЙСТВ” И
„СТАТИСТИКА ДОХОДОВ И УСЛОВИЙ ЖИЗНИ”**

*Богдан Богданов**
*Десислава Димитрова***

РЕЗЮМЕ Рассматриваются основные особенности исследований „Обследование бюджетов домашних хозяйств” и „Статистика доходов и условий жизни”. Анализируются различия в охвате и обследованных единицах, методах формирования выборок, периодах регистрации данных, и использованном инструментарии. На основании данных с обоих исследований производится сопоставительный анализ оценок о показателях бедности населения. Приведенный комментарий об обоих исследованиях является полезным для пользователей в ходе использования данных с этих изучений. Систематизация метаданных об исследованиях может быть использованной для достижения лучшей сопоставимости, сочетаемости и согласованности работ при их проведении в ближайшие годы.

* Д-р, руководитель отдела Статистики доходов и расходов домашних хозяйств в НСИ; e-mail: bbogdanov@nsi.bg.

** Государственный эксперт, в отделе Статистики доходов и расходов домашних хозяйств в НСИ; e-mail: desislavadimitrova@nsi.bg.

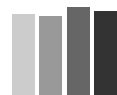
**PARALLELS, NATURE AND CHARACTERISTICS OF RESEARCH
„HOUSEHOLD BUDGETS SURVEY” AND „STATISTICS ON INCOME
AND LIVING CONDITIONS”**

*Bogdan Bogdanov**
*Desislava Dimitrova***

SUMMARY There is a review of the distinctive features of the „Household budgets survey” and „Statistics on Income and Living Conditions”. There are analyses of the differences in the scope and units surveyed, sampling methodologies, periods of registration of data and the tools used. Based on data obtained from both surveys, there is a comparative analysis of estimates of poverty indicators of the population. The comment on both surveys is useful for the customers when using the data from them. The systematization of the metadata for the surveys can be used to achieve better comparability matching and coherence of work during their implementation in the coming years.

* PhD, Head of Households Income and Expenditure Department in the NSI;
e-mail: bbogdanov@nsi.bg.

** State expert in Households Income and Expenditure Department in the NSI;
e-mail: desislavadimitrova@nsi.bg.



ПРЕБРОЯВАНЕ НА НАСЕЛЕНИЕТО И ЖИЛИЩНИЯ ФОНД В РЕПУБЛИКА БЪЛГАРИЯ ПРЕЗ 2011 ГОДИНА - АНАЛИЗ НА ДАННИТЕ ЗА ЖИЛИЩНИЯ ФОНД¹

Жилищен фонд

Обектите, единиците и основните признаци на наблюдение в Преброяване 2011 са регламентирани в Закона за преброяване на населението и жилищния фонд в Република България през 2011 година. При разработването на инструментариума на преброяването са включени и допълнителни променливи, които допринасят за повишаване на качеството на информацията, аналитичността на данните и осигуряването на допълнителна информация за изследваните процеси. **Обект на преброяване на жилищния фонд са:**

- жилищните сгради, включително тези, които към момента на преброяването не се използват за живеене;
- жилищата, които се използват за живеене, и необитаваните жилища.

В обхвата на наблюдението се включват жилищни сгради, в които:

- са намерени домакинства и лица, които живеят обичайно в тях;
- не живее никой, но са годни за живеене, вкл. и новопостроените сгради.

Годна за живеене е тази сграда, на която подът, стените и покривът са здрави и устойчиви, прозорците са остъклени и има врати.

Сгради, които по първоначално изграждане са построени за нежилищни цели, но след направени преустройства се използват за живеене, също са преброени.

В обхвата на наблюдението не се включват:

- Нежилищни сгради, т.е. сгради, които не са предназначени за живеене.
- Сгради от смесен тип, в които по-малко от 60% от разгънатата застроена площ се използва за жилищни цели.
 - Хотели, независимо от собствеността им.
 - Ведомствени вили, бунгала и туристически хижи.
 - Нови незавършени жилищни сгради.
 - Временни постройки, бараки или вили, които са построени от леки материали и не могат да се обитават при зимни условия.
 - Подвижни средства, в които се живее.
 - Пристроени летни кухни.
 - Жилищни сгради, които се използват изцяло за нежилищни цели, независимо дали са преустроени, или не.

¹ НСИ, том 2. „Жилищен фонд“ (книга 1. „Жилищни сгради“, книга 2. „Жилища“ и книга 3. „Жилищни условия на населението“).

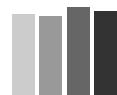
Основни дефиниции и понятия

Жилищни сгради са тези постройки, които по първоначално изграждане или чрез преустрояване са предназначени за постоянно обитаване и се състоят от едно или повече жилища, които заемат най-малко 60% от разгънатата площ на сградата (§ 5, т. 29 от Допълнителните разпоредби на Закона за устройство на територията). Жилищната сграда трябва да бъде със застроена площ не по-малка от 20 квадратни метра.

За отделна сграда се приема постройка, която е отделена от други постройки с разграничителни стени от основите до покрива и има отделен самостоятелен покрив, т.е. представлява единно архитектурно-строително цяло. За отделни сгради се приемат и тези, които имат разграничителни стени помежду си, макар в отделни случаи да имат общ покрив. Къщата близък, когато е построена на един парцел, се приема за една сграда, а когато е построена на два парцела, се приема за две сгради. За отделна сграда се приема и тази постройка, която макар да има два покрива (на различно ниво), представлява едно общо архитектурно цяло. Пристройката се смята за част от сградата, когато е конструктивно свързана с нея, т.е. когато е свързана с обща врата и когато има общи стени със сградата, независимо от това дали има, или няма общ покрив с нея.

Според вида си жилищните сгради са:

- **Къщи** - нискоетажни (от един до три етажа) жилищни сгради (свободно стоящи, „на калкан” или „близнаци“, терасовидни, редови и др.), при които всяко от жилищата има собствен вход директно от прилежащия терен. Тук се включват и сградите на три етажа с по едно жилище на етаж и общ вход от улица/двор.
- **Жилищни блокове, кооперации** - сгради със средна (4 и 5 етажа) или висока (6 и повече етажа) етажност и общо стълбище, от което има входове към отделните жилища. Тук се отнасят и триетажните сгради с две и повече жилища на етаж. Жилищни блокове, които имат много входове, и тези, които са строени по секции (стъпаловидно), се приемат за една сграда.
- **Сгради от смесен тип (над 60% жилищна площ)** - тези, в които повече от 60% от разгънатата застроена площ се използва за жилищни цели, а по-малко от 40% от площта - за нежилищни цели (търговски, административни и др.).
- **Общежития** - сгради за студенти и работници, в които обичайно живеят обикновени домакинства.
- **Лятна кухня**, когато е отделна постройка, е сграда от допълващо застрояване, чиито помещения се ползват от домакинство, постоянно живеещо в жилищната сграда, към която принадлежи лятната кухня.



За тази сграда не се събира информация за жилище и данните за това жилище се отнасят към основното жилище.

- **Вила** - постройка, която по първоначално изграждане е предназначена за задоволяване на специфични нужди на населението - за почивка и възстановяване на здравето. Вилата може да се намира в утвърдена вилна зона, в неутвърдена вилна зона, в частни имоти (лозя, градини) и други.
- **Сгради за колективно домакинство** - интернати, пансионни, манастири, домове за отглеждане на деца, домове за стари хора, затвори и други подобни, в които живеят колективни домакинства.

Слънчевите панели (колектори) са съоръжение, чрез което слънчевата енергия се използва за затопляне на вода или за производство на електроенергия.

Една сграда е **обитавана**, когато в сградата живее постоянно поне едно домакинство или лице.

Сградата се счита за **необитавана**, ако в нея няма нито едно обитавано жилище, т.е. в нея не живеят постоянно домакинства и лица, но е годна за живеене.

Стоманобетонни сгради са тези, при които носещият скелет и подовите конструкции са изградени от стоманобетон, а стените са от панели, тухлена зидария или друг материал.

Масивни сгради са тези, носещите стени на които са от тухлена или каменна зидария, а поясите, гредите и подовата конструкция са изградени от стоманобетон, но нямат стоманобетонни колони.

Към групата „**други**“ са включени сгради, построени от кирпич (сурови тухли), дърво и други материали.

Жилище е обособено и самостоятелно от гледна точка на конструкцията място, което е пригодено за живеене, състои се от едно или няколко помещения и има един или повече самостоятелни изхода на общодостъпна част - стълбище, общ коридор, двор или направо на улицата.

Полезната площ на жилището е площта, отграничена от ограждащите стени на жилището. Ограждащите стени могат да бъдат към съседни жилища или общи части на сградата, както и външни по отношение на сградата.

Към полезната площ на жилището се включва площта на балкони и лоджии, а не се включва площта на мазета и тавани.

Жилищната площ на жилището е равна на сбора от площта на стаите. Когато вестибюлът не е отделен с преграда, неговата площ се включва към площта на стаята, от която се осветява.

Спомагателната площ е равна на сбора от площта на всички спомагателни помещения.

Това са стаите с площ, по-малка от 4 кв. м, коридорите, антретата, баните, тоалетните. Към спомагателната площ се включва и площта на вестибюла,

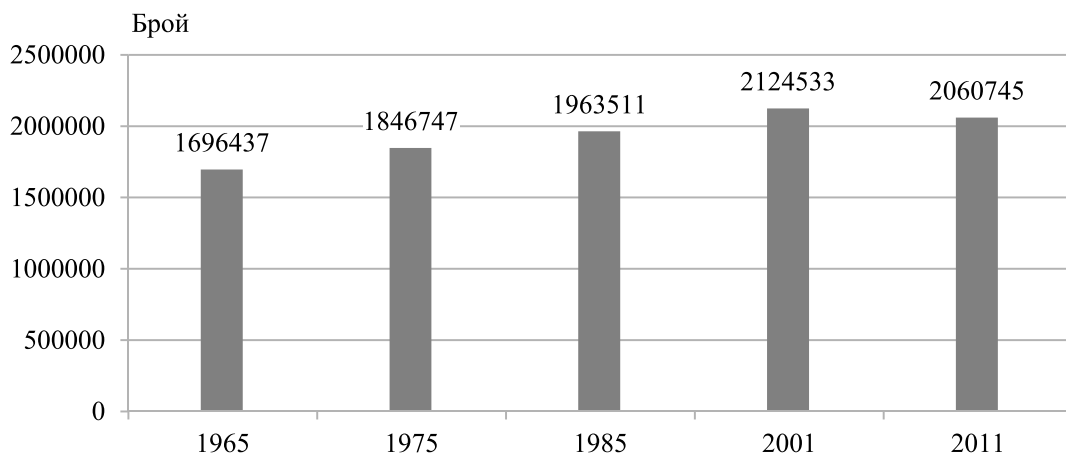
когато е отделен с преграда от стаята, от която се осветява, и самият той няма пряко осветление.

В данните за жилищата са включени само жилища в жилищни сгради - без подвижните, примитивните и жилищата в нежилищни сгради.

Жилищни сгради

По данни от преброяването към 1.02.2011 г. жилищните сгради² в страната са 2 060 745. Броят на сградите е намалял с 3.0% в сравнение с предишното преброяване през 2001 година. Намаление в броя на жилищните сгради между двете преброявания има в селата - с 6.5%, докато в градовете сградите се увеличават с 3.5%.

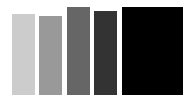
Фиг. 1. Жилищни сгради по години на преброяванията



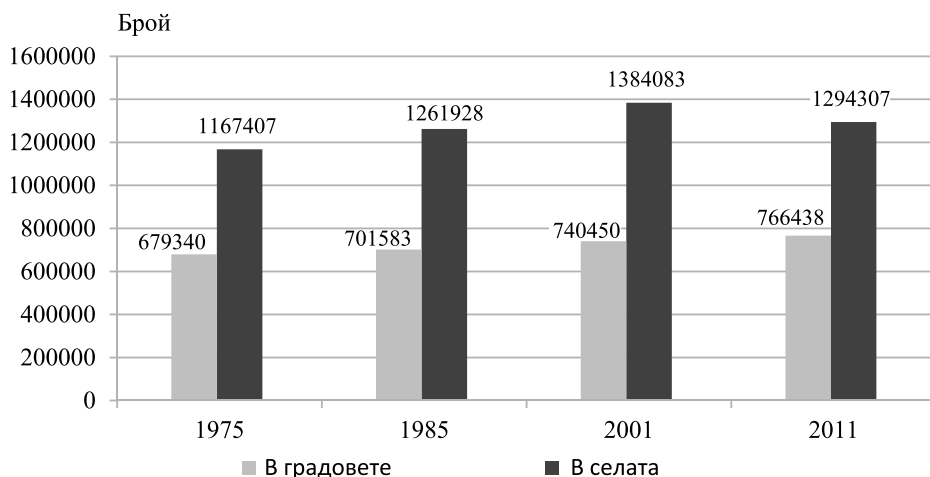
В градовете се намират 766 438 сгради (37.2% от жилищния сграден фонд) с 2 564 426 жилища, а в селата сградите са 1 294 307 с 1 319 071 жилища. Най-голям брой жилищни сгради са преброени в област Пловдив - 149 917 сгради с 318 569 жилища, следва област София - 145 122 сгради със 176 842 жилища, и област София (столица) - 101 696 сгради с 607 473 жилища.

Най-малко жилищни сгради са преброени в областите Смолян и Силистра - съответно 35 974 с 65 522 жилища и 39 352 с 57 295 жилища.

² Жилищни сгради са тези постройки, които по първоначално изграждане или чрез преустройство са предназначени за постоянно обитаване и се състоят от едно или повече жилища, които заемат най-малко 60.0% от разгънатата площ на сградата и имат застроена площ не по-малка от 20 квадратни метра.

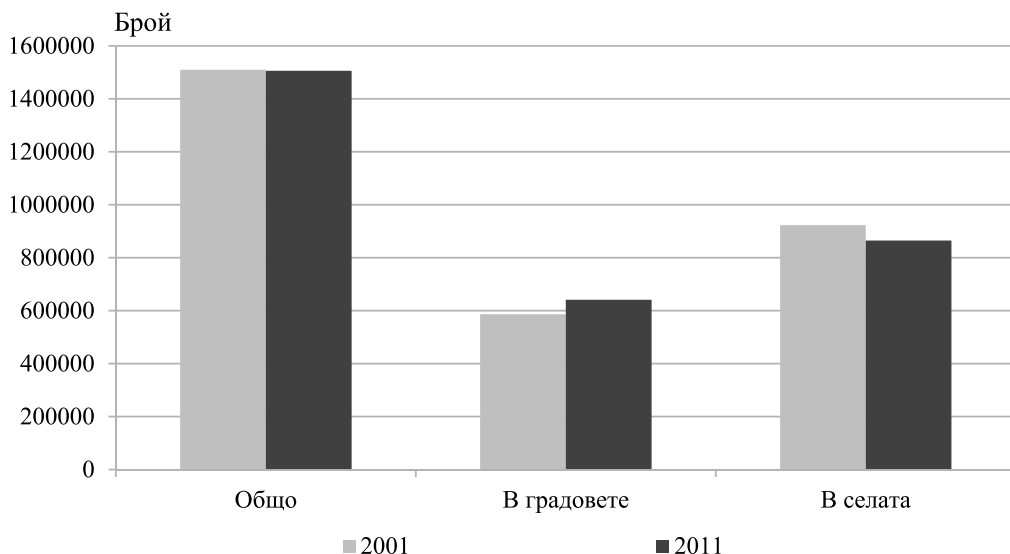


Фиг. 2. Жилищни сгради по местонамиране и години на преброяванията



Обитавани са 83.7% от жилищните сгради в градовете и 66.8% от жилищните сгради в селата. За сравнение през 2001 г. обитаваните сгради в градовете са били 88.4%, а в селата - 82.4%. Намаление на обитаваните жилищни сгради има както в градовете, така и в селата, съответно с 4.7 и 15.6 процентни пункта. Делът на обитаваните жилищни сгради е най-висок в областите София (столица) - 86.0%, Благоевград - 82.8%, Варна - 82.2%, Пловдив - 81.0%, и Сливен - 80.2% от всички жилищни сгради. Този дял е най-нисък в областите Видин - 53.6%, и Перник - 60.2%.

Фиг. 3. Обитавани жилищни сгради по години на преброяванията



Обитаваните сгради (без колективните и вилите) през 2011 г. като цяло намаляват за сметка на сградите с две жилища, при които намалението е 16.6%.

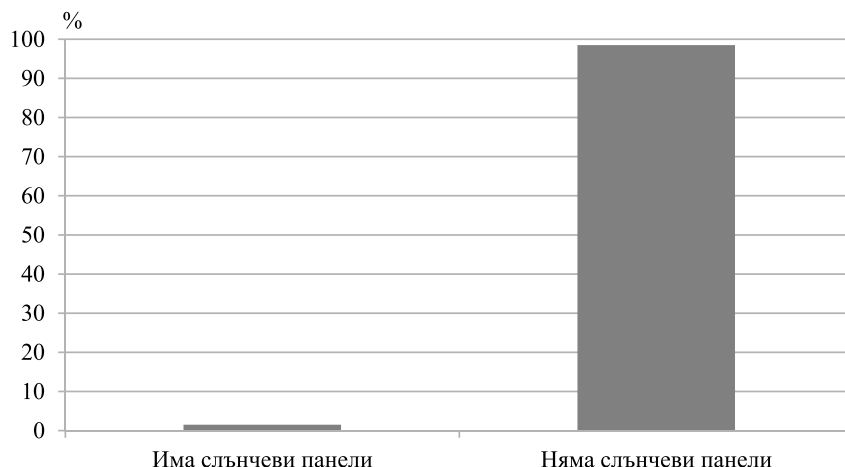
Всички многофамилни сгради (с над 3 жилища) се увеличават, като най-голямо е нарастването при сградите с 10 - 19 жилища - 46.4%.

Обитавани жилищни сгради по брой на жилищата в тях според преброяванията (без колективни и жилища във вили)

Брой жилища в сградата	(Брой)		
	1985	2001	2011
Общо	1647858	1509819	1505945
1 жилище	1459482	1259087	1269948
2 жилища	112135	156913	130888
3 - 5 жилища	40472	50846	51319
6 - 9 жилища	9790	11671	14115
10 - 19 жилища	9145	11183	16372
20 - 49 жилища	10286	11378	13949
50 и повече жилища	6548	8741	9354

За осигуряване на информация относно политиката по енергоспестяване за първи път по време на Преброяване 2011 бяха събрани данни за наличие на слънчеви панели на жилищните сгради. Данните показват, че 1.5% от всички жилищни сгради имат монтирани слънчеви панели. Слънчеви панели са монтирани основно в няколко области - в Благоевград те са 5.4%, в Бургас - 3.4%, и в Хасково - 2.2% от всички жилищни сгради. В останалите области броят им е незначителен.

Фиг. 4. Структура на жилищните сгради към 1.02.2011 г. по наличие на слънчеви панели (колектори)



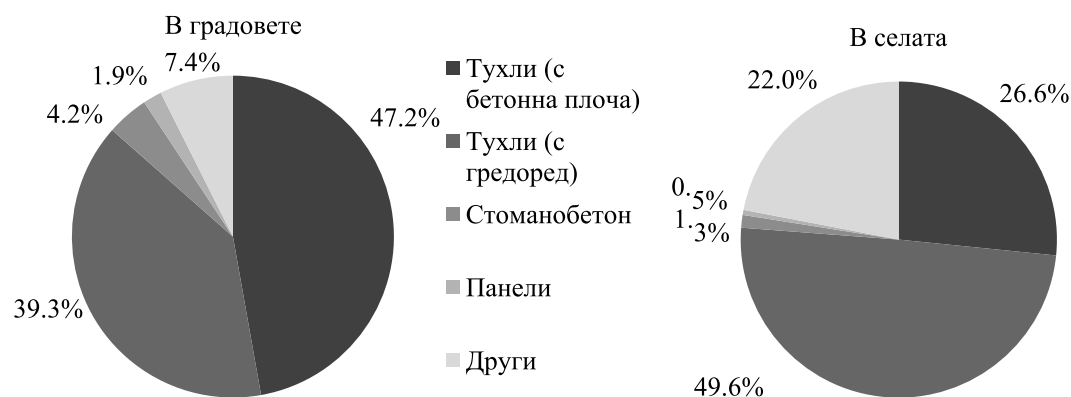


Данните към 1.02.2011 г. показват, че при конструкцията на жилищния сграден фонд се наблюдават различия според местонамирането на сградите. В градовете сградите са построени основно от тухли с бетонна плоча - 47.2%.

Панелни и стоманобетонни са 6.1% от сградите в градовете, като най-много са в област София (столица) - 11.9%, и в област Бургас - 11.2% от всички жилищни сгради.

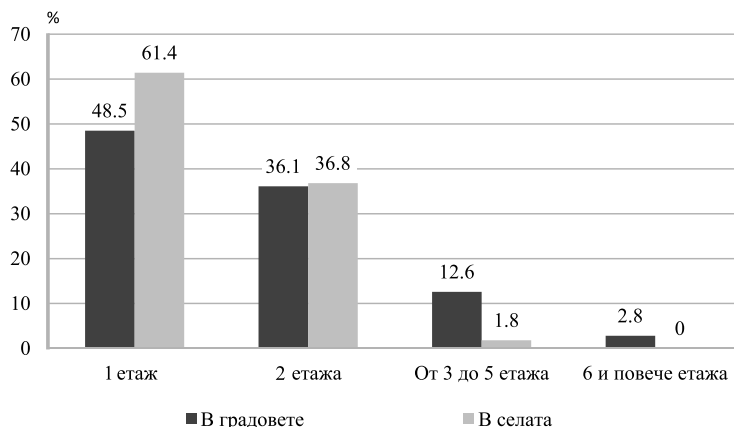
В селата 49.6% от сградите са от тухли с гредоред, а 26.6% са от тухли с бетонна плоча. Такива сгради има във всички области, като най-много са в Плевен - 75.6%, и Разград - 66.6%. Голям е относителният дял и на сградите от друг материал - дърво, камък, кирпич - 22.0%. Най-голям е относителният дял на тези сгради в областите Кърджали и Смолян - съответно 53.2 и 45.8% от всички жилищни сгради.

Фиг. 5. Структура на жилищните сгради към 1.02.2011 г. по конструкция

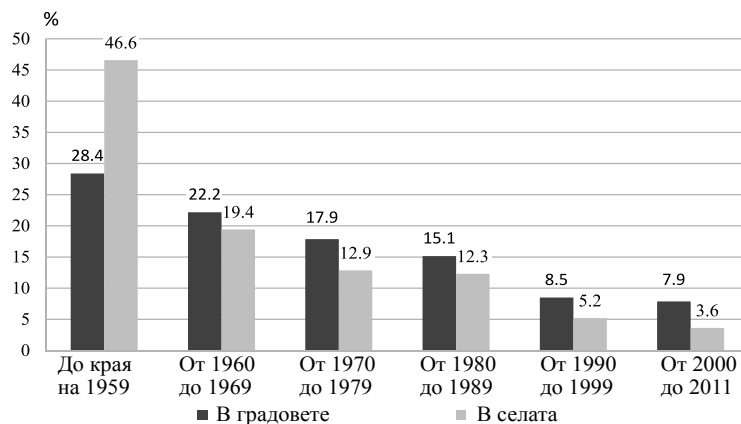


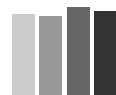
Към 1.02.2011 г. най-голямата част от сградите в страната са едноетажни. В градовете едноетажни са 48.5%, а в селата - 61.4% от всички жилищни сгради. Най-голям е този дял в градовете на област Силистра - 72.4% от всички сгради, следват областите Разград и Добрич - съответно 70.3 и 66.6%. В селата най-висок е дялът на едноетажните сгради в област Добрич - 90.0%.

Високото строителство (6 и повече етаж) е с най-голям дял в градовете на областите София (столица) - 9.4% от жилищните сгради, Бургас - 4.2%, Варна - 4.0%, и Пловдив - 3.0%.

Фиг. 6. Структура на жилищните сгради към 1.02.2011 г. по етажност


Към 1.02.2011 г. състоянието на жилищните сгради по години на построяване е следното: 22.0% са построени до 1949 г., 38.3% - през периода 1950 - 1969 г., 28.1% - през периода 1970 - 1989 г., и 11.6% - след 1990 година. Основната част от жилищните сгради в селата са построени до края на 1959 г. - 46.6%, следват построените през 1960 - 1969 г. - 19.4%, и 3.6% от всички жилищни сгради са построени след 2000 година. В градовете 28.4% от сградите са построени до 1959 г., а след 1990 г. - 16.4% от целия жилищен сграден фонд. Най-много сгради, построени до 1949 г., се намират в областите Велико Търново - 45.2% от всички жилищни сгради, и Търговище - 34.0%. Сградите, построени след 1990 г., са 25.7% от жилищния сграден фонд на област Варна, 25.3% от сградите на област София (столица) и 25.0% от сградния фонд на област Бургас.

Фиг. 7. Структура на жилищните сгради към 1.02.2011 г. по периоди на построяване


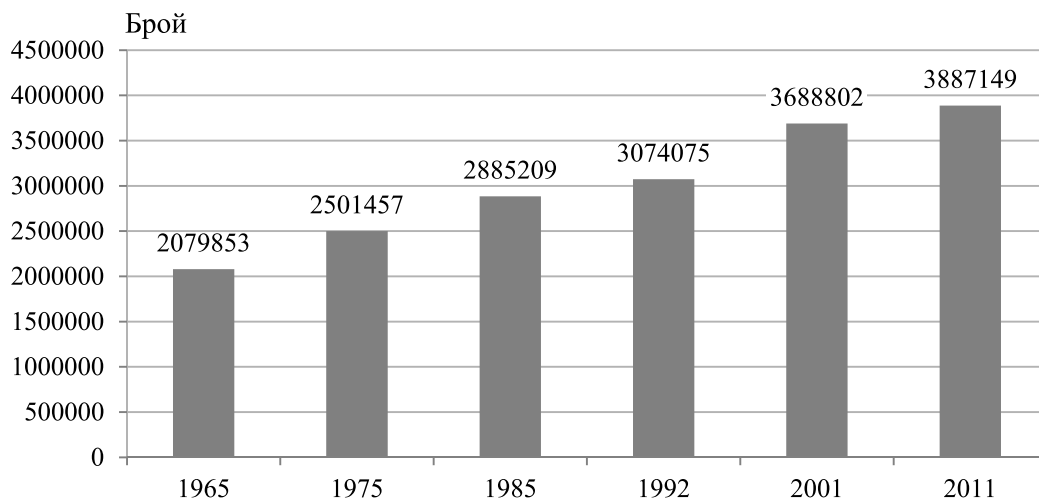


Жилища

По данни от преброяването към 1.02.2011 г. жилищата³ в страната са 3 887 149. От тях 3 861 472 се намират в жилищни сгради, 21 338 - в нежилищни сгради, 792 са колективни и 3 547 - примитивни и подвижни жилища. Броят на жилищата е нараснал със 198 347 в сравнение с предишното преброяване през 2001 година.

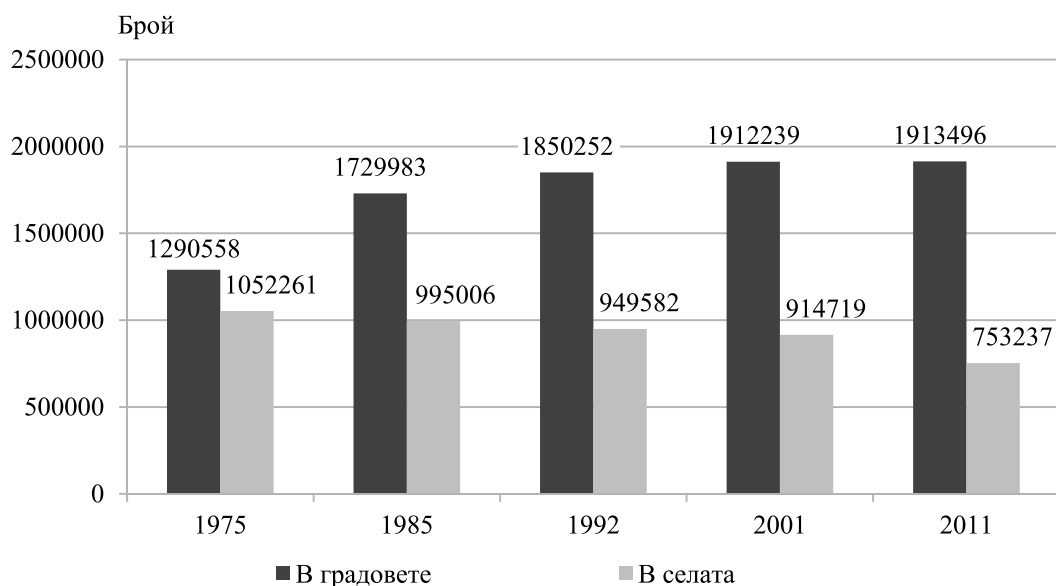
В градовете се намират 2 566 601 жилища, или 66.0% от жилищния фонд, а в селата техният брой е 1 320 548. Най-голям брой жилища са преброени в област София (столица) - 607 473, или 15.6% от жилищния фонд, следва област Пловдив - 318 569, и областите Бургас и Варна - съответно 269 353 и 243 427 жилища. Най-малко жилища са преброени в областите Силистра и Разград - съответно 57 295 и 59 576.

Фиг. 8. Жилищен фонд по години на преброяванията



Обитавани са 74.6% от жилищата в градовете и 57.0% от жилищата в селата. За сравнение, през 2001 г. обитаваните жилища в градовете са били 83.2%, а в селата - 65.8%. Делът на обитаваните жилища е най-висок в областите София (столица) - 76.5%, Благоевград - 75.7%, Пловдив - 74.4%, Пазарджик - 74.3%, и Сливен - 73.2% от всички жилища. Този дял е най-нисък за областите София - 51.8%, и Перник - 55.1%.

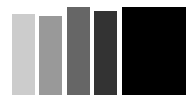
³ Жилище е обособено и самостоятелно от гледна точка на конструкцията място, което е пригодено за живеене, състои се от едно или няколко помещения и има един или повече самостоятелни изхода на общодостъпна част - стълбище, общ коридор, двор или направо на улицата.

Фиг. 9. Обитавани жилища по години на преброяванията

Основните признаци, характеризиращи благоустроеността на жилищата, са електрификация, водоснабденост, канализация, наличие на тоалетна и баня, както и вид на отоплението.

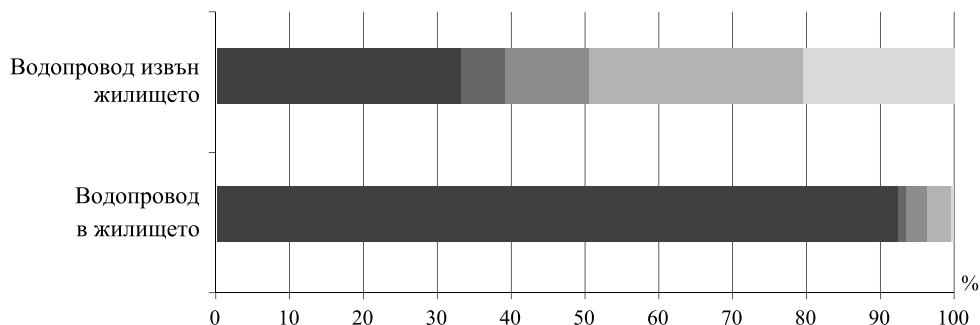
Електрифицирани са почти всички жилища в страната. Делът на неелектрифицираните е 0.02% от всички жилища. Това са примитивни жилища, които се намират в махали в труднодостъпни планински места.

По отношение на водоснабдеността и канализацията на жилищата данните показват, че в градовете делът на жилищата с водопровод и централна канализация е 92.4%. Водопровод в жилището, но без канализация имат 0.4% от градските жилища. В селата най-голям е делът на канализацията, свързана с попивна яма - 48.5% от жилищата с водопровод вътре в жилището и 52.5% от жилищата с водопровод извън жилището. Жилищата без водопровод и без канализация са 1.7% от всички жилища в градовете и 6.9% от жилищата в селата.

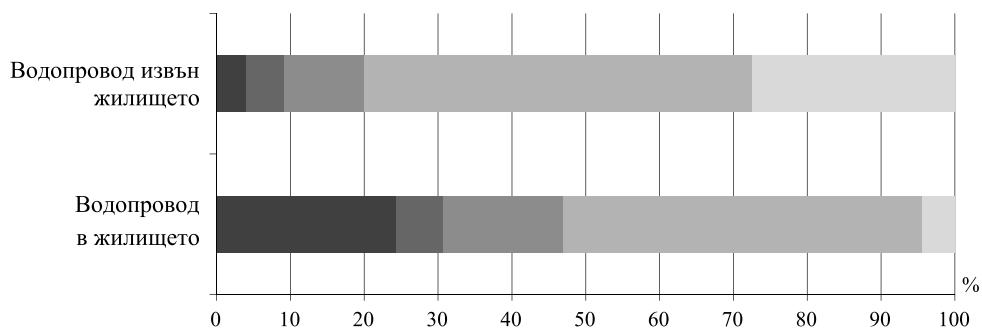


Фиг. 10. Структура на жилищата към 1.02.2011 г. по наличие на водопровод и канализация

В градовете



В селата



- Канализация, свързана с обществената канализационна система
- Канализация, свързана с изгребна яма
- Канализация, свързана със септична яма
- Канализация, свързана с попивна яма
- Без канализация

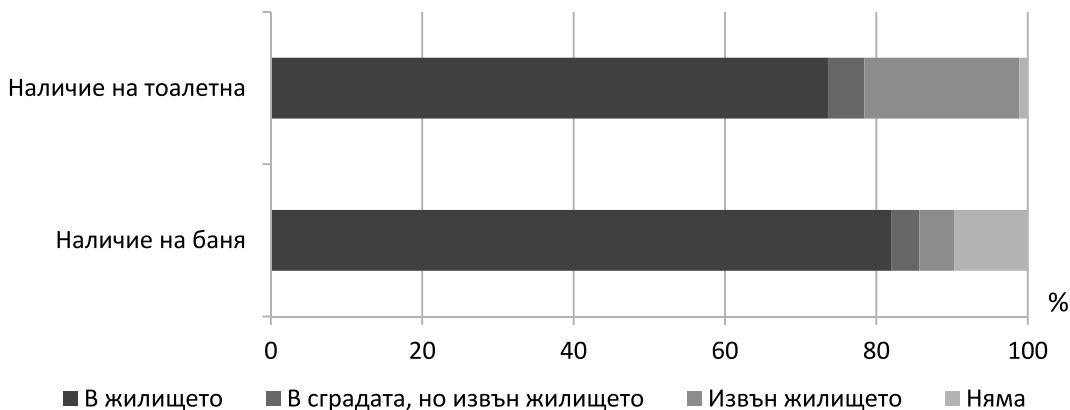
Тоалетна вътре в жилището имат 73.6% от обитаваните жилища, тоалетна извън жилището, но в сградата - 4.8%, и извън сградата - 20.5%.

Без обособена тоалетна са 1.1% от обитаваните жилища. Делът на жилищата с тоалетна вътре в жилището е най-висок в област София (столица) - 96.6%,

и в областите Габрово - 84.1%, Варна - 81.9%, и Смолян - 81.5%. Този дял е най-нисък в областите Разград - 45.5%, и Монтана - 50.9% от обитаваните жилища. Областите с най-голям дял на жилищата с тоалетна извън сградата са Монтана и Разград - съответно 42.1 и 42.0%. Тоалетна извън сградата се среща и в област София (столица) - в 2.0% от обитаваните жилища. Без обособена тоалетна са 2.2% от обитаваните жилища в област Видин и 2.1% в област Ловеч. За останалите области тези дялове са незначителни.

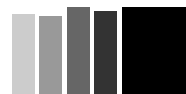
Баня в жилището имат 82.0% от обитаваните жилища, баня извън сградата - 4.6%, а баня в сградата, но извън жилището - 3.7%. Останалите 9.7% от обитаваните жилища не разполагат с баня. Делът на обитаваните жилища без изградена баня е най-висок в областите Търговище - 22.1%, Видин и Сливен - по 18.8%. Най-голям е делът на жилищата с баня вътре в жилището в област София (столица) - 97.1%, и в областите Габрово, Русе и Смолян - около 90.0% от всички обитавани жилища. В област Сливен с баня в жилището разполагат 65.9% от обитаваните жилища.

Фиг. 11. Структура на обитаваните жилища към 1.02.2011 г. по наличие на тоалетна и баня



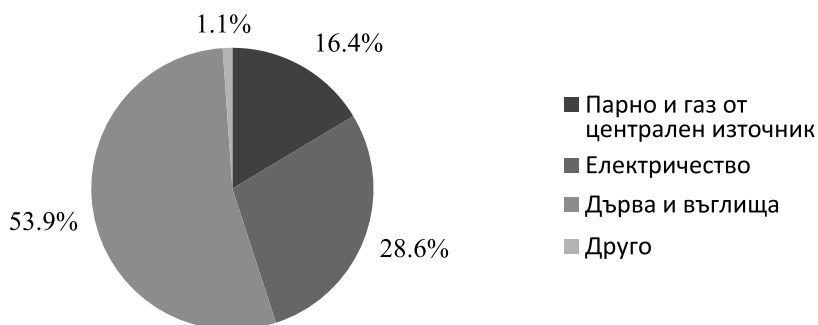
Отоплението на жилищата в страната се извършва основно с дърва и въглища - 53.9% от обитаваните жилища, с електричество се отопляват 28.6%, с парно от централен източник - 16.4%, и с газ от централен източник - 1.1%.

Над 82.0% от обитаваните жилища в областите Смолян, София, Силистра, Ловеч и Монтана се отопляват с дърва и въглища. Електричество като основен източник на топлинна енергия се използва от домакинствата в областите Варна - 58.8%, и Стара Загора - 47.8% от обитаваните жилища. С парно



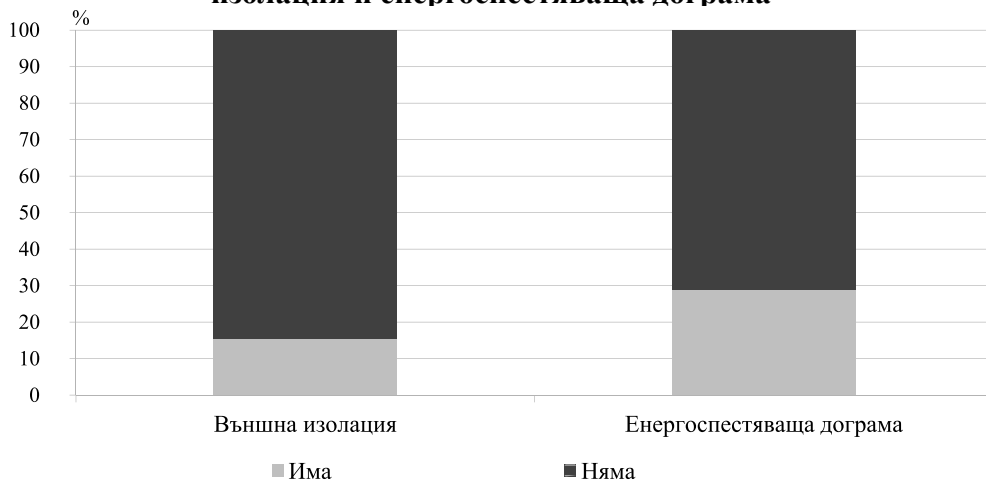
отопление от централен източник се отопляват 61.2% от жилищата в София (столица), следват областите Перник - с 26.1%, Плевен и Русе - съответно с 19.3 и 16.6%, и Пловдив - с 9.5%. В останалите области делът на тези жилища е много по-малък. Газ от централен източник е посочен като основен източник на отопление за обитаваните жилища в областите Габрово - 4.9%, Добрич - 4.0%, и София - 3.6%. В областите Кюстендил и Ямбол този дял е около 2.0%, а в останалите области - под 2.0%.

Фиг. 12. Структура на обитаваните жилища към 1.02.2011 г. по вид на отоплението



За осигуряване на информация относно политиката по енергоспестяване за първи път по време на Преброяване 2011 бяха събрани данни за наличие на енергоспестяваща дограма и външна изолация на жилищата. Данните показват, че 29.0% от всички жилища имат поставена енергоспестяваща дограма. С външна изолация са 15.5% от жилищата.

Фиг. 13. Структура на жилищата към 1.02.2011 г. по наличие на външна изолация и енергоспестяваща дограма



Жилищни условия

Предмет на анализа са обитаваните жилища, в които към датата на преброяването живеят постоянно домакинства. Към 1.02.2011 г. в страната са преброени 2 666 733 обитавани жилища. От тях 2 625 371 жилища са от традиционен тип в жилищни сгради, 15 659 са в студентски и работнически общежития, 21 339 се намират в нежилищни сгради, 818 са колективни, 3 056 са примитивни и 491 са подвижни жилища.

Основната част от жилищата (95.9%) се обитават от едно домакинство, в 3.4% живеят по две домакинства и в 0.6% от всички жилища живеят три и повече домакинства. В сравнение с предходното преброяване през 2001 г. относителният дял на жилищата с две домакинства отбелязва повишение с 1.4 процентни пункта за сметка на жилищата с едно домакинство, при които намалението е с 1.5 процентни пункта. В градовете дялът на жилищата, в които живее едно домакинство, е 95.1%, докато в селата този дял достига 97.8%. В зависимост от местоживеенето жилищата с две домакинства се увеличават както в градовете - с 1.6 процентни пункта, така и в селата - с 0.8 процентни пункта. Жилищата с три и повече домакинства се запазват като относителен дял.

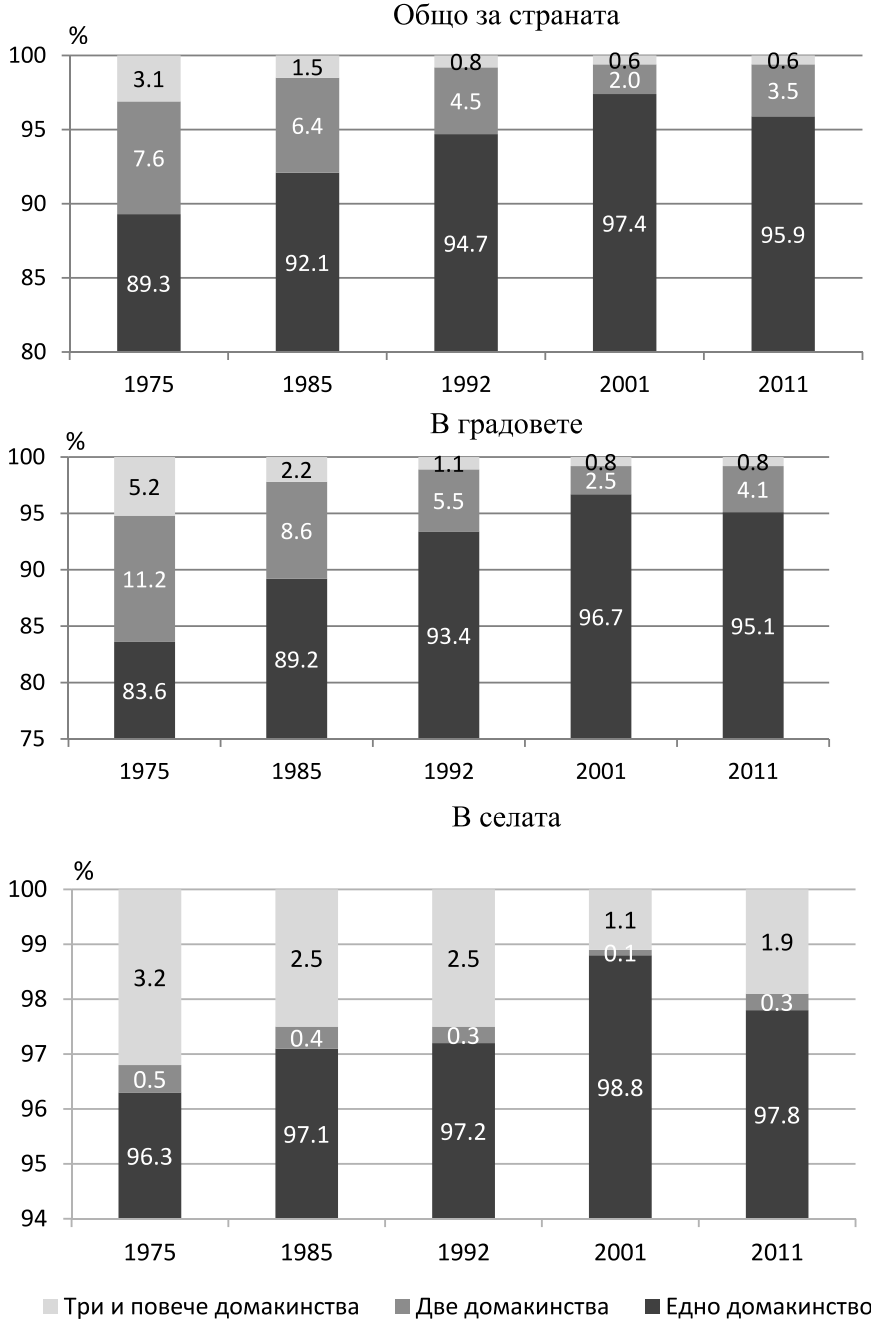
Към 1.02.2011 г. относителният дял на жилищата с едно домакинство, което включва едно семейство (самостоятелно или с други лица), е 64.2% от всички обитавани жилища в страната. На второ място са жилищата с едночленни домакинства, които от 565 665 през 2001 г. достигат 639 668 през 2011 година. Намалението на населението (особено в селата) е причина за значителното увеличение на жилищата с едночленни домакинства, които живеят самостоятелно в жилището. Жилищата с едночленни домакинства достигат 22.3% от обитаваните жилища в градовете и 28.1% - в селата. През 2001 г. тези дялове са били съответно 17.8 и 24.9%.

По отношение на структурата на жилищата според броя на семействата в тях най-голям е дялът на жилищата с едно семейство - 53.1% (ако се включат и жилищата, в които освен семейство живеят и други лица, то техният дял е 64.2%). В градовете дялът на жилищата, в които живее едно семейство (самостоятелно или с други лица), е 66.2%, а в селата - 58.9%. Жилищата с две семейства, живеещи в тях, са 5.0% от обитаваните жилища в градовете и 6.9% - в селата.

Съотношението между големината на жилищата, изразена чрез броя на стаите, в градовете и селата е различна. В градовете основната част от жилищата са с две и три стаи (69.5%), докато в селата жилищата с четири и повече стаи са 44.0% от обитаваните жилища. Едностаини са 10% от обитаваните жилища в градовете и 4.5% - в селата.



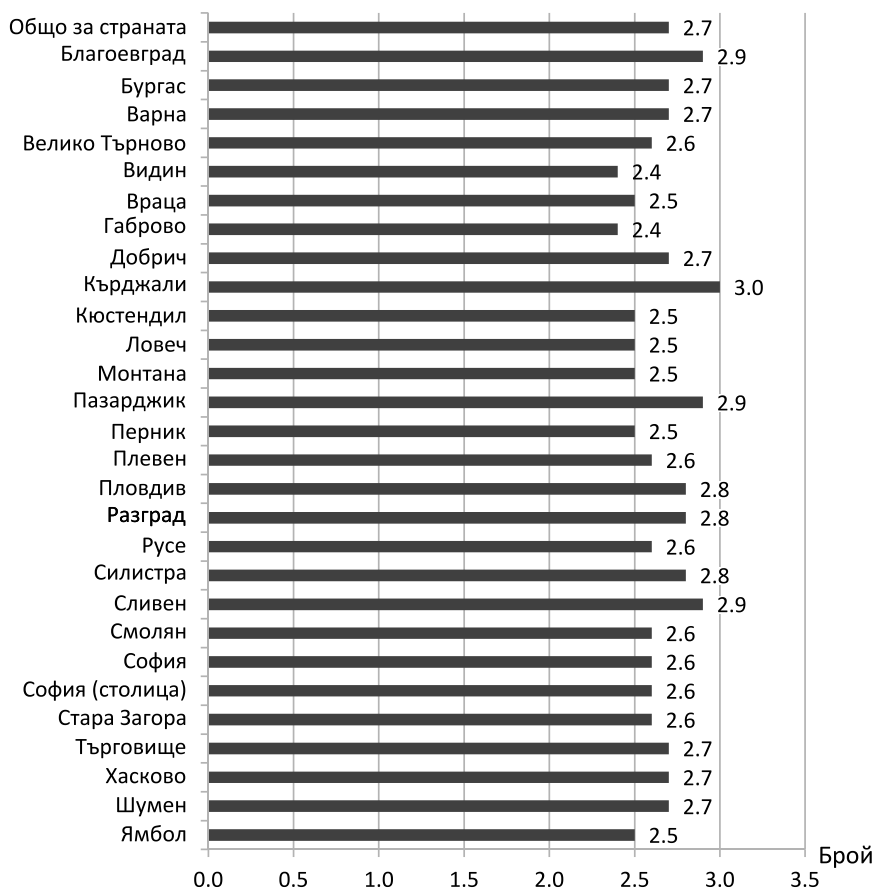
Фиг. 14. Структура на обитаваните жилища по брой на домакинствата в едно жилище и години на преброяванията



Населеността на жилищата, която се определя от средния брой лица, живеещи в едно обитавано жилище, се запазва както през 2001 г. и е 2.8 лица. В градовете в едно жилище живеят средно 2.8 лица, а в селата - 2.7.

Най-населени са жилищата в областите Кърджали и Благоевград - съответно 3.0 и 2.9 лица средно на обитавано жилище. Най-слабо населени са жилищата в областите Перник - 2.4 лица, Кюстендил и Ловеч - по 2.5 лица на едно обитавано жилище.

Фиг. 15. Среден брой лица на едно обитавано жилище към 1.02.2011 г. по области



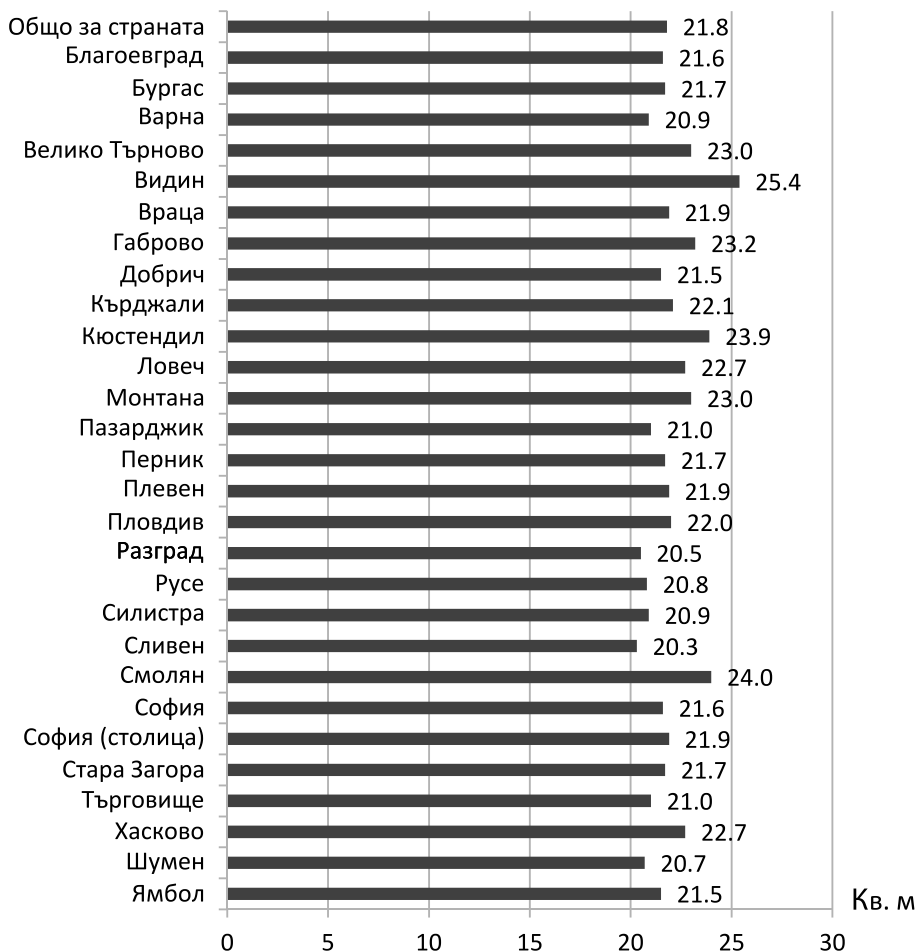
Към 1.02.2011 г. жилищата с едно живеещо лице са 22.3% от обитаваните жилища в градовете и 28.1% от жилищата в селата. Две лица живеят в 29.3% от обитаваните жилища в градовете и 30.8% - в селата. Делът на жилищата с пет и повече лица е 8.7% за градовете и 12.8% за селата. Най-голям е относителният дял на жилищата с едно лице в област Видин, където в 30.0%



от обитаваните жилища в областта живее едно лице, докато най-малък е този дял в област Кърджали - 16.9%. Пет и повече лица живеят в 15.6% (най-висок за страната) от обитаваните жилища в област Кърджали, а в област Габрово този дял е най-нисък - 6.5%.

Важен показател, характеризиращ жилищните условия на населението, е средната жилищна площ в обитаваните жилища на едно лице от населението. За страната тази площ е 21.8 кв. м, като се наблюдават различия за градското и селското население. Докато при градското население средно на лице се падат 21.7 кв. м жилищна площ, то при селското население тя е 22.3 кв. метра. Най-голяма средна жилищна площ на едно лице е отчетена в областите Видин и Смолян, съответно 25.4 и 24.0 кв. м, а най-малка - в областите Сливен - 20.3 кв. м, и Разград - 20.5 кв. метра.

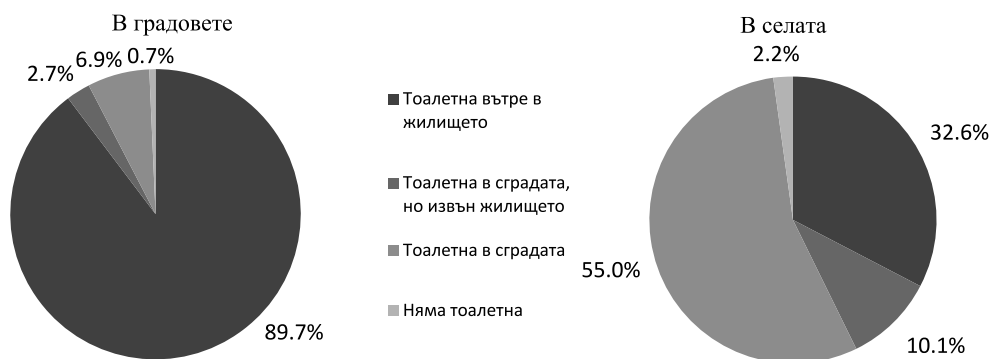
Фиг. 16. Средна жилищна площ към 1.02.2011 г. на едно лице по области



Благоустроеността на жилищата е важна предпоставка за подобряване на условията за живот на населението. Към 1.02.2011 г. 96.2% от обитаваните жилища са свързани с общественото водоснабдяване. За градовете този дял е 98.6%, а за селата - 90.0%. Без източник на вода са 0.4% от жилищата в градовете и 1.4% от жилищата в селата.

При канализацията на жилищата се наблюдават значителни различия в градовете и селата. Докато в градовете 92.1% от обитаваните жилища са свързани с обществена канализация, то в селата този дял е 22.8%. Основният вид канализация за жилищата в селата е използването на попивна яма - 48.4% от обитаваните жилища. Без канализация са 7.6% от обитаваните жилища в селата и 1.0% от жилищата в градовете. Видът на канализацията на жилището е свързан с наличието на баня и тоалетна. 91.5% от обитаваните жилища в градовете имат баня вътре в жилищата, 4.0% имат баня извън жилището и 4.5% нямат баня. За селата тези дялове са следните: 57.9% от обитаваните жилища имат баня, за 18.9% банята е извън жилището и 23.2% нямат баня. Тоалетна вътре в жилището имат 89.7% от жилищата в градовете и 32.6% - в селата. В селата преобладават жилищата с тоалетна извън сградата (55.0%), а без тоалетна са 2.2%. В градовете без тоалетна са 0.7% от обитаваните жилища.

Фиг. 17. Структура на обитаваните жилища към 1.02.2011 г. по наличие на тоалетна



По отношение на битовата осигуреност на домакинствата сравнителните данни показват значителна промяна през последните 10 години. От наблюдаваните през двете последни преброявания предмети за битова осигуреност най-голямо е увеличението на обитаваните жилища с компютър - 11 пъти, със съдомиялна машина - 5 пъти, със сателитна антена - 4 пъти, и с автоматична пералня - близо 2 пъти.

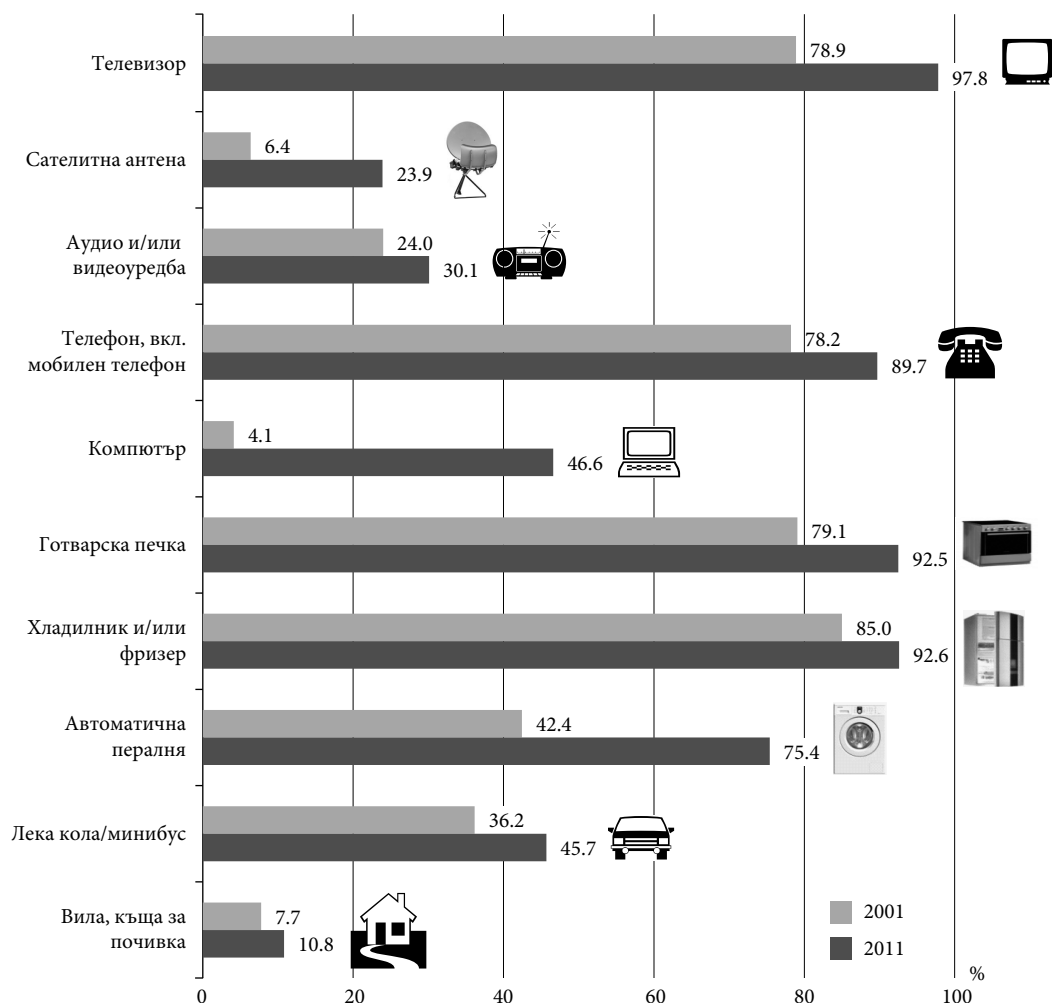
Почти всички обитавани жилища както в градовете, така и в селата разполагат с телевизор, готварска печка и хладилник. Телефон, вкл. мобилен



телефон, имат 92.1% от жилищата в градовете и 83.6% от жилищата в селата.

Различия между жилищата в градовете и селата се наблюдават по отношение на наличието на някои видове битова техника. С автоматична пералня разполагат 82.3% от жилищата в градовете, докато в селата този дял е 57.7%. Съдомиялна машина имат 11.6% от жилищата в градовете и 3.1% от жилищата в селата. С климатик са 30.0% от градските жилища и 6.8% от жилищата в селата. С лек автомобил разполагат домакинствата, живеещи в 50.0% от градските жилища, и домакинствата, живеещи в 35.2% от жилищата в селата. С гараж разполагат 23.1% от градските жилища и 30.0% от жилищата в селата.

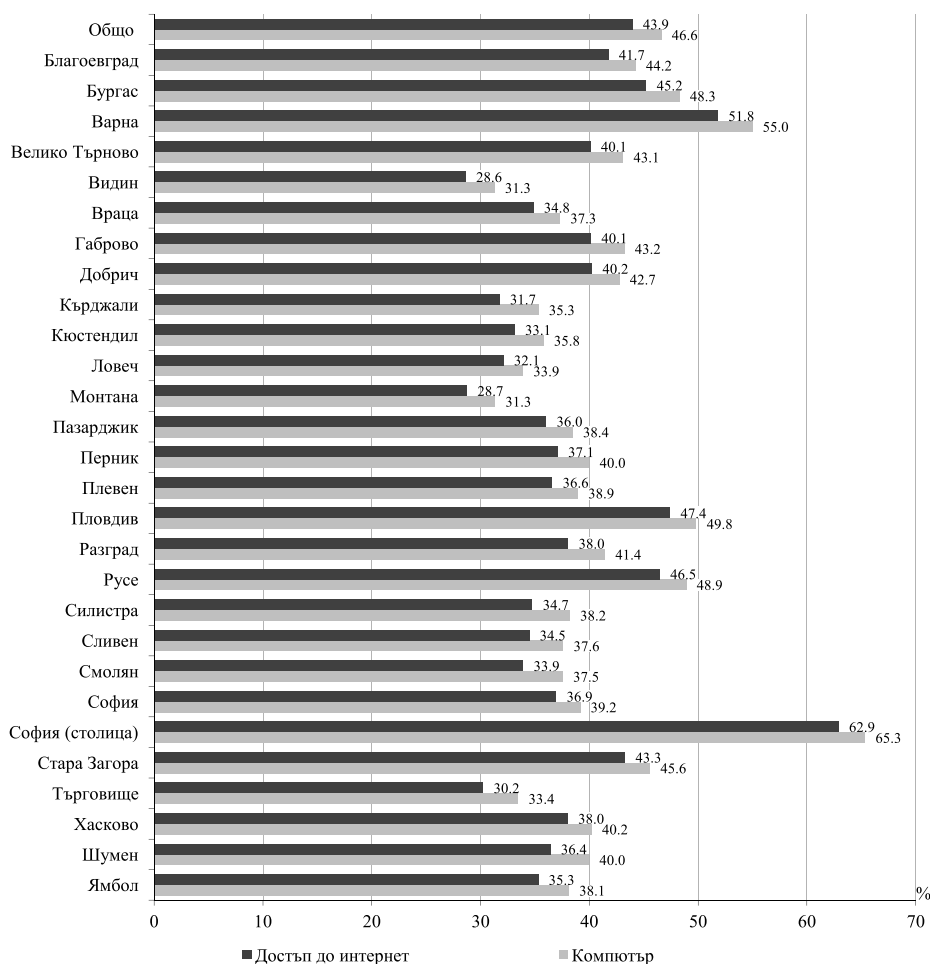
Фиг. 18. Относителен дял на обитаваните жилища към 1.02.2011 г. по наличие на предмети за битова осигуреност на домакинствата

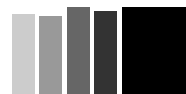


Данните към 1.02.2011 г. за наличието на компютър в жилището и достъп до интернет показват, че 46.6% от обитаваните жилища имат компютър, а с достъп до интернет са 43.9%.

Наличие на компютър са посочили домакинствата в 65.3% от обитаваните жилища в област София (столица), 55.0% - в област Варна, и 49.8% - в област Пловдив. Най-малък е дялът на жилищата с компютър в областите Видин и Монтана - по 31.3%. Разпределението на обитаваните жилища според достъпа до интернет по области е сходно с наличието на компютър по области. Най-висок дял е изчислен за област София (столица) - 62.9% от обитаваните жилища, а най-нисък - за област Видин - 28.6%.

Фиг. 19. Относителен дял на обитаваните жилища към 1.02.2011 г. по наличие на компютър и достъп до интернет по области





ПЕРЕПИСЬ НАСЕЛЕНИЯ И ЖИЛОГО ФОНДА В РЕСПУБЛИКЕ БОЛГАРИИ В 2011 ГОДУ - АНАЛИЗ ДАННЫХ О ЖИЛОМ ФОНДЕ

РЕЗЮМЕ Переписи жилого фонда дают надежную, исчерпывающую и детальную информацию по административно-территориальным единицам о числе и структуре жилых зданий и жилищ. Здесь представлен краткий анализ о развитии фонда зданий и жилого фонда по данным с предыдущих переписей. На основе сопоставимых данных прослеживаются изменения в основных конструктивных характеристиках зданий и функциональных характеристиках жилого фонда. Проанализированы также основные показатели о жилищных условиях и наличии предметов бытовой обеспеченности домашних хозяйств в стране.

Представленный анализ состояния и развития зданий и жилого фонда на 1 Февраля 2011 года дополняется аналогичными анализами осуществленными в годы предыдущих переписей после 1965 г. Таким образом, читателю предоставляется аналитическая информация о зданиях и жилом фонде с середины прошлого века до настоящего времени, представленная в разделе „Историческое развитие статистической теории и практики” журнала.

Дирекция „Демографическая и
социальная статистика”

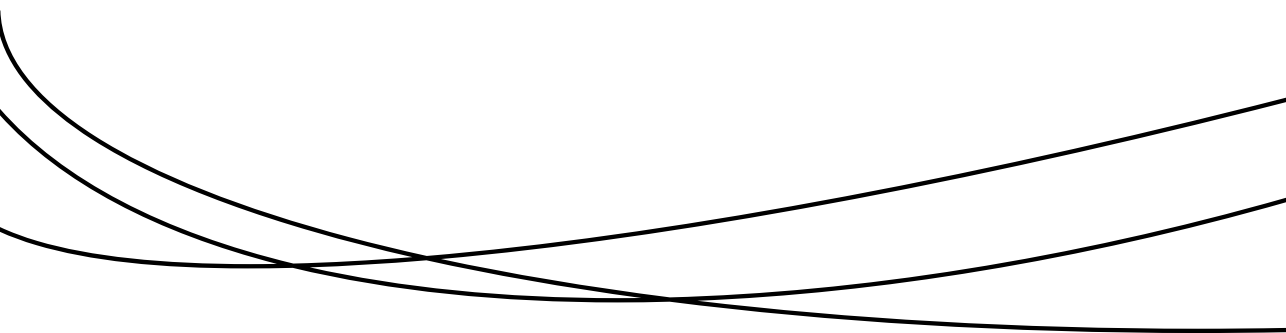
CENSUS OF POPULATION AND HOUSING FUND IN THE REPUBLIC OF BULGARIA IN 2011 - ANALYSIS OF HOUSING FUND DATA

SUMMARY Housing censuses provide reliable, comprehensive and detailed information about the number and structure of buildings and housing by administrative-territorial units. Brief analysis for the development of buildings and housing fund by data from the previous censuses is being presented. Based on comparable data, changes in basic design features of buildings and functional characteristics of housing fund are tracked. Key indicators of housing and the availability of durable items for domestic provision of households in the country are also analysed.

The presented analysis for the condition and development of buildings and housing fund as of 1.02.2011 is supplemented by similar analyses performed in years of previous censuses after 1965. Thus the reader is provided with analytical information on buildings and housing fund from the middle of the previous century until now, presented under “Historical development of the statistical theory and practice” rubric in the magazine.

Demographic and Social Statistics Directorate

**ИСТОРИЧЕСКО РАЗВИТИЕ НА
СТАТИСТИЧЕСКАТА ТЕОРИЯ И
ПРАКТИКА**





Стамен Маринов

ХАРАКТЕРИСТИКА НА НЯКОИ СТРАНИ ОТ ЖИЛИЩНИТЕ УСЛОВИЯ НА НАСЕЛЕНИЕТО

**(Според резултатите от преброяването на жилищния фонд на
1.XII.1965 г.)*
(Със съкращения)**

През периода 1945 - 1965 г. у нас беше осъществена широка система от мероприятия за разгръщане на голямо по обем жилищно строителство, с цел да бъдат задоволени по-пълно жилищните потребности на населението. Тази система от мероприятия обхващаше отпускането от страна на държавата на нисколихвени и дългосрочни заеми на трудещите се, които се нуждаят от жилища, и обезпечаване на терени за строеж и строителни материали. В резултат на повишените си доходи трудещите се имат възможност да отделят повече средства и да спестяват за строеж на жилище. От 29 773 жилищно - спестовни влогове в размер на 23 156,1 хил. лв. през 1956 г., те се увеличиха на 149 544 влогове в размер на 258 960,0 хил. лв. през 1965 г. По линията на държавния бюджет през периода 1949 - 1965 г., за жилищно строителство са вложени над 351 млн. лв. капитални вложения. Осъществените мероприятия в това отношение доведоха до разгръщане на голямо по обем жилищно строителство в нашата страна през този период. То се характеризира от следните данни: през периода 1945 - 1965 г. в нашата страна са построени 54,9 на сто от наличните към 1.XII.1965 г. жилища и 57,1 на сто от жилищната площ. В резултат на това близо 60 на сто от населението в страната живее в жилища, строени през периода 1945 - 1965 г.

През периода 1945 - 1965 г., в резултат на измененията в икономиката на страната, се развиха и процеси на ускорено урбанизиране (огражданяване) на населението, вследствие на което градското население нарасна много бързо по брой и към 1.XII.1965 г. съставлява 46,5 на сто от цялото население. Струпването на много население в градовете, въпреки наличието на голямо жилищно строителство в тях, доведе и до известни жилищни затруднения на част от градското население.

За да се провежда целенасочена жилищна политика, необходимо е жилищните потребности на населението да се установяват и изучават. Цялостно това може да стане само при преброяване на жилищния фонд. Поради това изучаването на жилищните условия на населението и задоволяването на жилищните му потребности беше една от основните задачи, поставена за разрешение от преброяването на жилищния фонд на 1.XII.1965 г. Големият интерес, който съществува по тези въпроси се обуславя от значението на жилищния проблем, който си остава един от големите социални проблеми и в наши дни.

* Публикувано в сп. „Статистика”, книжка 3/1968 г.

Във връзка с обезпечаването на подробна статистическа информация за степента на задоволяване жилищните потребности на населението в нашата страна, при преброяването на жилищния фонд на 1.XII.1965 г. в програмата на наблюдението бяха включени голям брой въпроси, които всестранно и цялостно осветляват от различни страни условията за живот на населението.

Статистическите данни, получени от разработката на статистическата информация за жилищния фонд, са основа за изводи и оценки за степента на задоволяване жилищните потребности на населението. В настоящия материал ние ще се опитаме да изясним някои от количествените характеристики на жилищното състояние на населението в нашата страна, които произтичат от данните, получени при преброяването. Поради огромния обем на статистическата информация, която не може да се обхване в един кратък материал, от рода на този, ние не си и поставяме за задача да изчерпим всички въпроси!¹, свързани с жилищното състояние на населението. Ще се спрем само на някои от тях.

Жилищната площ е един от основните показатели, които се използват у нас при характеризиране на жилищната задоволеност на населението. Към датата на преброяването, жилищната площ на лице от населението е 10,6 м², в градовете - 9,3 м², в селищата от градски тип - 11,5 м² и в селата - 11,6 м². Може да се счита, че достигнатата жилищна площ средно на лице от населението в страната не е малка. През 1965 г., в сравнение с 1956 г., жилищната площ средно на лице от населението в градовете, се е повишила така:

Таблица 1

Жилищна площ на лице от населението при последните две преброявания

	1.XII.1956 г. ²	1.XII.1965 г.
НРБ		10,6
Градове	7,3	9,3
СГТ		11,5
Села		11,6

В периода след 1956 г. жилищната площ средно на едно лице от населението в градовете е нараснала с 2 м².

За нарастването на жилищната площ на лице от градското население през периода 1957 - 1965 г. са характерни и следните данни за шестте най - големи града в страната - жилищната площ на лице е нараснала в София с 2,2 м², в Пловдив - с 2,2 м², в Бургас - с 2,4 м², в Стара Загора - с 2,3 м², в Русе - с 1,8 м² и във Варна - с 1,1 м².

¹ В настоящата статия не се третира въпросите за качествена характеристика на жилищните условия на населението, като благоустройства, културно - битови придобивки и други подобни.

² При преброяването от 1.XII.1956 г. жилищната площ е установена само за градовете и за някои села - околийски и промишлени центрове.



При разработката на резултатите от преброяването на жилищния фонд на 1.XII.1965 г. за пръв път у нас беше осъществена групировка на населението според размера на жилищната площ на лице. Тази групировка дава една сравнително разгъната и подробна картина за разпределението на населението според площта в м², която му се пада и с която разполага то. Получените данни от преброяването в това отношение показват следното:

Таблица 2

Разпределение на населението в НРБ на 1.XII.1965 г. според размера на жилищната площ¹ на лице

	Живущи лица	
	брой	%
Всичко	8 151 504	100,0
до 4 м ²	569 441	7,0
4 - 5,9 м ²	1 133 805	13,9
6 - 7,9 м ²	1484 413	18,2
8 - 9,9 м ²	1 466 966	18,0
10 - 11,9 м ²	1103 712	13,5
12 и повече м ²	2 393 167	29,4

От данните в приведената таблица се вижда, че близо 570 хил. души, които съставляват по-малко от една десета от населението, разполагат с жилищна площ до 4 м². Около една седма от населението разполага с жилищна площ от 4 до 5,9 м². Общо около една пета (1703 хил. души) от населението в нашата страна разполага до 5,9 м² жилищна площ. Половината от тази част на населението живее в градовете. Около 1500 хил. души, които съставляват близо една пета от цялото население, имат от 6 до 7,9 м² жилищна площ средно на едно лице. При тази част от населението обикновено на една стая се падат по 2 и повече лица. Около 2570 хил. души, които съставляват близо една трета от цялото население, имат жилищна площ от 8 до 11,9 м² на лице, която е на нивото на средната за страната. Останалата част, която съставлява близо една трета от населението, има по 12 и повече м² жилищна площ средно на лице. Тази част от населението в нашата страна има много добри жилищни условия, тъй като при нея на една стая се падат по едно или по-малко от едно лице и то разполага с жилищна площ, която е над средната за цялото население.

¹ В състава на жилищната площ, при преброяването на жилищния фонд на 1.XII.1965 г., беше включена площта на стаите за живеене, спалните (нишите за спане), столовите (трапезариите), стаите за дневно престояване, стаите, използвани като работни кабинети и библиотеки на науч. работници, писатели, лекари, зъболекари, адвокати и др., шивашки работилници, гостни стаи, холовете (с пряко осветление), вестибулите (без пряко осветление), кухните и летните кухни с площ 4 и повече м².

Следователно близо 5,0 млн. души, които съставляват около 61% от цялото население разполагат с жилищна площ, която е на нивото и по-високо от нивото на средната жилищна площ на лице от населението. Това обстоятелство говори, че преобладаващата част от населението в страната разполага с жилищна площ, която на съвременния етап на развитие на нашата страна, задоволява жилищните потребности на населението, тъй като едно лице разполага с 10,6 и повече м² жилищна площ или с близо една самостоятелна стая.

Преобладаващата част от населението, което има на лице жилищна площ на нивото на средната за страната и по-високо от него, живее в селата, а по-малката - в градовете. Това се дължи безспорно на известния недостиг на жилищна площ в градовете, който беше породен от бързото увеличаване на градското население през годините на народната власт в резултат на отбелязаното по-преди преминаване на населението от селата към градовете. Този процес се разви у нас през периода 1945 - 1965 г. Вследствие на него градското население нарасна от 1 914 855 през 1946 г. на 3 615 387 през 1965 г. или с 1 700 532 души, а селското¹ население от 5 114 494 през 1946 г. намалю на 4 611 177 през 1965 г. или с 503 317 души.

Високият механичен прираст на населението в градовете през този период допринесе за жилищните затруднения на известна част от градското население. Това се потвърждава от следните данни: докато 20% от градското население има по 12 и повече м² жилищна площ, в селата населението, което разполага с 12 и повече м² жилищна площ, съставлява 34,9%.

В социален разрез данните за жилищните условия на населението, характеризирани с жилищната площ средно на едно лице, показват следното:

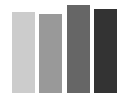
Таблица 3

**Разпределение на населението по обществени групи на 1.XII.1965 г.
според размера на жилищната площ на лице**

(Проценти)

	По размер на жилищната площ - м ²		
	до 7,9	8 - 11,9	12 и повече
Общо за страната	39,1	31,5	29,4
Работници	47,2	29,7	23,1
Служещи	25,5	37,1	37,6
Кооперирани селяни	31,3	30,8	37,9
Кооперирани занаятчии	32,1	33,8	34,1
Некооперирани селяни	45,9	24,1	30,0
Некооперирани занаятчии	48,4	24,3	27,3
Лица със свободни професии	29,2	23,7	42,1
Частни търговци	39,8	24,8	35,4
Служители на религията	21,5	27,2	51,3
Смесено	53,0	33,8	13,2

¹ Включително и населението на селищата от градски тип.



От приведените в таблица 3 статистически данни се вижда, че 39,1% от населението в страната разполага с жилищна площ до 7,9 м². Това население живее в жилища, в които на стая се падат по 2 и повече лица. В сравнение с общия за страната, по-голям е относителният дял на населението, което има жилищна площ средно на лице до 7,9 м² от обществените групи на некооперираните занаятчии, некооперираните селяни, работниците, частните търговци и онази част от населението, която живее смесено по две и повече домакинства от различни обществени групи. Близко една трета от населението в страната има от 8 до 11,9 м² жилищна площ. По-висок, в сравнение за страната, е относителният дял на населението от групата на служещите и кооперираните занаятчии, които имат от 8 до 11,8 м² жилищна площ. От населението, което има 12 и повече м² жилищна площ на лице, по-голям относителен дял, в сравнение с общия за страната, имат кооперираните селяни и служещите. Близко една четвърт от лицата в групата на работниците имат 12 и повече м² жилищна площ.

Общо от близо 2 400 хил. души, които имат по 12 м² жилищна площ, около 1 076 хил. души са от групата на кооперираните селяни, 696 хил. души са от групата на работниците и 428 хиляди души са от групата на служещите. Лицата от трите основни обществени групи, които имат по 12 и повече м² жилищна площ съставляват 2 200 хил. души, или 91,7%. Следователно повече от девет десети от населението в страната, което има по 12 и повече м² жилищна площ се състои от кооперирани селяни, работници и служещи, т. е. от хората, които са основната съставна част на нашето общество.

Освен според размера на жилищната площ средно на едно лице, жилищното състояние на населението се характеризира подробно и от разпределението му според броя на лицата, които се падат средно на една стая¹. Това е един показател, който има по-голямо познавателно значение, отколкото жилищната площ средно на едно лице, поради това, че той дава представа как са населени жилищните помещения и стаите в жилищата. При пълно задоволяване жилищните потребности на населението на всяка стая следва да се пада по едно лице, т. е. всяко лице трябва да има самостоятелна стая в жилището. По такъв начин на всяко лице от домакинството, включително и децата, се обезпечават условия за личен живот, за културни занимания, за посрещане на гости и за отдих, без с това да се пречи на останалите членове на домакинството.

Как е разпределено населението от отделните обществени групи в нашата страна според броя на лицата на една стая се вижда от данните в таблица 4.

¹ За стая по методологията на преброяването се смята всяка част от площта на жилището, която е отделена от другите части със стени или с други постоянни прегради (единични или портални врати или рамки), има пряко осветление и размери, които позволяват да се постави в нея едно легло на възрастен, т. е., която е не по-малка от 4 м².

Вж. и забележката на стр. 43.

Таблица 4

 Разпределение на населението по обществени групи на 1.XII.1965 г.
 според броя на лицата средно на една стая

	Всичко	До 1 лице	1 лице	Повече от 1 до 2 лица	2 и по- вече до 3 лица	3 и повече лица
Б р о й						
НРБ	8 065 147	487 942	819 241	2 038 916	2 339 575	2 379 473
Работници	3 009 690	122 363	250898	639 119	852 503	1 144 807
Служещи	1 136 062	49 820	122 551	350 965	367 365	255 361
Кооп. селяни	2 825 011	289 489	392 061	747 449	723 812	672 200
Кооп. занаятчии	85 489	5 428	10 423	24 110	23 207	22 321
Други и смесено	1 008 895	20 842	43 308	277 273	382 688	284 784
О т н о с и т е л н о т е г л о						
НРБ	100,0	6,1	10,2	25,3	29,0	29,4
Работници	100,0	4,1	8,3	21,2	28,3	38,1
Служещи	100,0	4,4	10,8	30,9	31,4	22,5
Кооп. селяни	100,0	10,2	13,9	26,5	25,6	23,8
Кооп. занаятчии	100,0	6,4	12,2	28,2	27,2	26,0
Други и смесено	100,0	2,0	4,3	27,5	37,9	28,3

Статистическите данни в таблица 4 показват, че над 1,3 млн. души, които съставляват 16,3% от населението в страната, живеят в жилища, в които на стая се падат по едно и по-малко от едно лице. По-висок от средния за страната е относителният дял на населението от групата на кооперираните селяни, живущи в жилища, в които на стая се пада по едно и по-малко от едно лице. Те са близо една четвърт от всички лица в групата на кооперираните селяни. Малко повече от 2,0 млн. души или 25,3% от цялото население живеят в жилища, в които на стая се падат повече от едно и по-малко от две лица. Близо 37% от тях са от средата на кооперираните селяни, около 31% - от групата на работниците и около 17% - от служещите. Около 2,3 млн. души, съставляващи 29,0% от населението живеят в жилища, в които на една стая се падат повече от две и по-малко от три лица. По-висок от средния за страната е относителният дял на служещите, живущи в жилища, в които на стая се падат от две до три лица. Висок е и относителният дял на населението от групата „Други и смесено“, в която влизат и лицата, живущи смесено в жилища заедно с домакинства от други обществени групи и в които на



стая се падат от две до три лица. Около 2,4 млн. души (29,4%) от населението живеят в жилища, в които на стая се падат по три и повече лица. Основната част от тях са от групите на работниците, кооперираните селяни и други, включително смесени.

Жилищните условия на населението се характеризират и от разпределението на населението в жилищата според броя на стаите в тях. Данните от преброяването на жилищния фонд на 1.XII.1965 г. показват следното:

Таблица 5

Живущи лица в НРБ на 1.XII.1965 г. според броя на стаите

В жилища според броя на стаите	Живущи лица		Жилищна площ средно на едно лице - м ²
	брой	%	
Всичко	8 151 504	100,0	10,5
Една стая	1 832 736	22,5	7,0
Две стаи	2 556 859	31,3	10,0
Три стаи	2 226 191	27,3	11,9
Четири стаи	962 210	11,8	13,4
Пет стаи	373 192	4,6	14,2
Шест и повече стаи	200 316	2,5	13,5

От посочените данни в таблица 5 става ясно, че в жилищата, които имат само една стая и съставляват повече от една четвърт от всички жилища, живее над една пета от населението в страната. На лице от населението в тези жилища се падат по 7,0 м² жилищна площ, която е с 3,5 м² по-малка от средната за страната. В жилища, които имат две стаи за живеене, живее близо една трета от населението в страната. Средно на едно лице от това население се падат по 10,0 м² жилищна площ, която е почти на нивото на средната за страната. Населението, което живее в жилища с три и повече стаи, съставлява близо половината от цялото население. То заема около 40% от жилищата и средно на едно лице от това население се пада от 11,9 до 14,2 м² жилищна площ, която е с 1,4 до 3,7 м² по-висока от средната за страната. В градовете повече от половината население (57,5%) живее в жилища с по една или две стаи, които съставляват около две трети (66,4%) от всички жилища. Жилищната площ на лице от населението в тези жилища е по-ниска от средната за градовете в страната с 1,0 м². В селата 59,6% от населението живее в жилища с по две и три стаи, които съставляват 59,3% от всички жилища.

От приведените данни е ясно, че жилищната площ на лице от населението е недостатъчна и в бъдеще е необходимо да се увеличават темповете на жилищното строителство в страната и по-специално в градовете.

Жилищните условия на населението в нашата страна по отношение броя на домакинствата, които живеят в едно жилище, общо за цялото население и по отделни обществени групи, се характеризират с данните в таблица 6.

Таблица 6

Среден брой домакинства в едно жилище на 1.XII.1965 г.

	НРБ	Градове	СГТ	Села
Всичко	1,23	1,44	1,18	1,08
Работници	1,18	1,25	1,15	1,09
Служещи	1,19	1,22	1,09	1,06
Кооперирани селяни	1,04	1,14	1,06	1,03
Кооперирани занаятчии	1,04	1,06	1,05	1,02
Други и смесено ¹	2,37	2,58	2,26	1,82

Данните показват, че най-висок е броят на домакинствата, които се падат на едно жилище в градовете, където съществува и най-големият недостиг на жилища. В селата броят на домакинствата, които се падат на едно жилище, се доближава до единица, но и там за нито една от обществените групи този брой не е равен на единица.

В социален разрез данните показват, че докато за групите на кооперираните селяни и кооперираните занаятчии броят на домакинствата, които се падат на едно жилище, се доближава до единица, за групите на работниците и служещите той е по-висок. Най-висок е броят на домакинствата на едно жилище за групата „Други и смесено“, но поначало смесеното обитаване предполага наличието на две и повече домакинства от различни обществени групи.

Жилищните условия на населението се характеризират и от броя на домакинствата, които живеят в едно жилище. Тук се използва показателят за самостоятелно и общо обитавани жилища. Колкото е по-висок относителният дял на домакинствата, които живеят сами в едно жилище, толкова е по-добро жилищното състояние на населението и обратно.

Данните от таблица 7 дават представа за структурата на населението в страната според това дали то самостоятелно или общо обитава жилищата, в които живее.

Статистическите данни от таблица 7 показват, че основната, преобладаващата, част от населението в нашата страна живее в своите жилища самостоятелно. Жилищата, които се обитават самостоятелно от едно домакинство, съставляват общо за страната повече от четири пети (84,7%), а населението, което живее в тях, съставлява повече от три четвърти (76,9%) от цялото население.

¹ В групата „други“ са включени частни земеделски стопани, некооперирани занаятчии, частни търговци, лица със свободна професия, служители на религията и „смесено“, когато в жилището живеят две и повече домакинства от различни обществени групи.

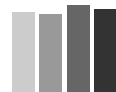


Таблица 7

Разпределение на населението на 1.XII.1965 г. според броя на стаите в жилищата и броя на домакинствата, които живеят в тях

	Всичко - брой	Едно домакинство		Две домакинства		Три и повече домакинства	
		брой	%	брой	%	брой	%
НРБ	8 065 247	6 198 942	76,9	1 174 512	14,5	619 693	8,6
Една стая	1823 219	1 680 071	92,2	82 719	4,5	60 429	3,3
Две стаи	2 548 766	2 032 654	79,7	412 313	16,2	103 799	4,1
Три стаи	2 213 833	1 576 388	71,2	409 987	18,5	227 458	10,3
Четири стаи	951 361	626 308	65,8	171 088	18,0	153 965	16,2
Пет стаи	363423	209 600	57,7	68 882	19,0	84 941	23,3
Шест и повече стаи	164545	73 921	44,9	29 523	17,9	61 101	37,2

Населението, което обитава своите жилища съвместно с други домакинства, съставлява близо една четвърт (23,1%) от цялото население. Тук е характерно следното - за жилищата, които имат малко стаи, е висок относителният дял на населението, което обитава своите жилища самостоятелно, и обратно - в жилищата, които имат повече стаи, е по-висок относителният дял на населението, което живее (обитава) своите жилища съвместно с други домакинства. Така например докато в жилища с една стая, 92,2% от населението живее самостоятелно, в жилища с шест и повече стаи едва 44,9% от населението живее самостоятелно. В същото време докато в жилища с една стая само 7,8% от населението обитава своите жилища съвместно с други домакинства, то в жилища с шест и повече стаи 55,1% от населението обитава своите жилища съвместно с други домакинства.

По отделни обществени групи, жилищата, които се обитават самостоятелно от едно домакинство, съставляват за работниците 87,5%, за служещите - 85,2 %, за кооперираните селяни - 96,4% и за кооперираните занаятчии - 96,3%.

От приведените дотук данни се вижда, че по-голямата част от жилищата у нас се обитават самостоятелно от едно домакинство. Макар и домакинствата, които обитават своите жилища съвместно с други домакинства, да нямат високо относително тегло, те не са малко на брой. Така например в около 34 хил. жилища, които имат по една стая, живеят заедно по две и повече над 80 хил. домакинства, в състава на които влизат над 140 хил. души от населението. В повече от 18 хил. жилища, които имат по две стаи, живеят заедно по три и повече над 55 хил. домакинства, в състава на които влизат около 104 хил. души.

Жилищните условия на тези около 250 хил. души не могат да се считат, че са същите, както на домакинствата, които живеят самостоятелно в своите жилища. Не могат да се приемат за задоволителни, от гледна точка на съвместното обитаване на жилищата, и жилищните условия на още над 206 хил. домакинства, които живеят заедно по три и повече в 69 хил. жилища, дори и тези жилища да се състоят от 3, 4, 5, 6 и повече стаи. В състава на тези домакинства влизат над 527 хиляди лица, които съставляват 6,5% от населението на страната. Самият факт, че в едно жилище живеят повече от две домакинства, дори и при положение, че в жилището има за всяко домакинство отделна стая, поражда условия за известни неудобства, тъй като тези домакинства са принудени да използват съвместно обща кухня, тоалетна, баня, коридори и др.

Един друг показател, който характеризира също така условията за живот на населението в нашата страна е населеността на жилищата според броя на лицата в тях. Тя се характеризира към датата на преброяването със следните данни от таблица 8.

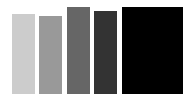
Таблица 8

Среден брой лица в обитаваните жилища на 1.XII.1965 г. според броя на стаите в тях

Жилища по брой на стаите	НРБ	Градове	СГТ	Села
Всичко	3,9	4,2	3,9	3,8
С една стая	3,2	3,2	3,4	3,3
С две стаи	3,8	4,1	3,7	3,6
С три стаи	4,3	4,9	4,1	3,9
С четири стаи	4,7	5,8	4,4	4,2
С пет стаи	5,2	6,9	4,8	4,5
С шест и повече стаи	6,1	8,3	5,3	5,1

От данните в таблица 8 за средния брой лица на едно жилище се вижда, че най-голям е той за жилищата, които имат една жилищна стая. При тях се падат по 3,2 лица на жилище, което значи и на стая, тъй като тези жилища се състоят от една стая. С увеличаване броя на стаите в жилищата се увеличава и броят на лицата в едно жилище, но се намалява броят на лицата, които се падат на една стая. Това е характерно за жилищата с пет и шест и повече стаи, където средно на жилище се падат по 5,2 и 6,1 лица, което значи съответно и по едно лице на стая.

Може да се счита, че при тези жилища имаме пълно задоволяване на жилищните нужди на населението, което живее в тях. Те обаче имат малко относително тегло към общия брой на жилищата в страната, тъй като съставляват само 4,7% от всички жилища.



Жилищата с една стая съставляват 27,5% от всички жилища. Само в 10,3% от тях живее по едно лице, а в 25,4% - по две лица. В 64,3% от жилищата с една стая живеят по три и повече лица.

В градовете е характерна по-голямата населеност на жилищата, което се вижда от средния брой лица на едно жилище. Тя е по-висока от населеността на жилищата общо за страната, в селищата от градски тип и в селата. По-високата населеност на жилищата в градовете е характерна за жилищата, които се състоят от две и повече стаи.

Жилищните условия на населението от отделните обществени групи според броя на лицата, които се падат на едно жилище, се характеризират от статистическите данни в таблица 9.

Таблица 9

**Среден брой лица на едно обитавано жилище на 1.XII.1965 г.
по обществени групи и според броя на стаите в жилищата**

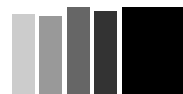
Жилища по броя на стаите	Всичко	Работници	Служещи	Кооп. селяни	Кооп. занаят.	Други и смесено
Всичко	3,9	3,9	3,7	3,6	3,7	5,6
С една стая	3,2	3,4	2,9	3,1	3,2	3,7
С две стаи	3,8	4,0	3,7	3,5	3,7	5,0
С три стаи	4,3	4,4	4,2	3,9	3,9	5,8
С четири стаи	4,7	4,7	4,6	4,1	4,1	6,5
С пет стаи	5,2	5,1	5,1	4,4	4,3	7,4
С шест и повече стаи	6,1	5,9	5,7	4,8	4,6	8,8

Броят на лицата, които се падат на едно жилище, за работниците е на нивото на средния брой общо за всички жилища в страната. Той е незначително по-висок за жилищата с една, две и три стаи, но е по-нисък за жилищата с пет и шест стаи.

За служещите и кооперираните занаятчии средният брой на лицата, които се падат на едно жилище, е незначително по-нисък в сравнение със средния брой общо за страната както за всички жилища, така и за жилищата според броя на стаите в тях.

Най-голям е броят на лицата на едно жилище за жилищата, в които живеят смесено домакинства от различни обществени групи. Те са включени в групата „Други“ заедно с частни търговци, частни занаятчии, частни земеделски стопани и други подобни. При тях средният брой лица на едно жилище е значително по-висок от средния за страната и за останалите обществени групи.

Най-малък е средният брой лица на едно жилище за жилищата, в които живеят домакинства на кооперирани селяни. Техният брой е по-нисък от средния за страната за всички видове жилища по броя на стаите в тях. Тези данни показват, че населението от групата на кооперираните селяни има по-добри жилищни условия, измерени със средния брой лица на едно жилище. За обществената група на кооперираните селяни, несъмнено по-малката населеност на жилищата се дължи безспорно на урбанизирането (огражданяването) на населението в нашата страна, при което една част от населението в селата се преля в градовете и в селата средно на едно жилище се падат по-малко лица.



ПРЕБРОЯВАНЕ НА НАСЕЛЕНИЕТО, ЖИЛИЩНИЯ ФОНД И ЗЕМЕДЕЛСКИТЕ СТОПАНСТВА В РЕПУБЛИКА БЪЛГАРИЯ ПРЕЗ 2001 ГОДИНА - АНАЛИЗ НА ДАННИТЕ ЗА ЖИЛИЩНИЯ ФОНД¹ (Със съкращения)

Към 1 март 2001 г. в България се проведе преброяване на населението, жилищния фонд и земеделските стопанства. За първи път датата и периодът за провеждане на преброяването са в съответствие с препоръките на Евростат (Статистическата служба на Европейския съюз) - преброяванията в отделните страни да се проведат през периода 1 януари - 31 май 2001 година.

Жилищни условия на населението

Жилището и жилищните условия са част от жизнената среда, в която се осъществяват основните дейности на населението. Жилищата се обитават от живеещи самостоятелно или съвместно лица. Двете основни форми на организация на живеещите в жилищата лица са семейството и домакинството. Домакинство може да бъде отделно лице (едночленно домакинство); отделно семейство; едно семейство с други лица; две или повече семейства, живеещи самостоятелно или с други родствени или неродствени лица.

Предмет на настоящия анализ са обитаваните жилища. Към 1 март 2001 г. в страната са преброени 2 818 282 обитавани жилища. В това число се включват жилищата от традиционен тип - 2 790 390, жилищата в студентски (работнически) общежития - 25 384, и жилищата в нежилищни сгради - 2 508.

Данните от преброяването през 2001 г. показват, че **средният брой домакинства, които живеят в едно жилище**, се запазва както и при предишното преброяване. В едно жилище общо за страната живеят средно 1.03 домакинства (към 1 март обикновените домакинства в страната, преброени в обитаваните жилища, са 2 913 193). Съотношението между домакинствата и жилищата в градовете е 1.04, т.е. в едно жилище живеят средно 1.04 домакинства, а в селата - 1.01. С други думи, съотношението между жилищата и обикновените домакинства е 1:1.

Според данните от преброяването през 2001 г. в 97.4% от жилищата живее едно домакинство, в 2% - живеят по две, и в под 1% - три и повече домакинства.

При преглед на този показател по години на преброяванията се вижда, че делът на жилищата с едно домакинство непрекъснато се увеличава и доближава границата от 1:1.

¹ НСИ, том 2. „Жилищен фонд“ (книга 1. „Жилищни условия на населението“, книга 2. „Жилища“ и книга 3. „Жилищни сгради“). Анализът е изготвен от Надежда Терезова.

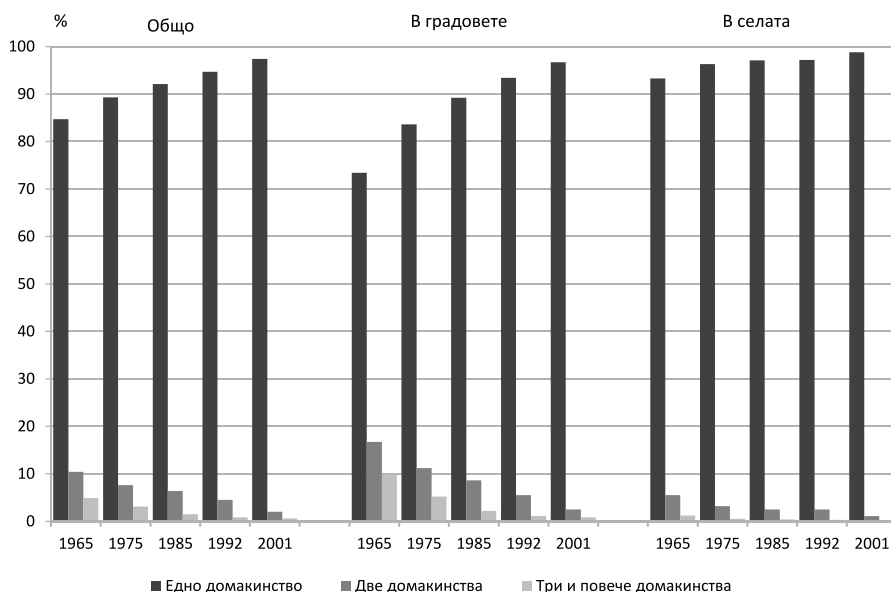
1. Структура на обитаваните жилища по брой домакинства в едно жилище и по години на преброяванията

(Проценти)

	1965	1975	1985	1992	2001
Общо	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
Едно домакинство	84.7	89.3	92.1	94.7	97.4
Две домакинства	10.4	7.6	6.4	4.5	2.0
Три и повече домакинства	4.9	3.1	1.5	0.8	0.6
В градовете	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
Едно домакинство	73.4	83.6	89.2	93.4	96.7
Две домакинства	16.7	11.2	8.6	5.5	2.5
Три и повече домакинства	9.9	5.2	2.2	1.1	0.8
В селата	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
Едно домакинство	93.3	96.3	97.1	97.2	98.8
Две домакинства	5.5	3.2	2.5	2.5	1.1
Три и повече домакинства	1.2	0.5	0.4	0.3	0.1

Делът на жилищата, в които живее едно домакинство по отношение на местоживеенето (град - село), е леко в полза на жилищата в селата. Това е лесно обяснимо със съотношението между жилищата в селата и населението там.

Фиг. 1. Обитавани жилища по брой на домакинствата в едно жилище и по години на преброяванията





От казаното дотук се вижда, че **преобладаващата част от домакинствата у нас живеят самостоятелно - в отделно жилище**. Според данните от преброяването през 2001 г. тенденцията на увеличаване на дела на домакинствата, които обитават самостоятелно жилище от последните 5 преброявания се запазва. Така, ако през 1965 г. 68.6% от домакинствата са живеели самостоятелно, то този дял през 1975 г. се покачва на 77.4%, през 1985 г. - на 83.8%, през 1992 г. - на 89%, за да достигне 94.2% при преброяването през 2001 година.

2. Структура на домакинствата, живеещи в едно жилище, по години на преброяванията

(Проценти)

	1965	1975	1985	1992	2001
Общо	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
Едно домакинство	68.6	77.4	83.8	89.0	94.2
Две домакинства	16.8	13.2	11.6	8.4	3.9
Три и повече домакинства	14.6	9.4	4.6	2.6	1.9
В градовете	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
Едно домакинство	51.4	67.2	78.4	86.4	92.7
Две домакинства	23.5	18.1	15.2	10.1	4.7
Три и повече домакинства	25.1	14.7	6.5	3.5	2.6
В селата	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
Едно домакинство	85.7	92.3	94.0	94.2	97.4
Две домакинства	10.1	6.1	4.9	4.9	2.2
Три и повече домакинства	4.2	1.6	1.1	0.9	0.4

Съвсем логично делът на съвместно живеещите две и повече домакинства намалява. Докато в края на 1965 г. 16.8% от домакинствата живеят по две в едно жилище, то през 2001 г. този дял е 3.9%. Същата тенденция важи и за живеещите 3 и повече домакинства в едно жилище. Техният дял от 14.6% през 1965 г. намалява на 1.9% по данни от преброяването през 2001 година.

Тенденцията всяко домакинство да живее самостоятелно се отнася за домакинствата и в градовете, и в селата. В резултат на урбанизацията относителният дял на две и повече домакинства, които живеят в едно жилище в градовете, е по-голям отколкото в селата. Както се вижда от табл. 2 през 2001 г. делът на тези домакинства в градовете е 7.3%, а в селата - 2.6%.

Ако разгледаме домакинствата, които живеят в едно жилище, по състава им към 1.03.2001 г., с най-голям относителен дял - 65.4% от всички домакинства

в страната (при 63.8% за 1992 г.), са тези, които се покриват с едно семейство (самостоятелно или с други лица). На второ място са едночленните домакинства. От 459 051 през 1992 г. те са 565 665 през 2001 г., т.е. от всяко седмо домакинство през 1992 г. вече всяко пето е едночленно през 2001 г. Намалението на населението (особено в селата) е причина за значителното увеличение на едночленните домакинства, които живеят самостоятелно в жилище. 24.5% от всички домакинства, живеещи самостоятелно в едно жилище, са едночленни или във всяко четвърто жилище в селата живее едно лице.

При разглеждане на **структурата на жилищата по броя на семействата** в тях най-голям дял се пада на жилищата с 1 семейство - 58.3% (ако се включат и жилищата, в които освен чистото семейство има и други лица, то техният дял е 68.2%). В градовете дялът на жилищата, в които живее едно семейство (самостоятелно или с други лица), е 70.7%, а в селата - 63.0%. Общо за страната в 7.1% от всички жилища живеят две семейства.

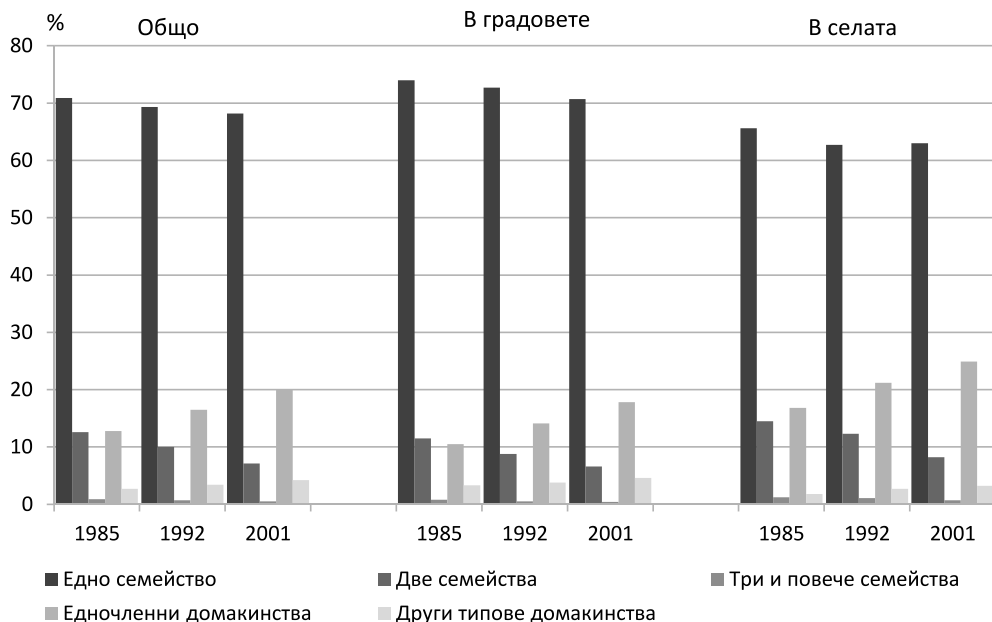
3. Структура на обитаваните жилища по брой семейства в едно жилище и по години на преброяванията

(Проценти)

	1985	1992	2001
Общо	100.0	100.0	100.0
Едно семейство	70.9	69.3	68.2
Две семейства	12.6	10.0	7.1
Три и повече семейства	0.9	0.7	0.5
Едночленни домакинства	12.8	16.5	20.1
Други типове домакинства	2.7	3.4	4.2
В градовете	100.0	100.0	100.0
Едно семейство	74.0	72.7	70.7
Две семейства	11.5	8.8	6.6
Три и повече семейства	0.8	0.5	0.4
Едночленни домакинства	10.5	14.1	17.8
Други типове домакинства	3.3	3.8	4.6
В селата	100.0	100.0	100.0
Едно семейство	65.6	62.7	63.0
Две семейства	14.5	12.3	8.2
Три и повече семейства	1.2	1.1	0.7
Едночленни домакинства	16.8	21.2	24.9
Други типове домакинства	1.8	2.7	3.2



Фиг. 2. Обитавани жилища по брой семейства в едно жилище и по години на преброяванията



4. Структура на семействата, живеещи в едно жилище, независимо от домакинството по години на преброяванията

(Проценти)

	1985	1992	2001
Общо	100.0	100.0	100.0
Едно семейство	59.7	64.0	69.5
Едно семейство и други лица	11.9	11.7	11.8
Две семейства	22.3	19.1	15.0
Две семейства и други лица	3.2	2.8	1.9
Три и повече семейства и други лица	2.9	2.4	1.8
В градовете	100.0	100.0	100.0
Едно семейство	63.0	68.0	71.8
Едно семейство и други лица	11.5	10.9	11.3
Две семейства	20.3	17.0	13.9
Две семейства и други лица	2.8	2.2	1.6
Три и повече семейства и други лица	2.4	1.0	1.4
В селата	100.0	100.0	100.0
Едно семейство	53.8	56.0	64.4
Едно семейство и други лица	12.8	13.1	12.9
Две семейства	25.8	23.2	17.4
Две семейства и други лица	3.8	3.9	2.7
Три и повече семейства и други лица	3.8	3.8	2.6

Сами в жилището живеят 1 642 000 семейства, което е 69.5% от всички семейства. В сравнение с предишното преброяване по отношение на семействата, които живеят самостоятелно в жилището, абсолютно техният брой се е увеличил с 16 000 и относително - с 5.5 пункта. Докато относителното увеличение за градовете е 3.8 пункта, а за селата - 8.4 пункта, то за същия период почти 100% от абсолютното увеличение на самостоятелно живеещите семейства е в градовете.

Интерес представлява разпределението на жилищата, които се обитават самостоятелно от 1 семейство, в зависимост от големината на семейството. На първо място по относителния си дял с 25.4% срещу 24.5% през 1992 г. са жилищата, в които живеят двучленните семейства, съставени от двама съпрузи без деца или един родител с неженено дете. На второ място през 2001 г. са жилищата с тричленните семейства (двама родители с едно дете или един родител с две деца) - 17.4%, а на трето място с 13.7% са четиричленните семейства (двама родители с две неженени деца или един родител с три неженени деца). През 1992 г. на второ място с относителен дял от 16.0% са били жилищата с четиричленните семейства, докато тези с тричленните семейства са заемали трето място с 15.6%.

Делът на жилищата, в които живее самостоятелно едно семейство в зависимост от броя на децата до 16-годишна възраст, е следствие до известна степен на структурата на самите семейства. Няма промяна в дела на жилищата с 1 семейство през 2001 г. (58.3%) в сравнение с 1992 г. (58.6%). Относителният дял на жилищата без деца от общия брой жилища се увеличава с 5 пункта и от 33.3% се покачва на 38.1%, делът на жилищата с едно дете се запазва в рамките на 12% и при жилищата с 2, 3 и 4 и повече деца се наблюдава намаление.

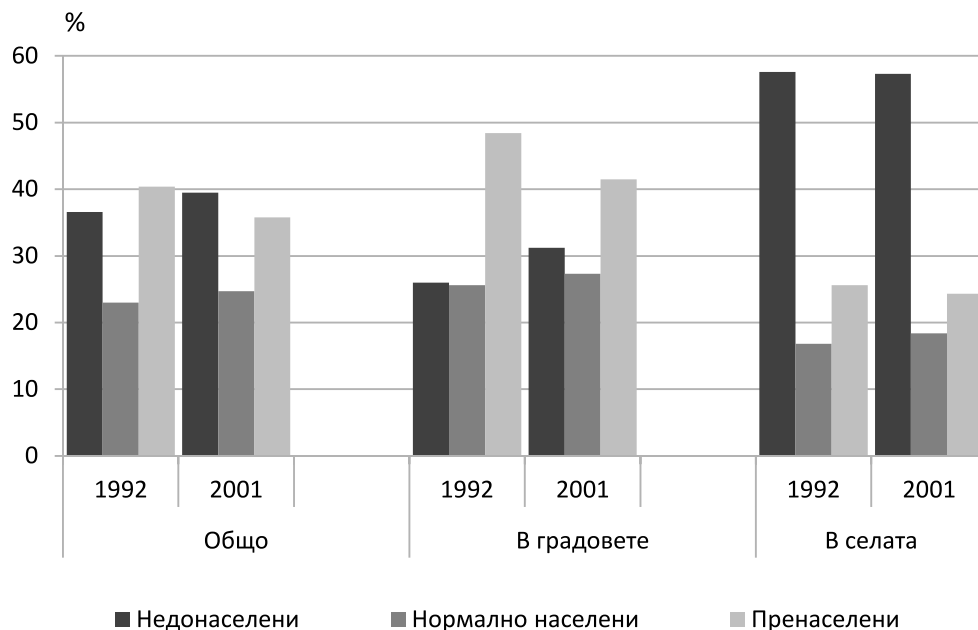
Качествена оценка на жилищните условия на населението като цяло дава класифицирането им според броя на стаите и броя на обитателите. В зависимост от броя стаи за едно лице в жилището се определя неговата населеност. **По признака „населеност“** жилищата могат да се класифицират в три групи. За недостатъчно населени се приемат жилищата, в които обитателите са по-малко от броя на жилищните стаи. Нормално населени са жилищата, в които броят на обитателите е равен на броя на стаите. Пренаселени са, когато обитателите са повече от броя на стаите.

За изминалия период между последните две преброявания разпределението на жилищата според населеността им показва лека тенденция на подобряване. Към края на 1992 г. 36.6% от жилищата в страната са били недонаселени, а близо половината - 40.4%, са били пренаселени. Към 1 март 2001 г. недонаселените жилища се увеличават близо с 3 пункта, нормално населените - близо с 2 пункта, а пренаселените намаляват с малко повече от 5 пункта. Въпреки това близо една трета (35.8%) от жилищата на страната са пренаселени. За градовете пренаселените жилища са 41.5%, а за селата - 23.8%. Намалението



на пренаселените жилища в градовете в сравнение с предишното преброяване е 7 пункта.

Фиг. 3. Степен на населеност на жилищата



При неблагоприятни жилищни условия, т.е. в жилища, в които живущите лица са повече от броя на стаите, общо за страната живеят 4 026 хил. души, което е 51% от населението. В градовете процентът на тези лица е 56.5, а в селата - 40.1. Ако детайлизираме този процент, то в градовете 30% живеят между 1 и 2-ма в стая, около 20% - между 2-ма и 3-ма в стая, и 7% са повече от 3-ма в стая. В селата съответните проценти са 23, 11.7 и 5.5.

Съотношението между **големината на жилището, изразена чрез броя на стаите и броя на членовете на семейството** (за семейства, които живеят самостоятелно в едно жилище), е различно. Данните от преброяването през 2001 г. показват, че почти половината (45.2%) от тричленните семейства продължават да живеят в едно- и двустайни жилища, като почти няма разлика в сравнение с 1992 г. (46.4%). С увеличаване на броя на членовете в семейството се наблюдава и влошаване на това съотношение. 77.3% от четиричленните семейства обитават жилища до 3 стаи. Почти всички петчленни (91.1%) и шест и повече членните (97.6%) семейства ползват жилища, несъответстващи на броя на членовете им, т.е. живеят в пренаселени жилища.

Жилищните условия за семействата, които живеят самостоятелно в едно жилище по отношение на **големината на жилището, изразена чрез жилищ-**

ната му площ, се влияят пряко от броя на децата до 16 години в тях. С нарастване на броя на децата се увеличава делът на семействата, които живеят в жилища с жилищна площ до 15 кв. метра. Ако от всички семейства без деца, които живеят самостоятелно, само 2.3% обитават жилища с жилищна площ до 15 кв. м, то при семействата с четири деца този дял е 10.8, с пет деца - 11.2, и с шест и повече деца - 12.6. Около 50% от семействата с 4, 5 и 6 и повече деца живеят в жилища с жилищна площ между 15 и 29 кв. метра.

Важен показател, характеризиращ жилищните условия на населението, е **„средна жилищна площ на едно лице“**. Една трета от населението в страната ползва жилищна площ на лице над 16 кв. метра. По този показател се наблюдават съществени различия за градското и селското население. Докато при градското население на 30% от лицата се пада над 16 кв. м жилищна площ, то при селското население този процент е 41.4 - съответно за жилищата в градовете, за които този показател е над 16 кв. м, е 1.3 пъти по-малък от същия в селата. Има леко подобрене в това съотношение спрямо преброяването през 1992 г. (1.6) в полза на жилищата в градовете.

Освен жилището с неговите характеристики като големина (жилищна и полезна площ, брой стаи), благоустроеност (електричество, водопровод и канализация) и др., важен елемент от жилищните условия на населението е **осигуреността на жилището, респ. на домакинствата, които живеят в него, с предмети с културно-битово предназначение. Групата „Предмети с битово предназначение“** включва 6 предмета: готварска печка (ток и газ), микровълнова печка, автоматична пералня, миялна машина, хладилник и фризер.

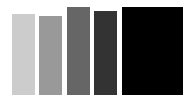
На първо място по разпространение в тази група е хладилникът - 84.2% от домакинствата в страната притежават този предмет. Разликата между градските и селските домакинства по отношение на него е малка (88.5% за градските домакинства и 74.8% за селските).

На второ място е готварската печка (електрическа или газова). Над три четвърти (78.5%) от домакинствата в страната разполагат с такъв вид готварска печка. В градовете близо девет десети от домакинствата ползват този уред, а в селата делът им е значително по-нисък - 58.4%. Очевидно е, че в селата все още голяма част от домакинствата ползват печки на въглища и дърва.

В сравнение с обезпечеността на домакинствата с тези два предмета, установена при преброяването през 1985 г., не се установява значимо различие.

В периода между 1985 и 2001 г. най-голямо увеличение на дела на домакинствата се наблюдава по отношение на тяхната задоволеност с автоматични перални. От 16% този дял се увеличава на 42%. За 15 г. броят на автоматичните перални се е увеличил най-малко три пъти. Осигуреността на градските домакинства с този предмет е по-голяма - всяко второ домакинство, в сравнение със селските - всяко шесто.

На четвърто място по разпространение е фризерът, който през 1985 г. не е

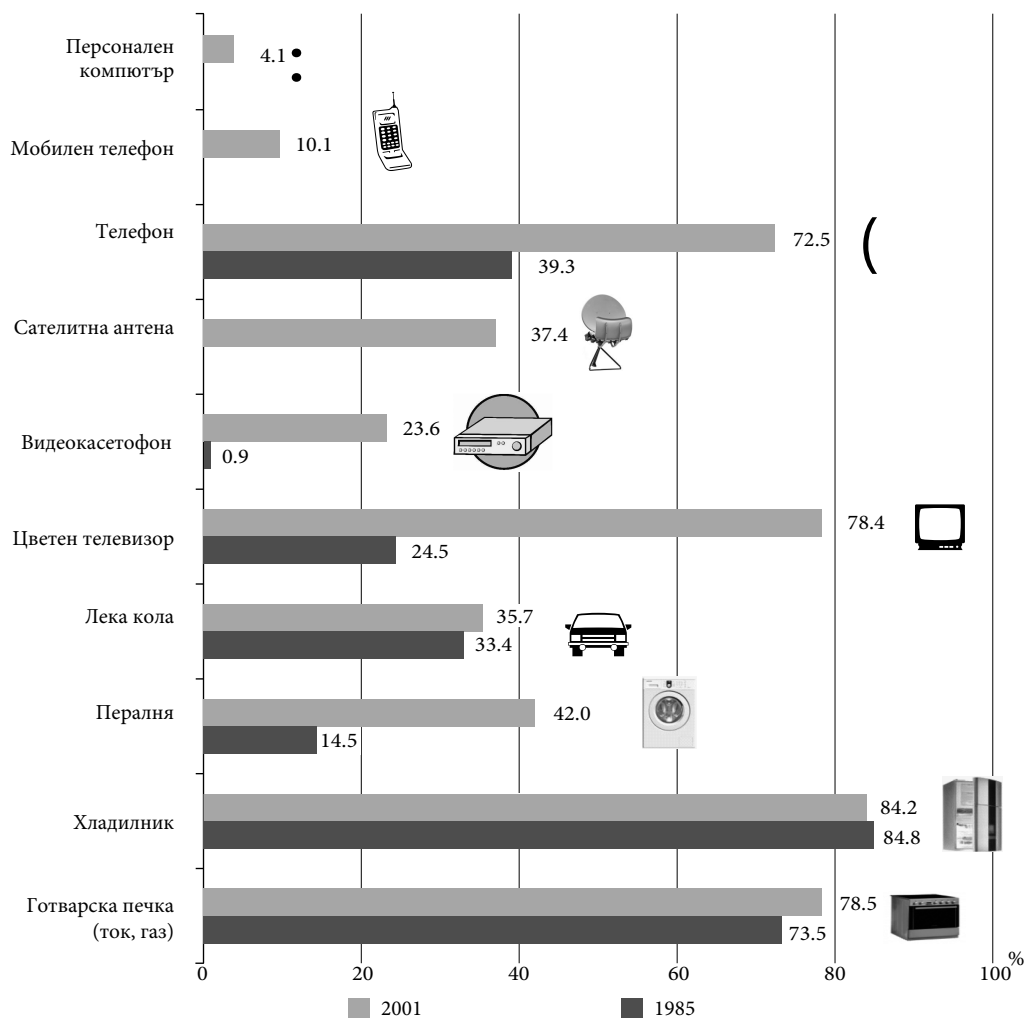


наблюдаван. Сега над една четвърт (25.5%) от домакинствата в страната разполагат с фризер. Този предмет за разлика от останалите е еднакво разпространен и в градовете, и в селата.

На пето място е микровълновата печка. Тя навлиза значително късно като домакински уред у нас и само 8.3% от домакинствата декларират, че притежават този уред. Сред градските домакинства нейното разпространение е приблизително пет пъти по-често отколкото при селските (10.9 срещу 2.3%).

На последно място е миялната машина. Едва 1.6% от всички домакинства са декларирали, че притежават миялна машина. В градовете всяко петдесето домакинство, а в селата едно от двеста разполага с миялна машина.

Фиг. 4. Осигуреност на домакинствата с предмети за дълготрайна употреба



Комплексната снабденост, като комбинация от отделните предмети с битово предназначение, характеризира в по-пълна степен жизнения стандарт на домакинствата. Всичките 6 предмета притежават едва 0.6% от домакинствата в страната, като 94.5% от тези домакинства са в градовете. Комбинация от 5 предмета притежават 4.2% от домакинствата.

Освен предмети с битово предназначение в преброителната карта бяха включени и **предмети, свързани със задоволяване на културните потребности, и прекарване на свободното време.** Към групата на тези предмети се включват: цветен телевизор, видеокасетофон, видеокамера, кабелна телевизия, сателитна антена, музикална система (уредба), телефон, мобилен телефон и домашен (персонален) компютър. От всичките девет изброени предмета цветният телевизор заема първо място - 78.4% от домакинствата гледат цветен телевизор. През 1985 г. практически всички домакинства у нас (90.3%) са имали черно-бял или цветен телевизор, като преобладаващата част (около две трети) тогава са имали черно-бял телевизор и само една четвърт - цветен. Сега може да приемем, че дяловете са се обърнали в полза на цветните телевизори, което до голяма степен се дължи на развитието на техниката, в резултат на което черно-белите се заменят с цветни.

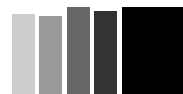
На второ място по разпространение са телефоните. През последните 15 години снабдеността с телефони се увеличава значително - от 9.3% през 1985 г. делът на домакинствата, имащи телефон, достига 72.5%.

Сравнително нова придобивка е възможността на домакинствата да се включат към кабелни оператори и по този начин значително да разширят избора на телевизионните програми, които могат да гледат. Към 2001 г. 37.4% от домакинствата са включени към кабелен оператор. Сред домакинствата, живеещи в градовете, тази възможност има почти всяко второ (48.1%), а в селата - всяко седмо.

В групата на предметите с културно предназначение видеокасетофонът е бил включен още в програмата на преброяването от 1985 година. През 2001 г. всяко четвърто домакинство (през 1985 г. само едно от всеки 100) разполага с този предмет.

Като средство за комуникация изключително бързо през последните години навлизат мобилните телефони. Всяко десето домакинство е декларирало притежаване на това съвременно средство. Както и при останалите предмети с културно предназначение мобилният телефон се среща много по-често сред градските домакинства (13.6%) отколкото сред селските (2.7%).

На седмо място по разпространение е сателитната антена като начин за увеличаване на броя на приеманите телевизионни програми. Обратно на ка-



белната телевизия, която е по-разпространена сред градските домакинства, поради по-малкия брой кабелни оператори в селата домакинствата в тях са обезпечени с повече сателитни антени. Срещу всяко 25-о домакинство в градовете всяко 9-о в селата има сателитна антена.

Персоналният компютър е един предмет със специфични потребители. Преди всичко неговото ползване е свързано и зависи до голяма степен от образователното равнище на домакинствата и от професионалната ориентация на неговите членове. У нас към 1.03.2001 г. само 4% от домакинствата са посочили, че притежават компютър.

На последно място по разпространение е видеокамерата. Само едно от сто домакинства притежава този предмет.

Комбинацията от предметите с културно предназначение се определя от тяхното самостоятелно разпространение. Всичките девет предмета са декларирали, че притежават едва 1 216 домакинства в страната. С намаляване на броя на предметите от комбинацията се увеличава относителният дял на домакинствата, които ги притежават. Най-голям е дялът на домакинствата, притежаващи два предмета (25.7%), като 20% имат цветен телевизор и телефон. Следва дялът на притежаващите три предмета - 22.4%, като най-често срещаната комбинация (13.8) е цветен телевизор, кабелна телевизия и телефон.

Преброяването през 2001 г. установява, че една немалка част от домакинствата (11.5%) са декларирали, че не притежават нито един от включените в преброителната карта предмети.

С въпроса за културно-битовата осигуреност на домакинствата от преброителната карта през 2001 г. беше събрана и информация за домакинствата, които притежават **собствено моторно превозно средство (лека кола, микробус, джип); лодка (яхта), вила и гараж (гаражна клетка)**. При домакинствата, притежаващи собствено моторно превозно средство се наблюдава незначително увеличение на дела в сравнение с 1985 г. - от 33.4 на 35.7%.

При преброяването през 2001 г. беше събрана информация и за броя на притежаваните книги (без учебниците) от домакинствата. Разпределението на книгите е извършено в същите шест групи, както при преброяването през 1985 г., с цел да се сравнят данните от двете преброявания. Не се наблюдава разлика в разпределенията, получени от двете преброявания. Най-голям остава дялът на домакинствата, които не притежават книги (36.4%), а заедно с тези, които притежават между 1 и 50 книги, той достига 65.9%.

От анализа могат да се направят следните по-важни изводи:

През периода 1985 - 2001 г. се установява подобрене на стойността на показателя „брой на живущите лица в едно жилище”. През 1985 г. едно жили-

ще е било обитавано средно от 3.3 лица, а според данните от преброяването през 2001 г. стойността на този показател намалява на 2.8 лица (колкото е и средният размер на домакинствата в България). Основните причини са две: от една страна, имаме увеличаване с над половин милион на броя на жилищата за анализирания период, а от друга - намаляване на населението с повече от 1 милион души.

Намалението на населението е причина и за значителното увеличение на относителния дял на жилищата, обитавани само от едно лице. Ако през 1985 г. дялът им е бил по-малко от 13.0%, през 1992 г. вече е 16.5%, а през 2001 г. достига 20.0%, или **всяко пето жилище в България се обитава само от едно лице.**

Преобладаващата част от жилищата (97.4%) се обитават от едно домакинство, т.е. болшинството от домакинствата живеят самостоятелно. В сравнение с предишните две преброявания има леко увеличение на дела на жилищата, в които живее едно домакинство.

По отношение на групирането на обитаваните жилища по признака „населеност на жилището” дялът на „недонаселените”, където броят на жилищните стаи е по-голям от броя на обитателите, леко се увеличава (от 36.6% през 1992 г. на 39.5% през 2001 г.). Това увеличение е главно за сметка на „пренаселените” (броят на стаите е по-малък от броя на обитателите), дялът на които от 40.4% намалява на 35.8%.

С увеличаване на броя на лицата, респ. на децата до 16-годишна възраст в домакинството (семейството), се влошават жилищните условия по отношение на големината на жилището, изразена чрез броя на стаите и жилищната площ.

По отношение на културно-битовата осигуреност на домакинствата данните показват, че нивото на снабденост е все още незадоволено. 8.5% от домакинствата не притежават нито един битов предмет и 11.5% - нито един предмет с културно предназначение (от включените в преброителната карта).

Жилища

Една от основните задачи на всяко преброяване е наред с установяване на общия брой на населението на страната да осигури и изчерпателна информация за броя на жилищата и тяхната характеристика. Редица изследвания са доказали значението на жилищните условия при формирането на демографското и социалното поведение както на отделната личност, така и на домакинствата и семействата. Жилищните условия влияят пряко върху репродуктивното, икономическото и миграционното им поведение.

Към 1 март 2001 г. в страната са преброени 3 688 802 жилища, от които

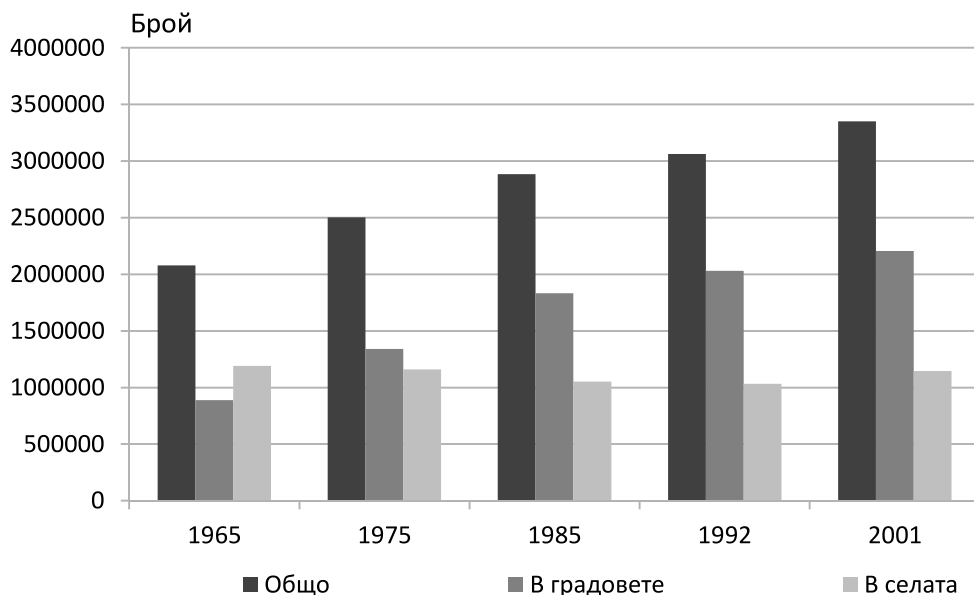


328 726 жилища - в сгради за временно обитаване (вили и къщи за почивка), и 7 851 - примитивни жилища. Останалите 3 352 225 жилища са с 289 076 (9.4%) повече в сравнение с предишното преброяване, извършено през 1992 година. В градовете жилищата са 2 207 207, а в селата - 1 145 018. В градовете жилищата са нараснали със 177 121, или с 8.7%, а в селата - с 10.8.

5. Жилищен фонд по години на преброяванията²

Години на преброяванията	Жилища - брой			Темп на прираст спрямо предишното преброяване - %		
	общо	в градовете	в селата	общо	в градовете	в селата
1965	2079853	889067	1190786	x	x	x
1975	2501457	1342110	1159347	20.3	51.0	-2.6
1985	2885209	1831566	1053643	15.3	36.5	-9.1
1992	3063149	2030086	1033063	6.2	10.8	-1.9
2001	3352225	2207207	1145018	9.4	8.7	10.8

Фиг. 5. Жилищен фонд по години на преброяванията



Когато разглеждат жилищата по вид, съвсем логично е обитаваните жилища да са с най-голям процент - над 80 от всички жилища, следвани от необитава-

² Без примитивните жилища и без жилищата в сгради за временно обитаване.

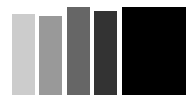
ните жилища от обикновен вид. От табл. 6 се вижда, че делът на обитаваните жилища през 2001 г. е намалял в сравнение с 1992 г. (от 89.2 на 83.0%), а делът на необитаваните за същия период се е увеличил и от 8.5 е достигнал 15.9%. Намалението на относителния дял на обитаваните жилища, респ. увеличението на необитаваните, се дължи главно на намаляването на населението през този период (от 1992 до 2001 г. населението е намаляло с 554 333 души).

6. Жилищен фонд по вид

Вид на жилището	1992		2001	
	брой	%	брой	%
Общо	3074075	100.0	3360076	100.0
Обитавано от обикновен вид	2741395	89.2	2790390	83.0
Необитавано от обикновен вид	262910	8.5	533118	15.9
Жилище в студентско (работническо) общежитие	29365	1.0	25384	0.8
Жилище в нежилищна сграда	3073	0.1	2508	0.1
Колективно жилище	15075	0.5	825	0.0
Примитивно жилище	10926	0.3	7851	0.2
Жилище за нежилищни цели	11331	0.4	-	-

Примитивните жилища по данни от преброяването през 2001 г. са 7 851. Това са жилища, които не осигуряват нормални условия на живот на своите обитатели (мазета, тавани, жилища в полуразрушени сгради, фургони и др.). Въпреки че всяко следващо преброяване отчита намаляване на тези жилища и от 17 871 през 1985 г. техният брой е намалял с повече от 50%, в тях живеят 19 698 лица.

Важен показател, характеризиращ жилищата, е техният размер. По данни от преброяването през 2001 г. средната полезна площ на 1 жилище за страната е 63.4 кв. м, като за обитаваните жилища е 66 кв. метра. В сравнение с предишното преброяване няма промяна в големината на този показател. По отношение на жилищната площ също не се установява изменение в големината на жилищата през периода 1992 - 2001 година. Средната жилищна площ на 1 обитавано жилище през 2001 г. общо за страната е 42 кв. м, като в селата тя е малко по-голяма - 44 кв. м, в сравнение с градовете - 41 кв. метра. От табл. 7. „Жилища по размер на полезната площ и по години на преброяванията” се вижда, че няма съществена промяна в разпределението на жилищата по размер на полезната площ в периода между последните преброявания. В сравнение с преброяването през 1985 г. делът на жилищата в групите до 59 кв. м полезна площ намалява (от 52 на 45%), като се покачва делът на жилищата с полезна площ над 60 кв. м (от 48 на 55%). Тези показатели показват, че у нас

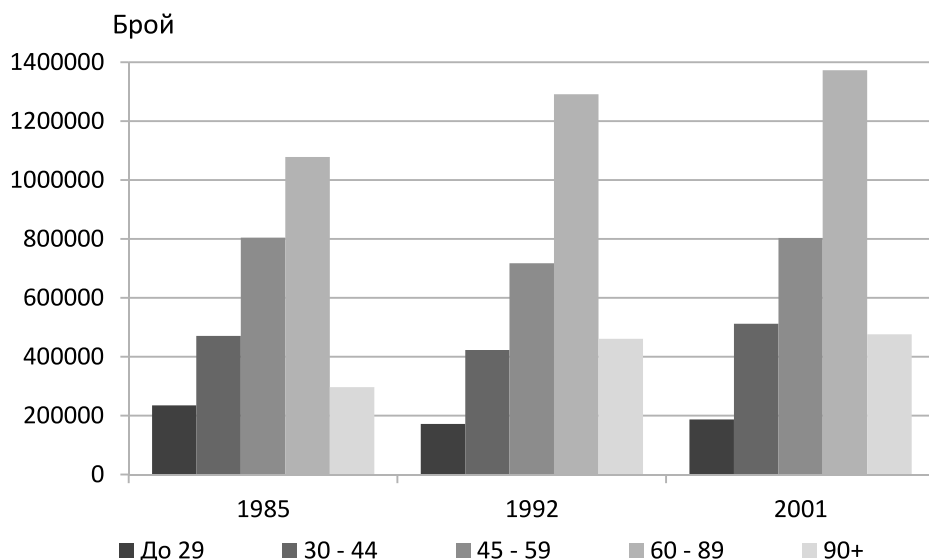


започва да се преодолява тенденцията да се строят маломерни, а се преминава към строителство на средни по големина жилища.

7. Жилища по размер на полезната площ и по години на преброяванията

	1985		1992		2001	
	брой	%	брой	%	брой	%
Общо	2885209	100.0	3063149	100.0	3352225	100.0
До 29	235048	8.1	171693	5.6	186899	5.6
30 - 44	470350	16.3	422525	13.8	512476	15.3
45 - 59	804817	27.9	717363	23.4	803034	24.0
60 - 89	1078464	37.4	1290838	42.1	1373204	41.0
90+	296530	10.3	460730	15.1	476612	14.1

Фиг. 6. Жилища по размер на полезната площ и по години на преброяванията



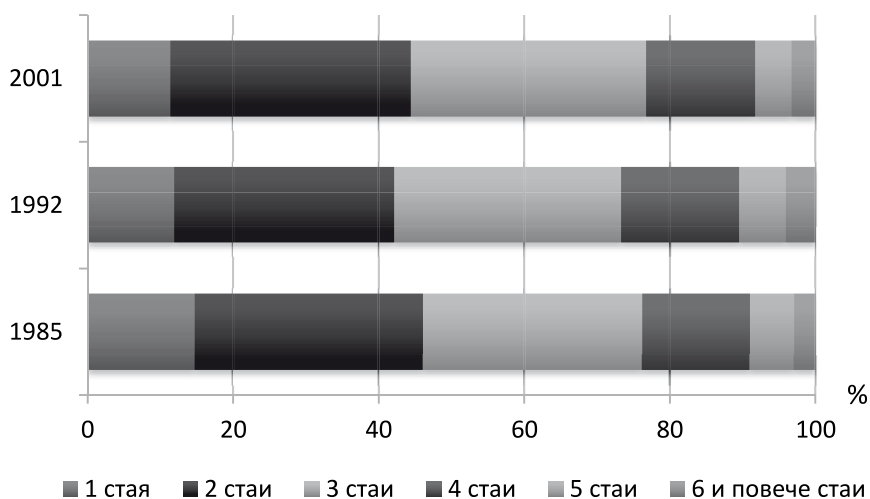
При разглеждане на жилищата по разпределението им по брой стаи се установява, че най-голям дял заемат жилищата с 2 и 3 стаи. В тази група попадат 65% както от всички, така и от обитаваните жилища, като в градовете този

процент е по-голям - 69, в сравнение със селата - 58% от всички и само 55% от обитаваните жилища.

8. Жилища по брой на стаите и по години на преброяванията

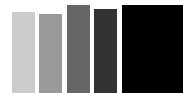
Брой стаи	1985		1992		2001	
	брой	%	брой	%	брой	%
Общо	2885209	100.0	3063149	100.0	3352225	100.0
1	423093	14.7	363386	11.9	379368	11.3
2	901859	31.3	923446	30.1	1106582	33.0
3	869894	30.1	954698	31.2	1081389	32.3
4	423980	14.7	495273	16.2	504518	15.0
5	178634	6.2	196085	6.4	167311	5.0
6 и повече	87749	3.0	130261	4.2	113057	3.4

Фиг. 7. Жилища по брой на стаите



При сравняване на разпределението на жилищата по брой стаи при последните две преброявания (1992 и 2001 г.) може да се каже, че относителният дял на едностайните жилища се запазва, при дву- и тристайните има леко увеличение, съответно с 3 и 1 пункта, а при четири-, пет- и шест- и повече стайните има намаление от 1 пункт.

Интерес представляват данните за необитаваните жилища. През 2001 г. в страната са преброени 533 118 необитавани жилища. Това са напълно необитавани жилища, т.е. в този брой не се включват жилищата в сградите за временно обитаване (вилите и къщите за почивка), които имат специфично



предназначение и се обитават от време на време. В тези 533 118 жилища са замразени 1 830 631 жилищни помещения и 30 706 000 кв. м полезна площ. За периода 1992 - 2001 г. броят на необитаваните жилища се е увеличил двойно - от 263 000 на 533 000, като 57% от тях се намират в градовете, а останалите 43% - в селата.

По форма на собственост 97% от всички жилища в страната са частна собственост. При разглеждане на съвкупността на обитаваните жилища, собственост на частни лица, се установява, че в 94% от тях живеят техните собственици, 5% са дадени под наем и по-малко от 1% се обитават съвместно от собственици и наематели.

При жилищата освен количествените характеристики – полезна площ, жилищна площ и брой стаи, от изключителна важност е и тяхната благоустроеност. Основни признаци, характеризиращи благоустроеността на всяко жилище, са неговата електрификация, водоснабденост и канализация.

От всички жилища в страната само 58% имат електричество, водопровод и централна канализация, 24% имат електричество, водопровод и септична шахта, а 10% - само електричество. В 2% от жилищата е посочено, че няма нито един от изброените признаци за благоустроеност. Съществено различие се наблюдава в благоустроеността на жилищата по местонамиране - град и село. Докато в градовете 85% от всички жилища имат електричество, водопровод и централна канализация, то за селата тези жилища са едва 14%. В селата най-голям процент са жилищата с електричество, водопровод и септична шахта, като вид канализация - малко повече от 50.

9. Обитавани жилища по степен на благоустроеност (електричество, водопровод и канализация) към 1.03.2001 година

	Общо		В градовете		В селата	
	брой	%	брой	%	брой	%
Общо	2790390	100.0	1879038	100.0	911352	100.0
Електричество, водопровод, централна канализация	1816209	65.1	1661633	88.5	154576	17.0
Електричество, водопровод, септична шахта	676190	24.2	152618	8.1	523572	57.4
Електричество, водопровод	115878	4.2	25022	1.3	90856	10.0
Водопровод и централна канализация	182	0.0	120	0.0	62	0.0
Водопровод и септична шахта	488	0.0	123	0.0	365	0.0
Електричество	175986	6.3	37790	2.0	138196	15.2
Водопровод	310	0.0	102	0.0	208	0.0
Без благоустройства	5147	0.2	1630	0.1	3517	0.4

Благоустроеността на обитаваните жилища е малко по-добра. От обитаваните жилища в страната 65% имат и трите признака за благоустроеност, като различието се запазва в разрез град - село. В градовете над 88%, а в селата само 17% имат пълна благоустроеност по отношение на електричество, водопровод и централна канализация.

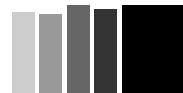
Ако се разгледат компонентите поотделно, може да се каже, че почти 100% от обитаваните жилища, независимо от тяхното местонамиране, са електрифицирани. Най-слабо е застъпена централната канализация, която в селата обхваща едва 14%, докато в градовете процентът на жилищата с тази благоустроеност е 85.

От изложеното дотук по отношение на благоустроеността на жилищата може да се каже, че все още значителна част от жилищата, особено в селата, не отговарят и не осигуряват на своите обитатели удобства, каквито би трябвало да предлага всяко жилище в началото на XXI век.

Наличието на баня и тоалетна е друга важна характеристика на всяко съвременен жилище. Течаща топла вода, баня и тоалетна имат 60% от обитаваните жилища в страната. За жилищата в градовете този процент е 81, а за селата - едва 17. Изключително нисък е броят на жилищата в селата, които имат вътре тоалетни. При 66% жилища с тоалетна за страната и 87% за градовете, то в селата само 24% от обитаваните жилища имат тоалетна в жилището.

От значение при определяне на благоустроеността на жилищата е начинът на тяхното отопление. Като най-добър начин на отопление за настоящия момент се приема парното отопление от централен източник. От общия брой на обитаваните жилища за страната само 15.8% се отопляват само с парно от централен източник. Ако прибавим и жилищата, в които като втори източник на отопление се използва електричество, то процентът им става 16.6. Жилищата с този начин на отопление са съсредоточени почти 100% в градовете. Отопяването с парно от собствен източник е застъпено изключително малко. Едва в 2.8% от жилищата за страната има изградени инсталации за парно отопление от собствен източник и се отопляват по този начин. Голям е процентът на жилищата, които използват електричеството като основен или допълнителен източник за отопляване. За градовете при близо 40% от жилищата електричеството се ползва като основен или допълнителен източник на отопление, като при 29.3% електричеството е единственият източник. В селата основен начин на отопление са въглищата и дървата. Близо 37% от обитаваните жилища в селата се отопляват с въглища и дърва, а повече от половината - само с дърва. В градовете с този вид отопление са 16%.

Данните от преброяването през 2001 г. показват, че средният брой домакинства, които живеят в едно жилище, се запазва както и при предишното преброяване. В едно жилище (общо за страната, в градовете и в селата) средно живее по едно домакинство. По брой на живущите лица в едно жилище за периода



1985 - 2001 г. също се наблюдава подобрене в структурата. При среден брой живущи лица в едно жилище 3.3 през 1985 г. броят им намалява на 2.8 през 2001 година. Рязко се увеличава относителният дял на жилищата, населявани само от едно лице. Ако през 1985 г. те са били по-малко от 13%, през 1992 г. техният дял вече е 16.6%, а през 2001 г. достига 20%. В същото време намалява делът на гъсто населените жилища с живущи в тях пет и повече лица. През 1965 г. делът на тези жилища е бил 33.8%, през 1985 г. спада на 19%, за да достигне 10.5% през 2001 година. Тази тенденция важи както за жилищата в градовете, така и за жилищата в селата.

10. Структура на обитаваните жилища по брой живущи лица и по години на преброяванията

(Проценти)

Брой лица	1985			1992			2001		
	общо	в градовете	в селата	общо	в градовете	в селата	общо	в градовете	в селата
Общо	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
1	12.8	10.5	16.8	16.6	14.2	21.2	20.1	17.8	24.9
2	25.4	21.6	31.8	27.2	24.3	32.9	28.9	26.6	33.5
3	20.2	23.4	14.8	20.3	23.4	14.3	22.1	25.2	15.6
4	22.6	27.2	14.4	20.9	24.9	13.1	18.4	20.9	13.4
5	9.5	9.3	10.0	7.9	7.6	8.4	6.3	6.1	6.8
6	6.3	5.5	7.6	4.6	3.8	6.2	2.7	2.3	3.7
7	1.8	1.4	2.6	1.5	1.1	2.3	0.8	0.7	1.2
8 и повече	1.4	1.1	2.0	1.0	0.7	1.6	0.7	0.4	0.9
Среден брой лица на 1 жилище	3.3	3.3	3.1	3.0	3.1	2.9	2.8	2.8	2.7

Средно на глава от населението се падат 15 кв. м жилищна площ, съответно 14 в градовете и 16 в селата. Този среден показател обаче скрива истинското положение, а именно, че една по-голяма част от населението все още живее натясно. Това се вижда, ако разгледаме показателя „среден брой лица на едно жилище по брой стаи“. Средно за страната в едно жилище живеят 2.8 лица, в едностайните - 2.1, а в двустайните - 2.6 лица, като общият брой на тези жилища (едно- и двустайни) възлиза на 42.7% от всички обитавани жилища.

Какви най-общи изводи могат да се направят на базата на разгледаните данни? През последния деветгодишен период се наблюдава прираст в количествените и качествените характеристики на жилищния фонд. Въпреки тази тенденция осигуреността с жилища у нас все още е незадоволителна. Тревожно е нарастването на необитаваните жилища. Това е част от жилищния

фонд на страната, на който трябва да се обърне специално внимание и чрез раздвижване на пазара тези жилища да се използват, било по предназначение или за други цели.

Поради малкия относителен дял на новото жилищно строителство по отношение на вече построеното, въпреки разрастването му в последните години, жилищният фонд в страната е все още недостатъчен по обем, с ниско качество и недостатъчна благоустроеност.

Жилищни сгради

Към 1 март 2001 г. жилищният сграден фонд в страната е 2 124 533, от които 740 450 - в градовете, и 1 384 083 - в селата. Към същата дата в тези сгради са преброени 3 678 441 жилища, от които 2 291 364 - в градовете, и 1 387 077 - в селата.

Жилищният сграден фонд общо за страната според отделните преброявания е представен в табл. 11.

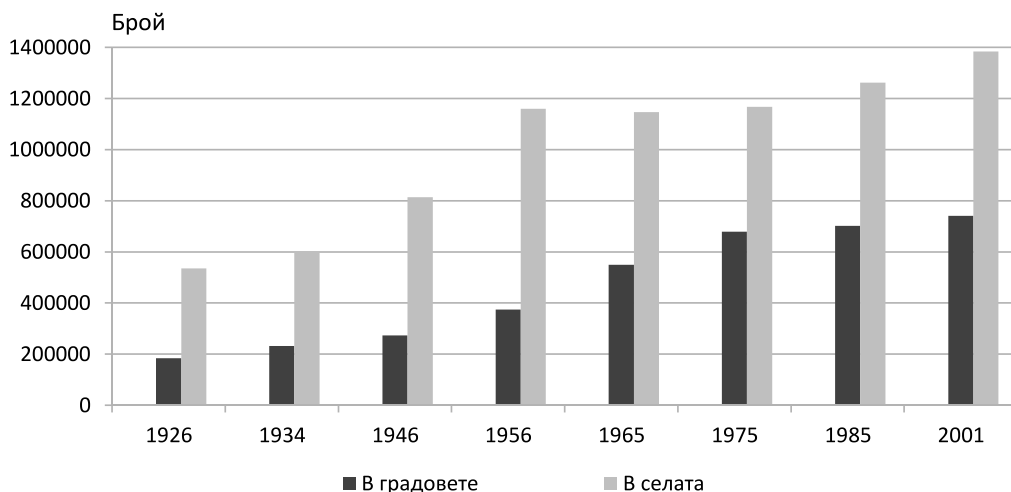
11. Жилищен сграден фонд по години на преброяванията

Години на преброяванията	Жилищни сгради - брой			Темп на нарастване спрямо предишното преброяване - %		
	общо	градове	села	общо	градове	села
1926	718583	183653	534930	x	x	x
1934	835401	232302	603099	116.3	126.5	112.7
1946	1086933	272616	814317	130.1	117.4	135.0
1956	1533507	373835	1159672	141.1	145.5	142.4
1965	1696437	549287	1147150	110.6	146.9	98.9
1975	1846747	679340	1167407	108.9	123.7	101.8
1985	1963511	701583	1261928	106.3	103.3	108.1
2001	2124533	740450	1384083	108.2	105.5	109.7

През целия разглеждан период броят на жилищния сграден фонд систематично се увеличава, т.е. установява се тенденция на непрекъснато нарастване. До 1956 г. тази тенденция се характеризира с висок темп на прираста, като той е най-голям за периода 1946 - 1956 година. През следващите години независимо от продължаващата тенденция на нарастване на сградния фонд темпът на прираста е сравнително малък. В годините между последните три преброявания той е между 6 и 9%.

За последните 15 години жилищният сграден фонд се е увеличил със 161 022, или с 8.2%, като в градовете увеличението е с 38 867, или с 5.5%, а в селата увеличението е със 122 155, или с 9.7%.

Общо в градовете през 2001 г. се намира около една трета (34.8%) от жилищния сграден фонд, а в селата - останалата част (65.2%).


Фиг. 8. Жилищен сграден фонд по години на преброяванията


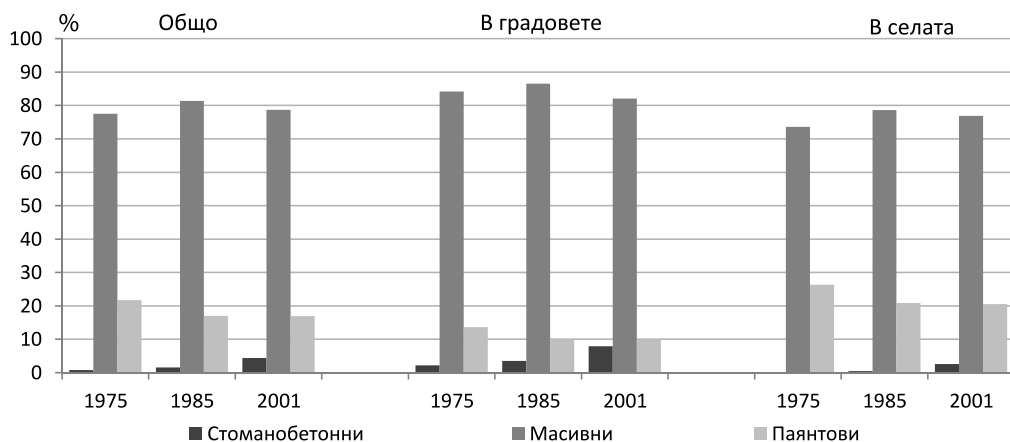
Конструкцията на сградите се определя основно от материала, от който са построени. Към сградите със стоманобетонна конструкция се включват построените от панели и стоманобетон; към масивните - от тухли и камък, и към паянтовете - от кирпич, дърво и други материали.

12. Жилищен сграден фонд по конструкция според преброяванията

	1965		1975		1985		2001	
	брой	%	брой	%	брой	%	брой	%
Общо	1696437	100.0	1846747	100.0	1963511	100.0	2124533	100.0
Стомано-бетонни	9954	0.6	15539	0.8	31328	1.6	94233	4.4
Масивни	1003738	59.2	1430833	77.5	1598835	81.4	1672019	78.7
Паянтови	682745	40.2	400375	21.7	333348	17.0	358281	16.9

Данните за конструкцията на жилищния сграден фонд показват, че преобладаващата част от жилищните сгради според преброяването през 2001 г. са масивни и стоманобетонни - 83.1%. От 1965 до 1985 г. дялът на паянтовете жилищни сгради непрекъснато намалява. От 40.2% през 1965 г. той спада на 17.0% през 1985 година. През 2001 г. дялът на паянтовете жилищни сгради се запазва на равнището от 1985 година.

Панелното и стоманобетонното строителство е характерно предимно за градовете. Според Преброяване 2001 съответно 69.2 и 60.5% от тези видове строителство са в градовете. От общия брой паянтови жилищни сгради към 1.03.2001 г. само 20.6% са в градовете, а останалите 79.4% - в селата.

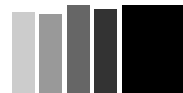
Фиг. 9. Жилищен сграден фонд по конструкция според преброяванията


Преобладаващата част от жилищния сграден фонд според преброяването през 2001 г. (64.1%) са едноетажни. Двуетажните съставляват близо една трета от всички сгради, или 95.5% от жилищните сгради в страната са едноетажни и двуетажни.

13. Жилищен сграден фонд по брой етажи към 1.03.2001 година

	Общо	Брой етажи			
		1	2	3 - 5	6 и повече
		Брой			
Общо	2124533	1362655	667210	78215	16453
В градовете	740450	410987	247846	65239	16378
В селата	1384083	951668	419364	12976	75
		Относителен дял - %			
Общо	100.0	64.1	31.4	3.7	0.8
В градовете	100.0	55.5	33.5	8.8	2.2
В селата	100.0	68.8	30.3	0.9	0.0

Високите жилищни сгради (6 и повече етажа) са малко повече от 16 хил., като в селата сградите на 6 и повече етажа са 75.



14. Жилищен сграден фонд по вид

Вид на сградата	1985		2001	
	брой	%	брой	%
Общо	1963511	100.0	2124533	100.0
Обитавани	1647858	83.9	1509819	71.0
Необитавани	66292	3.4	285170	13.4
Сгради за колективно домакинство	1310	0.1	818	0.1
Вили	248051	12.6	328726	15.5

Основната част от сградите, предназначени за живеене, са обитавани. Техният относителен дял е 71% от всички жилищни сгради. В градовете те са около 79%, а в селата - около 67%. В сравнение с 1985 г. дялът на обитаваните сгради общо за страната е намалел (от 83.9 на 71%), като в градовете намалението е с 8 пункта, а в селата - с 15 пункта.

Установяването на дела на необитаваните жилищни сгради дава възможност да се види каква част от сградния фонд не се използва по своето предназначение - за живеене.

Малко повече от 13% от всички жилищни сгради в страната, по данни от преброяването през 2001 г., са необитавани. В градовете дялът на необитаваните жилищни сгради е по-малък (около 9%) отколкото в селата (около 16%).

15. Обитавани жилищни сгради по брой на жилищата в тях

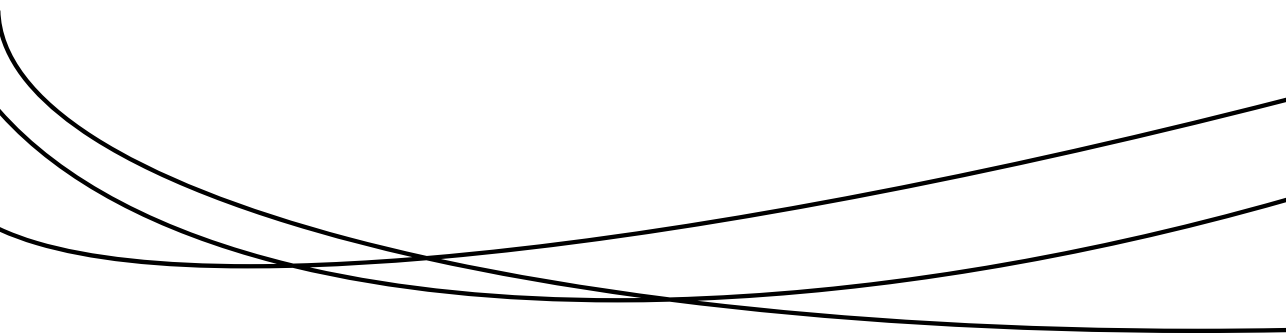
	Обитавани жилища - брой		Изменение спрямо предишното преброяване - %
	1985	2001	
Общо	1647858	1509819	-8.4
С 1 жилище	1459482	1259087	-13.7
С 2 жилища	112135	156913	+39.9
С 3 - 5 жилища	40472	50846	+25.6
С 6 - 9 жилища	9790	11671	+19.2
С 10 - 19 жилища	9145	11183	+22.2
С 20 - 49 жилища	10286	11378	+10.6
С 50 и повече жилища	6548	8741	+33.5

Намалението на обитаваните жилищни сгради през периода 1985 - 2001 г. се дължи, от една страна, на обстоятелството, че се строят предимно многожилищни сгради, като се събарят няколко малки сгради. Общо за страната обитаваните жилищни сгради с 1 жилище са намалели с 13.7%, тези с 2 жи-

лица са се увеличили с 40%, а при сградите с 50 и повече жилища увеличението е с 33.5%. Тъй като делът на обитаваните жилищни сгради в страната с 1 жилище е много голям (88% за 1985 г. и 83% за 2001 г.), общо обитаваните жилищни сгради намаляват с 8.4%. От друга страна, намалението на обитаваните жилищни сгради, респ. увеличението на необитаваните, се дължи и на намаляването на населението през този период (от 1985 до 2001 г. населението е намаляло с 1 020 000 души).

Обитаваните сгради за страната към 1.03.2001 г. с повече от 20 жилища в тях са едва 1.3% от всички обитавани сгради. Въпреки малкия им относителен дял в тях живее повече от една трета от населението. Първоначалният замисъл на многожилищните сгради е бил да се задоволят колкото може повече лица с жилища, но този замисъл с годините все повече показва своите недостатъци. В тези сгради поради концентрирането на много и различни по своите характеристики и финансова осигуреност лица трудно се осъществява тяхното архитектурно-строително и благоустройствено поддържане. Ето защо след 1990 г. рязко спада строителството на сгради с повече от 20 жилища.

**ИНФОРМАЦИИ, РЕЦЕНЗИИ,
КОНСУЛТАЦИИ**



**БЪЛГАРСКИТЕ ОБЩНОСТИ В УНГАРИЯ ПРЕЗ XIX - XX ВЕК.
МИГРАЦИИ И ИСТОРИКО-ДЕМОГРАФСКА ХАРАКТЕРИСТИКА**

Пенка Пейковска*

В монографията за пръв път българските общности в Унгария се анализират въз основа на преброяванията на населението там в периода 1880 - 2001 година. Обект на изследване от авторката Пенка Пейковска са банатските българи (до 1920 г.), българските градинари (до 1920 г.), студенти (до 1944 г.) и интелигенция (до 2000 г.). Представени са демографските им характеристики и някои социално-антропологически аспекти на тяхното развитие през XIX и XX век: структури по пол, възраст, вероизповедание, брачност, заетост и занятие, грамотност и образование, както и тяхната идентичност, интеграция и асимилация през призмата на количествени показатели за билингвизъм, етнически хетерогенни семейства, гражданство и др. Специално внимание е отделено на трудовите сезонни, детските и образователните миграции на българското население между България и Унгария.

Монографията (ISBN 978-954-2903-07-9) представлява ценен принос към историята на движенията на населението между Балканите и Централна Европа, а детайлното проследяване на динамиката в присъствието на българите в Унгария в продължение на 120 години създава солидна основа за бъдещи проучвания върху демографския механизъм на етническото оцеляване на големите български емигрантски общности в чужбина.

* Д-р, гл. ас., Институт за исторически изследвания при БАН, София; e-mail: pykvsk@yahoo.com.