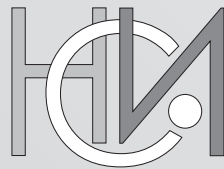


РЕПУБЛИКА БЪЛГАРИЯ  
REPUBLIC OF BULGARIA

НАЦИОНАЛЕН СТАТИСТИЧЕСКИ ИНСТИТУТ  
NATIONAL STATISTICAL INSTITUTE



# СТАТИСТИКА STATISTICS

3-4/2013

## **РЕДАКЦИОННА КОЛЕГИЯ**

Главен редактор: доц. д-р Йордан Калчев  
Зам. главен редактор: проф. д-р Венелин Бошнаков  
Членове: д-р Богдан Богданов, доц. д-р Веселин Минчев,  
проф. д.ик.н. Димитър Радилков, проф. д.ик.н. Емил Христов,  
доц. д-р Любомир Иванов, доц. д-р Мария Серафимова,  
проф. д-р Тодор Калоянов

Отговорен редактор: Пенка Димитрова  
Стилови редактори: Лидия Александрова, Мила Трифонова

## **EDITORIAL PANEL**

Editor in Chief: Ass. Prof. Yordan Kalchev, Ph.D.  
Vice Editor in Chief: Ass. Prof. Venelin Boshnakov, Ph.D.  
Members: Bogdan Bogdanov, Ph.D., Prof. Dimitar Radilov, Ph.D.,  
Prof. Emil Hristov, Ph.D., Ass. Prof. Lubomir Ivanov,  
Ph.D., Ass. Prof. Maria Serafimova, Ph.D.,  
Prof. Todor Kaloyanov, Ph.D., Prof. Vesselin Minchev, Ph.D.

Responsible editor: Penka Dimitrova  
Stylistic editors: Lidia Aleksandrova, Mila Trifonova

Адрес на редакцията:  
София, 1038, ул. „П. Волов” № 2, I ет., ст. 104  
тел. 9857 535; e-mail: publikacii@nsi.bg

Editorial address:  
2, P. Volov St., Sofia 1038, Bulgaria  
1<sup>st</sup> floor, room 104, tel. 9857 535;  
e-mail: publikacii@nsi.bg

РЕПУБЛИКА БЪЛГАРИЯ  
REPUBLIC OF BULGARIA



НАЦИОНАЛЕН СТАТИСТИЧЕСКИ ИНСТИТУТ  
NATIONAL STATISTICAL INSTITUTE

# СТАТИСТИКА STATISTICS

**3-4/2013**

**СОФИЯ, 2014**  
**SOFIA, 2014**

Decorative wavy lines at the bottom of the page, consisting of several overlapping, curved black lines that sweep across the width of the page.





## СЪДЪРЖАНИЕ

		Стр.
<b>ТЕОРИЯ И МЕТОДОЛОГИЯ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ ИЗУЧАВАНИЯ</b>		
Емил Христов	Факторни модели за общото, прякото и косвеното влияние на повъзрастовата смъртност върху изменението на средната продължителност на живот .....	9
Елка Атанасова	БВП по метод на доходите - оценка на компенсация на наетите лица в съпоставими цени (на предходна година и по цени на 2005 година) .....	47
Асен Ковачев	Алгоритъм за оптимизиране на пренесената и добавената стойност в произведената продукция - за устойчиво развитие на икономиката .....	85
Йордан Калчев Вера Велева	Калибрация на данни от социални изследвания .....	99
<b>РАЗВИТИЕ НА СТАТИСТИЧЕСКАТА ТЕОРИЯ И ПРАКТИКА</b>		
Антон Герунов	Връзка между икономическите очаквания и стопанската динамика в ЕС-27 .....	127
Георги Червенски	Биспектрален анализ на влиянието на преките чуждестранни инвестиции, равнището на безработицата и паричен агрегат M2 върху цикличността на крайното потребление на домакинствата .....	161
Петя Брайнова	Декомпозиция на разликата в средната продължителност на предстоящия живот чрез анализ на обгръщането и връзка с метода на Das Gupta (1978) .....	183
<b>СТАТИСТИЧЕСКИ ИЗСЛЕДВАНИЯ И АНАЛИЗИ</b>		
Пенка Пейковска Нина Киселкова	Руската имиграция в България според преброяванията на населението през 1920 и 1926 година .....	211
<b>ИНФОРМАЦИИ, РЕЦЕНЗИИ, КОНСУЛТАЦИИ</b>		
***	Тържествено честване по повод Международната година на статистиката .....	244
Арслан Ахмедов	Шеста конференция на Европейския форум за геостатистика	247
Димитър Радилев	Научна конференция в икономически университет - Варна ..	251
***	Светът на статистиката .....	256

**СОДЕРЖАНИЕ**

Стр.

**ТЕОРИЯ И МЕТОДОЛОГИЯ СТАТИСТИЧЕСКИХ  
ИССЛЕДОВАНИЙ**

Емил Христов	Факторы модели общего, прямого и косвенного воздействия смертности по возрасту на изменение средней продолжительности жизни .....	9
Елка Атанасова	ВВП по методу доходов - оценка компенсации нанятых лиц в сопоставимых ценах (ценах предыдущего года и ценах 2005 года).....	47
Асен Ковачев	Алгоритм для оптимизации перенесенной и добавленной стоимости в произведенной продукции - для устойчивого развития экономики .....	85
Йордан Калчев Вера Велева	Калибровка данных с социальных исследований .....	99

**РАЗВИТИЕ СТАТИСТИЧЕСКОЙ ТЕОРИИ И  
ПРАКТИКИ**

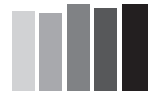
Антон Герунов	Връзка между икономическите очаквания и стопанската динамика в ЕС-27 .....	127
Георги Червенски	Биспектральный анализ воздействия прямых иностранных инвестиций, уровня безработицы и денежного агрегата M2 на цикличность конечного потребления домашних хозяйств .....	161
Петя Брайнова	Декомпозиция разницы в средней продолжительности предстоящей жизни путем анализа обволачивания и методом Das Gupta (1978) .....	183

**СТАТИСТИЧЕСКИЕ ИССЛЕДОВАНИЯ И АНАЛИЗЫ**

Пенка Пейковска Нина Киселкова	Русская эмиграция в Болгарии согласно переписей населения 1920 и 1926 годов .....	211
-----------------------------------	---	-----

**ИНФОРМАЦИИ, РЕЦЕНЗИИ, КОНСУЛЬТАЦИИ**

***	Торжественное празднование по случаю Международного года статистики .....	244
Арслан Ахмедов	Шестая конференция Европейского форума по геостатистике .....	247
Димитър Радилев	Научная конференция, Университет экономики - г. Варна .....	251
***	Мир статистики .....	256



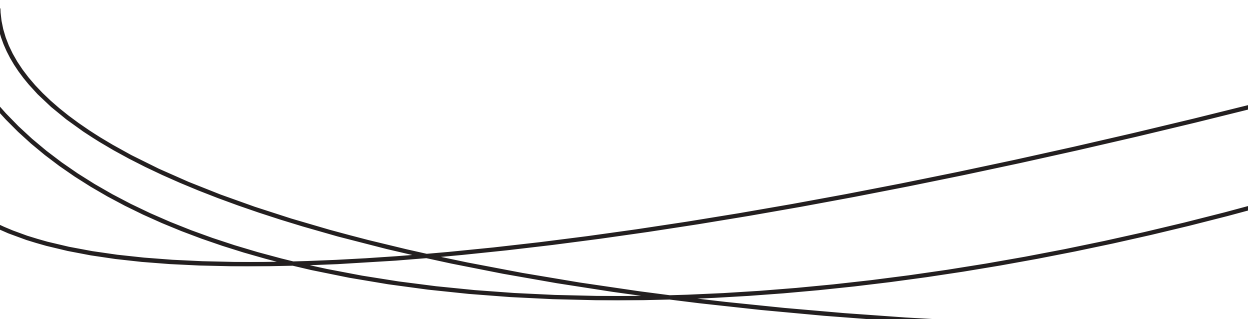
## CONTENTS

	Page
<b>THEORY AND METHODOLOGY OF THE STATISTICAL SURVEYS</b>	
Emil Hristov	9
Factor models for the general, direct and indirect impact of mortality by age on the change in the expectation of life .....	
Елка Атанасова	47
GDP by the income approach - assessment of employees compensation in comparable prices (the previous year and 2005 prices) .....	
Assen Kovachev	85
Algorithm for optimization of costs with value added in the production -for sustainable development of economy .....	
Jordan Kaltchev	99
Calibration of data from social surveys .....	
Vera Veleva	
<b>DEVELOPMENT OF THE STATISTICAL THEORY AND PRACTICE</b>	
Anton Gerunov	127
Linkages between expectations and economic dynamics in EU-27	
Georgi Chervenski	161
Bispectral analysis of the impact of direct foreign investment, unemployment level and monetary aggregate m2 on cyclicity of the final household consumption .....	
Petya Braynova	183
A decomposition of the difference in life expectancy through data envelopment analysis and its relationship with the method of Das Gupta (1978) .....	
<b>STATISTICAL SURVEYS AND ANALYSIS</b>	
Penka Peykovska	211
Russian emigration to Bulgaria according to the 1920 and 1926 population census .....	
Niana Kisselkova	
<b>INFORMATION, REVIEWS, CONSULTATIONS</b>	
***	244
Grand celebration on the occasion of the International Year of Statistics .....	
Arslan Ahmedov	247
The 6th Conference of the European Forum for geostatistics.....	
Dimitar Radilov	251
Scientific Conference, University of Economics - Varna.....	
***	256
The World of Statistics .....	

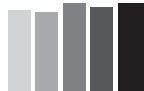




**ТЕОРИЯ И МЕТОДОЛОГИЯ НА  
СТАТИСТИЧЕСКИТЕ ИЗУЧАВАНИЯ**







## ФАКТОРНИ МОДЕЛИ ЗА ОБЩОТО, ПРЯКОТО И КОСВЕННОТО ВЛИЯНИЕ НА ПОВЪЗРАСТОВАТА СМЪРТНОСТ ВЪРХУ ИЗМЕНЕНИЕТО НА СРЕДНАТА ПРОДЪЛЖИТЕЛНОСТ НА ЖИВОТА

*Емил Христов\**

### Въведение

Настоящата статия е продължение на предходната статия на автора „Факторни модели за общото влияние на повъзрастовата смъртност върху изменението на средната продължителност на живота”, публикувана в сп. „Статистика”, кн. 1 - 2/2012. В нея са представени три модела за влияние на промените или различията на смъртността  $\Delta q_x$  на отделните единични възрасти  $x$  години (по-точно в отделните едногодишни възрастови интервали  $x, x + 1$  години) върху промяната или разликата  $\Delta e_0$  между две средни продължителности на живота. Логическите и методологичните основи на трите факторни модела са изведени и обосновани с две последователни концепции за общото влияние на повъзрастовата смъртност върху  $\Delta e_0$ . Първата концепция е методологията на таблиците за смъртност, с която се изчислява средната продължителност на живота  $e_0$  на дадено население за една календарна година или за период от две до три съседни години, докато втората концепция е за анализ на процеси. Според първата концепция с таблиците за смъртност се измерва доживяването на един хипотетичен брой живородени  $l_0 = 100\ 000$  на началната възраст 0 години, който непрекъснато намалява до всяка следваща точна възраст  $x = 1, 2, \dots, w$  години под влиянието на смъртността с вероятностите  $q_x$  във всеки възрастов интервал  $x, x + 1$  години. Крайната (гранична) възраст  $w$  години е последната най-висока възраст на доживяване, след която се приема, че нито един човек няма да доживее следващата точна възраст  $w + 1$  години. На практика се допуска, че  $w + 1$  може да бъде 101 или 105 години, но точната възраст  $w$  е най-високата доживяна възраст на най-старото умряло лице от наблюдаваното фактическо население. Или във всяка таблица за смъртност се определя хипотетичният брой на доживелите  $l_1 > l_2 > \dots > l_w$  до всяка точна възраст  $x = 1, 2, \dots, w$  години под

\* Д.ик.н., професор; e-mail: [emil\\_hristov\\_37@hotmail.com](mailto:emil_hristov_37@hotmail.com).

влияние на вероятностите за умирање  $q_x$ . С броя на доживелите  $l_x$  се

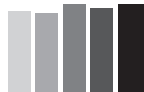
пресмята средната продължителност на живота  $e_0 = \frac{T_0}{l_0} = \frac{\sum_{x=1}^w l_x}{l_0} + 0,5$  (Русев, Сугарев, 2008).

За нуждите на анализа на  $\Delta e_0$  обаче по-подходяща е

следната формула: 
$$e_0 = \frac{T_0}{l_0} = \frac{\sum_{x=1}^w \Delta l_x + 50000}{l_0} = \frac{T_{l,w} + 50000}{l_0}.$$

В нея  $T_{l,w}$  е броят на всички доживели  $l_x$  до точните възрасти от една до  $w$  години, докато  $T_0$  е броят на всички живеещи  $L_x$  (преживени човекогодини) от началната възраст 0 години до  $w + 1$ , при условие че средната възраст на умирање в отделните възрастови интервали  $x, x + 1$  години е  $x + 0.5$  години. Според посочената формула влиянието на повъзрастовата смъртност е, че колкото по-малки са вероятностите за умирање  $q_x$  в детските и младите възрасти, толкова доживелите  $l_x$  са по-големи числа не само на тези възрасти, но и на следващите, откъдето е по-голяма и  $e_0$ . И обратно, при големи вероятности за умирање  $q_x$  в детските и младите възрасти доживелите са по-малки числа, откъдето по-малка е и  $e_0$ . Следователно след като се приема, че две хипотетични населения - един и същ брой живородени  $l_0 = 100\,000$ , измират в целия възрастов интервал от 0 до  $w + 1$  години, задачата на анализа на  $e_0$ , откъдето и на  $\Delta e_0$ , е колко различно измират двете  $l_0$  до отделните последователни възрасти  $x$  години от 0 до  $w$  години. От различното умирање зависи и различното доживяване на двете хипотетични населения до отделните последователни възрасти  $x$  години, защото смъртността и доживяемостта са два противоположни или алтернативни, но взаимозависими и допълващи се процеса. По-нататък от първата концепция за анализа на  $\Delta e_0$  (методологията на таблиците за смъртност) произлиза и едно по-точно определение на преживяемостта. За разлика от доживелите  $l_x$  до точната възраст  $x$  години тя се представя с показателя  $L_x$ , или с хипотетичния брой на живеещите във всеки възрастов интервал  $x, x + 1$  години. Този показател е традиционният в демографската статистика,

с който се изчислява  $e_0 = \frac{T_0}{l_0} = \frac{\sum_{x=0}^w L_x}{l_0}$ , където  $T_0$  е известният общ брой



на всички живеещи (преживени човекогодини) от всички едногодишни възрастови интервали  $x$ ,  $x + 1$  години. Показателят  $L_x$  е по-точен по възраст от броя на доживелите  $l_x$ , ако отчита различията на смъртността в началото и в края на всеки интервал  $x$ ,  $x + 1$  години, а не една и съща смъртност в целия интервал (Chiang, 1977). Освен това според горната формула  $e_0$  включва броя на живеещите  $L_0$  в началния възрастов интервал  $0 - 1$  години, който отразява много важната детска смъртност само в този интервал. Предходната формула за  $e_0$  с  $l_x$  отразява също важната детска смъртност, но започва с  $l_1$ . Или обобщено за  $L_x$ , колкото той е по-точно измерен, толкова по-точен и с по-големи възможности е анализът на разликата  $\Delta e_0$ .

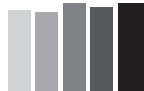
Втората концепция е за анализа на процеси. Според нея както средната продължителност на живота  $e_0$  е краен резултат от влиянието на смъртността  $q_x$  на всички възрасти от началната  $0$  години до последната  $w + 1$  години, така и анализът на разликата между две средни продължителности на живота  $\Delta e_0$  трябва да се извърши с разликите  $\Delta q_x$  между вероятностите за двете сравнявани населения на всички възрасти! Това условие важи не само за анализа на  $\Delta e_0 = e_0^2 - e_0^1$  в динамичен аспект, например между  $e_0^2$  през дадена отчетна година (период) спрямо  $e_0^1$  през някаква предходна (базисна) година или период. Напротив, посоченото условие е задължително и при анализа на разликата  $\Delta e_0$  за един и същ период, но на две различни населения. На практика е прието  $e_0^2$  да бъде за населението с по-голямата  $e_0$ , но за анализа няма никакво значение дали  $\Delta e_0 = e_0^2 - e_0^1$  или  $\Delta e_0 = e_0^1 - e_0^2$ . Именно с такъв анализ може най-ясно и точно да се покаже погрешността според теорията на вероятностите на всякакви други подходи и модели, които не са съобразени с концепцията за анализа на процеси (Христов, 2012). Според тази концепция анализът на  $\Delta e_0$  може да се извърши с разликите  $\Delta l_x = l_x^2 - l_x^1$  или  $\Delta L_x = L_x^2 - L_x^1$ :

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

и

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

Ако от горните формули отпадне константата  $l_0 = 100\ 000$ , разликите  $\Delta e_0$  се превръщат в много удобните за анализ разлики  $\Delta T_0 = T_0^2 - T_0^1 = \sum_{x=1}^w \Delta l_x = \sum_{x=0}^w \Delta L_x$ . В този случай  $\Delta T_0$  е прирастът (увеличението) или намалението на преживените човекогодици  $T_0^2$  на едното население спрямо преживените човекогодици  $T_1$  на другото население. Разликите  $\Delta l_x$  и  $\Delta L_x$  обаче не показват в явен вид влиянието на повъзрастовата смъртност чрез съответните разлики на вероятностите за умирање  $\Delta q_x = q_x^2 - q_x^1$ . Това влияние се измерва най-напред върху табличния брой на умрелите  $d_x$  в таблиците за смъртност (Христов, 2012). За целта се използва основната зависимост в тези таблици, чрез която се извеждат всички техни показатели:  $d_x = q_x l_x$ , или по-точно  $d_{x,x+1} = q_{x,x+1} l_x$  за всеки възрастов интервал  $x, x + 1$  години. Същата зависимост е началният (стартов) модел за съставянето на таблиците за смъртност и на това основание може да се разглежда като начален факторен модел за влиянието на повъзрастовата смъртност върху крайните разлики за преживяемостта  $\Delta T_0$  и  $\Delta e_0$ . В него  $q_x$  и  $l_x$  са две дискретни факторни променливи, а  $d_x$  е зависимата дискретна променлива. По този начин задачата за измерване на общото влияние на повъзрастовата смъртност върху разликите  $\Delta T_0$  и  $\Delta e_0$  се решава с теорията на вероятностите, защото от  $l_0$  и основната зависимост  $d_{x,x+1} = q_{x,x+1} l_x$  се получават рекурентно всички  $l_{x+1} = l_x - d_{x,x+1}$  за следващите възрасти, а чрез тях и всички останали показатели  $L_x, T_0$  и  $e_0$ . По този начин разликите  $\Delta d_x$  се дължат на общото влияние на повъзрастовата смъртност, което включва прякото влияние на фактора  $q_x$  чрез разликите  $\Delta q_x = q_x^2 - q_x^1$  и косвеното влияние на фактора  $l_x$  чрез разликите  $\Delta l_x = l_x^2 - l_x^1$  във всеки възрастов интервал  $x, x + 1$  години. Влиянието на фактора  $l_x$  се определя като косвено, защото в интервала  $x, x + 1$  години то не се дължи на разликата в смъртността  $\Delta q_x$ . То е също влияние, защото една част от  $\Delta d_x$  се дължи на разликата  $\Delta l_x = l_x^2 - l_x^1$ . От своя страна тази разлика е в резултат на общото влияние на смъртността от началната възраст 0 години до точната възраст  $x$  години или долната граница на възрастовия интервал  $x, x+1$  години. Следователно за общото влияние на повъзрастовата смъртност има три факторни модела, които са изведени чрез разликите  $\Delta d_x = d_x^2 - d_x^1$  (Христов, 2012). От това извеждане се получават обратните разлики  $\Delta d_x^1 = d_x^1 - d_x^2$  за табличния брой на преживелите или непреживелите възрастовия интервал  $x, x+1$  години



от населението с  $e_x^2$ . Същите разлики  $\Delta d'_x$  се интерпретират като ефекти от общото влияние на повъзрастовата смъртност върху крайните разлики за преживяемостта  $\Delta T_0$  и  $\Delta e_0$ . С първия модел се отчита приносът на общото влияние на смъртността чрез  $\Delta d'_x$  само в отделния възрастов интервал  $x, x + 1$  години. В модела с разликите  $\Delta l_x$  се измерва също общото влияние на смъртността с  $\Delta d'_x$ , но обратно - от началната възраст 0 години до точната възраст  $x$  години. Аналогично и в модела с разликите  $\Delta L_x$  се измерва общото влияние на смъртността с  $\Delta d'_x$  от 0 години до средните възрасти на умирање на двете населения във всеки интервал  $x, x + 1$  години. По-нататък с трета авторова концепция ефектът  $\Delta d'_x$  от общото влияние на смъртността в интервала  $x, x + 1$  години се разделя на пряк ефект  $\Delta d'_{xq}$  само от разликата на смъртността  $\Delta q'_x = q_x^1 - q_x^2$  и на косвен  $\Delta d'_{xl}$  само от разликата в броя на доживелите  $\Delta l'_x = l_x^1 - l_x^2$ . Тези ефекти са крайната цел на задачата на настоящата статия. Преди да бъдат изведени тези факторни ефекти, ще бъдат представени и интерпретирани накратко трите изходни модела за общото влияние на повъзрастовата смъртност, разгледани в предходната статия.

### 1. Факторни модели за общото влияние на повъзрастовата смъртност

Най-напред с  $\Delta d'_x$  се извежда моделът с разликите  $\Delta l_x$ . Според основната зависимост или стартовия модел на таблиците за смъртност  $d_x = q_x l_x$  броят на доживелите  $l_x$  до всяка възраст  $x$  години се извежда от  $l_0$  и табличния брой на умрелите от началната възраст 0 години до точната възраст  $x - 1$  години. Или необходимата за този анализ разлика:

$$\begin{aligned} \Delta l_x &= l_x^2 - l_x^1 = (l_0 - d_0^2 - d_1^2 - d_2^2 - \dots - d_{x-1}^2) - (l_0 - d_0^1 - d_1^1 - d_2^1 - \dots - d_{x-1}^1) = \\ &= (d_0^1 - d_0^2) + (d_1^1 - d_1^2) + (d_2^1 - d_2^2) + \dots + (d_{x-1}^1 - d_{x-1}^2) = \sum_{t=0}^{x-1} \Delta d'_t \end{aligned}$$

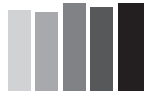
След това ако тази сума се замести в сумата за  $\Delta l_x$ , се получава двойната сума  $\Delta T_{l,m} = \sum_{x=1}^m \Delta l_x = \sum_{x=1}^m \sum_{t=0}^{x-1} \Delta d'_t$ , където  $m = x - 1$ . Ако за улеснение се работи с една сума на разликите  $\Delta d'_x$ , горният израз има следния вид:  $\Delta T_{l,m} = \sum_{x=1}^m \Delta l_x = \sum_{x=0}^m (m-x) \Delta d'_x$ , където  $\Delta T_{l,m}$  е прирастът или намалението на преживените човекогодини от населението с  $e_0^2$  спрямо

преживените човекодини от населението с  $e_0^1$  от началната възраст 0 години до точната възраст  $m = x$  години. Или  $m$  е броят на разликите  $\Delta l_x$  от възрастта една година до възрастта  $x$  години или броят на разликите  $\Delta d'_x$  от възрастта 0 години до възрастта  $x - 1$  години.

Според този модел всяка разлика  $\Delta l_x$  или съответната сума на  $\Delta d'_x$  измерва общото влияние на промените или разликите на повъзравостата смъртност от началната възраст 0 години до точната възраст  $x$  години. По този начин  $\Delta l_x$  е алгебрична сума на обратните разлики  $\Delta d'_0 + \Delta d'_1 + \Delta d'_2 + \dots + \Delta d'_{x-1}$ , които могат да бъдат както положителни, така и отрицателни величини. Следователно анализът на  $\Delta e_0$  трябва да започва с обратните разлики  $\Delta d'_x$ , за да се види от кои  $\Delta d'_x$  произлиза общата положителна или отрицателна разлика  $\Delta l_x$ . По определение всяка обратна разлика  $\Delta d'_x > 0$  се интерпретира като брой на преживелите възрастовия интервал  $x, x + 1$  години от населението с по-малкия табличен брой на умрелите в сравнение с по-големия табличен брой на умрелите на другото население. И обратно, ако  $\Delta d'_x < 0$ , тя е броят на непреживелите възрастовия интервал  $x, x + 1$  години от населението с по-големия табличен брой на умрелите в сравнение с по-малкия табличен брой на умрелите на другото население. Или всеки брой на преживелите от едното население е точно равен по абсолютна стойност на броя на непреживелите от другото население (Христов, 2012). На следващия етап на анализа прирастът или намалението на преживените човекодини  $\Delta T_{i,m}$  от населението с  $e_0^2$  спрямо преживените човекодини от населението с  $e_0^1$  се изразява също с преживелите  $\Delta d'_x > 0$  и непреживелите  $\Delta d'_x < 0$  във всички  $\Delta l_x$  от началната възраст 0 години до точната възраст  $x$  години. Според това представяне на всяка  $\Delta l_x$  първата разлика е  $\Delta l_1 = l_1^2 - l_1^1 = (l_0 - d_0^2) - (l_0 - d_0^1) = (d_0^1 - d_0^2) = \Delta d'_0$ . Втората разлика  $\Delta l_2$  е равна на  $(l_0 - d_0^2 - d_1^2) - (l_0 - d_0^1 - d_1^1) = (d_0^1 - d_0^2) + (d_1^1 - d_1^2) = \Delta d'_0 + \Delta d'_1$  и т.н. до последната разлика:

$$\begin{aligned} \Delta l_x &= (l_0 - d_0^2 - d_1^2 - \dots - d_{x-1}^2) - (l_0 - d_0^1 - d_1^1 - \dots - d_{x-1}^1) = \\ &= (d_0^1 - d_0^2) + (d_1^1 - d_1^2) + \dots + (d_{x-1}^1 - d_{x-1}^2) = \\ &= \Delta d'_0 + \Delta d'_1 + \Delta d'_2 + \dots + \Delta d'_{x-1} \end{aligned}$$





С това представяне на разликите  $\Delta l_x$  първата обратна разлика  $\Delta d'_0$  се среща  $m$  пъти в  $\Delta T_{l,m}$ , втората разлика  $\Delta d'_1$  се среща  $(m - 1)$  пъти, третата  $\Delta d'_2$  е с  $(m - 2)$  участия и тъй нататък до последната разлика  $\Delta d'_{x-1}$ , която участва в  $\Delta T_{l,m}$  само един път, защото  $[x-(x-1)]=1$ . По този начин  $\Delta T_{l,m}$  може да се изрази чрез многократното участие на обратните разлики  $\Delta d'_x$  в съответните разлики  $\Delta l_x$ . Оттук може да се направи обобщение за всички възрасти от 0 до  $w$  години, според което моделът с разликите  $\Delta l_x$  при  $m=w$  години се превръща в модела за крайните ефекти:

$$\Delta T_{l,m} = T_{l,m}^2 - T_{l,m}^1 = \Delta T_0 = \sum_{x=1}^w \Delta l_x = \sum_{x=0}^w (w+1-x) \Delta d'_x,$$

където  $\Delta T_{l,m} = \Delta T_0$  е прирастът или намалението на преживените човекогодина от населението с  $e_0^2$  спрямо преживените човекогодина на населението с  $e_0^1$  от началната възраст 0 години до последната  $w$  години.

С този модел при възприета последна възраст за доживяване, например  $w = 100$  години, първата обратна разлика за преживелите  $\Delta d'_0$  от началния възрастов интервал 0 - 1 години участва в  $\Delta T_0$  всичко  $(100+1-0) = 101$  пъти. Следващата обратна разлика  $\Delta d'_1$  участва в  $\Delta T_0$  всичко 100 пъти, защото  $(100+1-1) = 100$  и т.н. до последната обратна разлика  $\Delta d'_w$  в интервала  $w, w + 1$  години. Тя участва в  $\Delta T_0$  само един път, защото  $(100+1-100) = 1$ . Всяко произведение  $\Delta d'_x (w+1-x)$  е прираст при  $\Delta d'_x > 0$  или намаление при  $\Delta d'_x < 0$  на преживените човекогодина от населението с  $e_0^2$ . Същото произведение е крайният ефект от общото влияние на смъртността на всички възрасти върху  $\Delta T_0$  и  $\Delta e_0$ . Тъй като  $\Delta d'_x$  са разлики, всеки прираст на преживените човекогодина  $\Delta d'_x (w+1-x) > 0$  за едното население е едновременно намаление или загуба на преживени човекогодина  $\Delta d'_x (w+1-x) < 0$  за другото население. Колкото е по-голяма по абсолютна стойност разликата  $\Delta d'_x$ , толкова по-голям се очаква да бъде и приносът на смъртността в съответния възрастов интервал върху крайния ефект  $\Delta T_0$ . Върху същия краен ефект обаче влияе и вторият фактор  $(w+1-x)$  години, защото колкото е по-отдалечен възрастовият интервал  $x, x + 1$  години, толкова по-голям ще бъде и приносът  $\Delta d'_x (w+1-x)$  върху  $\Delta T_0$ . Той е наименуван „брой на годините за доживяване на един човек от  $\Delta d'_x$  от възрастта  $x$  до последната най-висока възраст  $w+1$  години” (Христов, 2012). Подобно на обратната разлика  $\Delta d'_x$ , която е показател на процеса за преживяване и е алтернативен на разликата  $\Delta d_x$  за умиране, така и показателят  $(w+1-x)$  години за доживяване

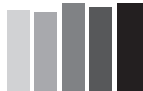
е алтернативен на възрастта  $x$  години за умирање от 0 до  $x$  години. Или с модела за крайните ефекти се оценява приносът на общото влияние на смъртността чрез броя на преживелите  $\Delta d'_x$  само от възрастовия интервал  $x, x + 1$  години върху разликите  $\Delta T_0$  и  $\Delta e_0$ . Ако  $x > 0$  години, моделът за крайните ефекти има вида:

$$\Delta T_{x,w} = T_{x,w}^2 - T_{x,w}^1 = \sum_x^w (w+1-x) \Delta d'_x,$$

където  $\Delta T_{x,w}$  е прирастът или намалението на преживените човекогодина от населението с  $e_x^2$  спрямо преживените човекогодина от населението с  $e_x^1$  за възрастовия интервал от  $x$  до  $w$  години.

В частния случай с  $d_x^1 = d_x^2$ ,  $\Delta d'_x = 0$ . При него няма никакъв краен ефект - прираст или намаление на човекогодина от възрастовия интервал  $x, x + 1$  години, защото  $\Delta d'_x (w+1-x) = 0$  от общото влияние на смъртността  $\Delta d'_x = 0$  във възрастовия интервал.

Другият факторен модел е с по-точния показател за преживяемостта  $L_x$ , или броя на живеещите във всеки възрастов интервал  $x, x + 1$  години. Конкретните предимства на  $L_x$  в сравнение с показателя  $l_x$  са изложени във въведението на настоящата статия и в предходната статия (Христов, 2012). Основното предимство произлиза от по-точната формула на  $L_x$ , която показва неговата връзка с предходния показател  $l_x$  в таблиците за смъртност:  $L_x = l_x - d_x + a_x d_x$ , където  $a_x$  е прословутата „фракция“ на Чанг (Chiang, 1977). Според нейната по-ясна демографска интерпретация в моята предходна статия тя е средната възраст на умирање в интервала  $x, x + 1$  години. По този начин  $L_x$  може да се интерпретира по-точно и като брой на доживелите до средната възраст на умирање  $x + a_x$  години подобно на броя на доживелите  $l_x$  до точната възраст на умирање  $x$  години (Христов, 2012). Тази интерпретация на  $L_x$  показва, че една от неговите дефиниции като брой на доживелите до определена дата (обикновено края на календарна година) е неточна, защото е много груба и приблизителна (Русев, Сугарев, 2008). Единственото точно определение на  $L_x$  като хипотетичен брой на доживелите до края на дадена календарна година може да се даде само чрез кохортните вероятности за умирање, съставени със съвкупности на умрелите от II род. С по-точната формула на  $L_x$  от неговото представяне чрез броя на доживелите  $l_x$ , броя на умрелите  $d_x$  и броя на умрелите до средната възраст  $x + a_x$  години във възрастовия интервал  $x, x + 1$  години се извежда точната разлика  $\Delta L_x$  в същия възрастов интервал:



$$\begin{aligned}\Delta L_x &= L_x^2 - L_x^1 = (l_x^2 - d_x^2 + a_x^2 d_x^2) - (l_x^1 - d_x^1 + a_x^1 d_x^1) = \\ &= (l_x^2 - l_x^1) + (d_x^1 - d_x^2) + (a_x^2 d_x^2 - a_x^1 d_x^1) = \\ &= \Delta l_x + \Delta d_x' + \Delta a_x d_x\end{aligned}$$

С  $\Delta L_x$  се съставя третият факторен модел за общото влияние на смъртността чрез броя на преживелите  $\Delta d_x'$  от началната възраст 0 години до средната възраст за доживяване  $x$ ,  $x + a_x$  години:

$$\Delta T_x = T_x^2 - T_x^1 = \sum_{x=0}^m \Delta L_x = \sum_{x=0}^m (\Delta l_x + \Delta d_x' + \Delta a_x d_x) = \sum_{x=0}^m [(m+1-x) \Delta d_x' + \Delta a_x d_x],$$

където  $\Delta T_x$  е прирастът или намалението на преживените човекогодина от населението с  $e_x^2$  спрямо преживените човекогодина от населението с  $e_x^1$  за възрастовия интервал от 0 до възрастта  $x + a_x$  години.

Подобно на втория факторен модел с разликите  $\Delta l_x$  и третият с разликите  $\Delta L_x$  е за прирасти или намаления на преживените човекогодина от началната възраст 0 до следващите по-високи възрасти  $x + a_x$  години. При  $m=w=100$  години третият модел подобно на втория се превръща в модела за крайните ефекти за целия възрастов интервал от 0 години до последната възраст  $w$  години:

$$\Delta T_0 = T_0^2 - T_0^1 = \sum_{x=0}^w \Delta L_x = \sum_{x=0}^w [(w+1-x) \Delta d_x' + \Delta a_x d_x].$$

Посочената трансформация на втория и третия факторен модел в модела за крайните ефекти има не само голямо познавателно значение за анализа на преживяемостта от общото влияние на повъзрастовата смъртност в отделните възрастови интервали. Тя се прави и с още една важна цел - чрез броя на преживелите  $\Delta d_x'$  да се измери прякото и косвеното влияние на повъзрастовата смъртност върху крайните разлики за преживяемостта  $\Delta T_0$  и  $\Delta e_0$ . Тези влияния се извеждат и обсъждат по-нататък в статията.

## 2. Разпределяне на общото влияние на смъртността на пряко и косвено във възрастовия интервал $x$ , $x + 1$ години

Според третата концепция за анализ на  $\Delta T_0$  и  $\Delta e_0$  неговата крайна цел и задача е да се раздели общото влияние на повъзрастовата смъртност  $\Delta d_x'$  на пряко и косвено влияние в интервала  $x$ ,  $x + 1$  години. Необходимостта от това разделение се извежда и обосновава отново с основната зависимост или стартовия модел на таблиците за смъртност  $d_x = q_x l_x$ .

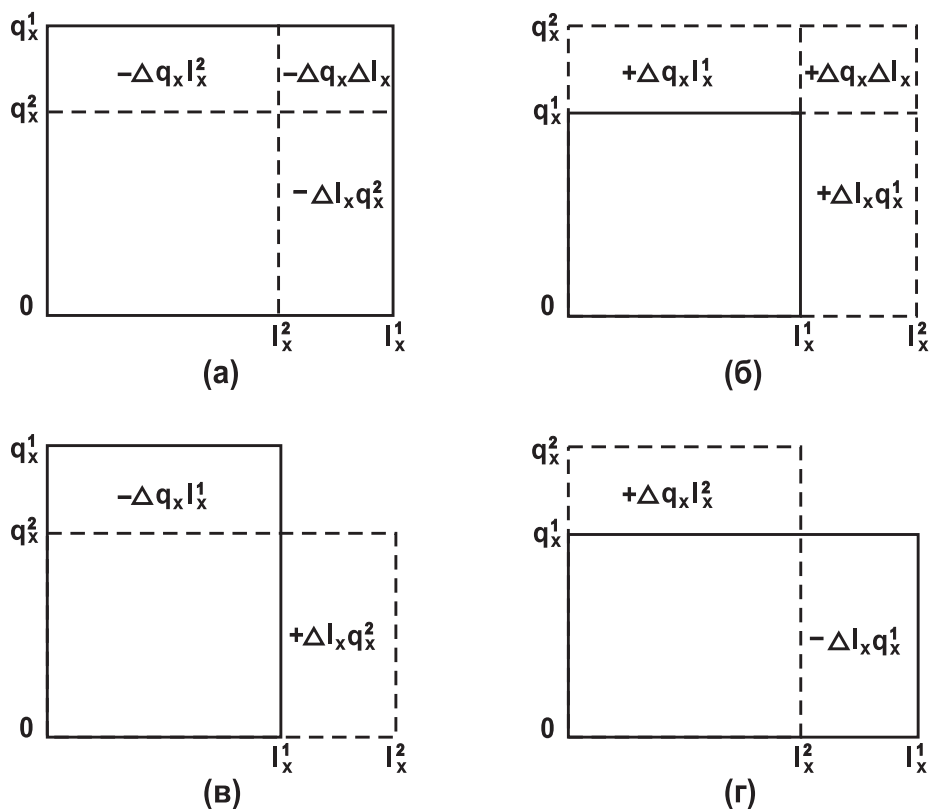
В нея зависимата дискретна променлива  $d_x$  се определя с произведението на двете факторни също дискретни променливи. Вероятността  $q_x$  е за интензивността на смъртността във възрастовия интервал  $x, x + 1$  години, а броят на доживелите  $l_x$  е за величината на средата, от която произлизат умрелите  $d_x$  (зависимата променлива). Или посочената зависимост се основава на теорията на вероятностите, според която  $q_x = \frac{d_x}{l_x}$ , откъдето и цялата методология на таблиците за смъртност се основава и може да се изведе от тази теория. Следователно конкретната задача на анализа е да се измери прякото влияние върху  $\Delta d_x$  само от разликата на вероятностите за умирање  $\Delta q_x = q_x^2 - q_x^1$  и косвеното влияние само от разликата в броя на доживелите  $\Delta l_x = l_x^2 - l_x^1$  във всеки възрастов интервал  $x, x + 1$  години. Ефектите от тези влияния са  $\Delta d_{x,q}$  и  $\Delta d_{x,l}$ , сумата на които  $\Delta d_{x,q} + \Delta d_{x,l}$  е равна на разликата  $\Delta d_x = d_x^2 - d_x^1$ , или ефекта от общото влияние на смъртността. По този начин демографската задача за оценяването на прякото и косвеното влияние на смъртността върху доживяването преминава чрез теорията на вероятностите в задача на статистическия факторен анализ с дискретни (прекъснати) данни. В него вероятността за умирање  $q_x$  се интерпретира като интензивен показател, а броят на доживелите  $l_x$  - като екстензивен показател. Същият анализ се прилага при зависимости на всяка резултативна (зависима) променлива от мултипликативната връзка (произведение) на две или повече факторни променливи, които са интензивни и екстензивни показатели във всички приложни статистики. Всички променливи (зависимата и факторните) са дискретни (прекъснати) величини, а не непрекъснати както във функционалния математически анализ (диференциален и интегрален) с непрекъснати променливи. В този смисъл данните за повъзростовата смъртност са дискретни величини, когато се отнасят за две години (базисна и отчетна) или за два периода, например тригодишни, за които НСИ съставя таблици за смъртност. Различието между две таблици за смъртност с дискретни данни обаче може да бъде анализирано и по всякакъв друг признак - категоричен или териториален.

Както е известно, статистическият факторен анализ с дискретни данни има две форми - адитивна и индексна, откъдето неговото по-точно название трябва да бъде „адитивен факторен анализ с дискретни данни” и „индексен факторен анализ с дискретни данни”. Адитивният анализ използва разликите на дискретните променливи  $\Delta d_x$ ,  $\Delta q_x$  и  $\Delta l_x$ , докато



индексният се извършва с индекси или отношенията за всяка от тези променливи  $I_{dx} = \frac{d_x^2}{d_x^1}$ ,  $I_{qx} = \frac{q_x^2}{q_x^1}$  и  $I_{lx} = \frac{l_x^2}{l_x^1}$ . Според теорията на вероятностите и от адитивния факторен анализ, който се основава на нея, от двете факторни разлики  $\Delta q_x$  и  $\Delta l_x$  може да възниква във всеки интервал  $x$ ,  $x + 1$  години един от всичко четири възможни случая с ефектите  $\Delta d_{x,q}$  и  $\Delta d_{x,l}$ . Те се получават аналитично с известния метод за еднозначни решения на автора от адитивния факторен анализ на абсолютни резултативни величини (Христов, 1978, 2004а, 2010). Четирите случая на ефектите  $\Delta d_{x,q}$  и  $\Delta d_{x,l}$  са представени графично на фиг. 1.

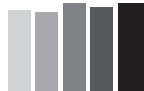
Следващият анализ се отнася за най-срещаното сравнение между



Фиг. 1. Ефекти  $\Delta q_x l_{x \min}$ ,  $\Delta l_x q_{x \min}$  и  $\Delta q_x \Delta l_x$  от промени на смъртността  $\Delta q_x$  и на доживелите  $\Delta l_x$  във възрастовия интервал  $x$ ,  $x+1$  години

две таблици за смъртност за отчетен и базисен период. При такова сравнение първите два случая (а) и (б) на фиг. 1 се характеризират с едновременни и еднопосочни факторни промени  $\Delta q_x = q_x^2 - q_x^1$  и  $\Delta l_x = l_x^2 - l_x^1$ . Случаят (а) е с отрицателни факторни промени или намаления на смъртността  $\Delta q_x = (q_x^2 - q_x^1) < 0$  и на доживелите  $\Delta l_x = (l_x^2 - l_x^1) < 0$ , откъдето разликата в броя на умрелите  $\Delta d_x$  от общото влияние на смъртността е също отрицателна величина  $\Delta d_x = (d_x^2 - d_x^1) < 0$ . С адитивния факторен анализ тя се разпределя на следните три отрицателни ефекта: пряк нетен ефект  $\Delta d_{x,q} = -\Delta q_x l_x^2$  само от прякото влияние на намалението на смъртността  $\Delta q_x < 0$ , косвен нетен ефект  $\Delta d_{x,l} = -\Delta l_x q_x^2$  само от косвеното влияние на смъртността чрез намалението на доживелите  $\Delta l_x < 0$  и отрицателен съвместен ефект  $\Delta d_{xql} = \Delta q_x \Delta l_x$  от едновременното пряко и косвено влияние на смъртността в интервала  $x, x + 1$  години. Сумата на всички ефекти е  $\Delta d_{x,q} + \Delta d_{x,l} + \Delta d_{xql} = -\Delta q_x l_x^2 + (-\Delta l_x q_x^2) + (-\Delta q_x \Delta l_x) = \Delta d_x < 0$ . Следващият случай (б) на фиг. 1 е обратен на предходния (а). Той е с увеличението на смъртността  $\Delta q_x = (q_x^2 - q_x^1) > 0$  и на доживелите  $\Delta l_x = (l_x^2 - l_x^1) > 0$ , откъдето разликата в броя на умрелите от общото влияние на смъртността е също положителна величина  $\Delta d_x = (d_x^2 - d_x^1) > 0$ . Тя се разпределя също на три, но вече положителни ефекта: пряк нетен ефект  $\Delta d_{x,q} = +\Delta q_x l_x^1$  само от прякото влияние на увеличението на смъртността  $\Delta q_x > 0$ , косвен нетен ефект  $\Delta d_{x,l} = +\Delta l_x q_x^1$  само от косвеното влияние на смъртността чрез увеличението на доживелите  $\Delta l_x > 0$  и положителен съвместен ефект  $\Delta d_{xql} = +\Delta q_x \Delta l_x$  от едновременното пряко и косвено влияние на смъртността в интервала  $x, x + 1$  години. Сумата от трите ефекта е  $+\Delta q_x l_x^1 + \Delta l_x q_x^1 + \Delta q_x \Delta l_x = \Delta d_x > 0$ . Ако в двата случая (а) и (б) се работи с едни и същи данни за двата периода и се разменят техните места, се получават едни и същи резултати по абсолютна стойност, но с обратни алгебрични знаци.

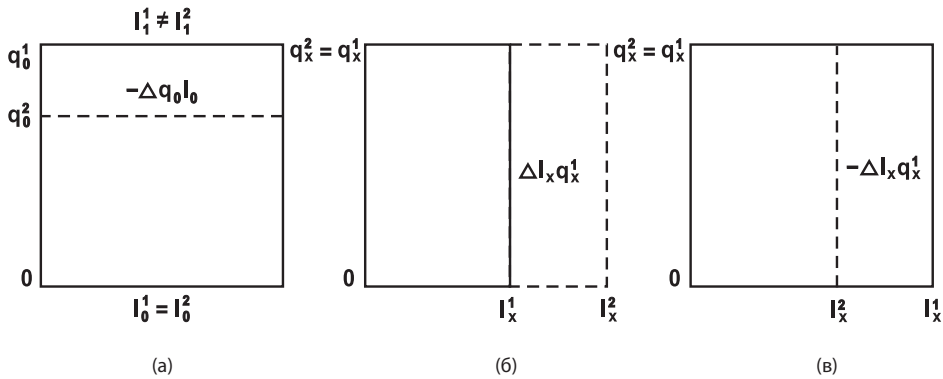
За разлика от случаите (а) и (б) следващите (в) и (г) на фиг. 1 са с разнопосочни промени  $\Delta q_x$  и  $\Delta l_x$  на двата фактора  $q_x$  и  $l_x$ . Случаят (в) е с намаление на смъртността  $\Delta q_x = (q_x^2 - q_x^1) < 0$  и увеличение на броя на доживелите  $\Delta l_x = (l_x^2 - l_x^1) > 0$ . В зависимост от величините на промене-



ните  $\Delta q_x$  и  $\Delta l_x$  по абсолютна стойност разликата  $\Delta d_x$  от общото влияние на смъртността може да бъде отрицателна величина  $\Delta d_x = (d_x^2 - d_x^1) < 0$  или положителна величина  $\Delta d_x = (d_x^2 - d_x^1) > 0$ . С адитивния факторен анализ тя се разделя само на два ефекта: пряк нетен  $\Delta d_{x,q} = -\Delta q_x l_x^1$  само от прякото влияние на намалението на смъртността  $\Delta q_x < 0$  и косвен нетен ефект  $\Delta d_{x,l} = +\Delta l_x q_x^2$  само от косвеното влияние на смъртността чрез увеличението на доживелите  $\Delta l_x > 0$ . Както се вижда на фиг. 1, при случая (в) няма съвместен ефект (нищо положителен, нищо отрицателен) - мястото за него на фигурата е празно. Сумата на двата ефекта е  $\Delta d_{x,q} + \Delta d_{x,l} = -\Delta q_x l_x^1 + \Delta l_x q_x^2 = \Delta d_x$ . Следващият и последен случай (г) на фиг. 1 е обратен на случая (в) с разнопосочните факторни промени. Той е с увеличение на смъртността  $\Delta q_x = (q_x^2 - q_x^1) > 0$  и намаление на доживелите  $\Delta l_x = (l_x^2 - l_x^1) < 0$ . Подобно на предходния случай (в) и тук при случая (г) разликата в броя на умрелите  $\Delta d_x$  от общото влияние на смъртността в интервала  $x, x + 1$  години може да бъде също отрицателна величина  $\Delta d_x = (d_x^2 - d_x^1) < 0$  или положителна величина  $\Delta d_x = (d_x^2 - d_x^1) > 0$ . Тя се разделя също на два ефекта: пряк нетен  $\Delta d_{x,q} = +\Delta q_x l_x^2$  само от прякото влияние (увеличение) на смъртността  $\Delta q_x > 0$  и косвен нетен ефект  $\Delta d_{x,l} = -\Delta l_x q_x^1$  само от косвеното влияние на смъртността чрез намалението на доживелите  $\Delta l_x < 0$ . На фиг. 1 се вижда, че и в случая (г) няма съвместен ефект - мястото за него на фигурата е празно. Сумата на двата ефекта е  $\Delta d_{x,q} + \Delta d_{x,l} = +\Delta q_x l_x^2 + (-\Delta l_x q_x^1) = \Delta d_x$ . Ако за двата случая (в) и (г) се използват също едни и същи данни, но с разменени места за двата периода, се получават едни и същи ефекти по абсолютна стойност, но с различни алгебрични знаци. Или обобщено, и при двата случая (в) и (г) с разнопосочните факторни промени  $\Delta q_x$  и  $\Delta l_x$  няма съвместни ефекти.

Освен посочените четири случая с факторните ефекти на фиг. 1 могат да се срещнат, макар и много рядко, още четири частни случая. Единият от тях е с  $\Delta d_x = 0$  при равни по абсолютна стойност пряк и косвен ефект  $|\Delta d_{x,q}| = |\Delta d_{x,l}|$ , но с различни знаци. По тази причина тяхната сума е равна на 0. Останалите частни случаи са представени на фиг. 2.

Първият частен случай (а) на фиг. 2 се среща само в първия възрастов интервал 0 - 1 години, за който  $l_0^1 = l_0^2 = 100000$  живородени, откъдето



Фиг. 2. Частни случаи на ефекти от промени на смъртността  $\Delta q_x$  и на доживелите  $\Delta l_x$  във възрастовия интервал  $x, x+1$  години

$\Delta l_0 = 0$ . Или при него няма косвен ефект  $\Delta d_{x,l} = 0$ , защото  $\Delta l_0 = 0$ , а има само пряк ефект  $\Delta d_{0,q} = \Delta q_0 l_0 < 0$ , който се дължи на другата факторна промяна  $\Delta q_0 = q_0^2 - q_0^1 < 0$ . Освен  $\Delta q_0 < 0$  тази факторна разлика може да бъде и положителна  $\Delta q_0 > 0$ , откъдето прякият ефект ще бъде също положителен  $\Delta d_{0,q} = \Delta q_0 l_0 > 0$ .

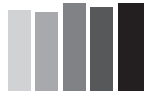
За втория и третия частен случаи (б) и (в) на фиг. 2 е обратното, защото те нямат преки ефекти  $\Delta d_{x,q} = 0$  поради равните вероятности за умирање  $q_x^1 = q_x^2$ . Те обаче имат косвени ефекти - положителен  $\Delta d_{x,l} = \Delta l_x q_x^1 > 0$  в случая (б) на фиг. 2 и отрицателен  $\Delta d_{x,l} = -\Delta l_x q_x^1 < 0$  в случая (в) на фиг. 2. Очевидно покойният проф. Русев не е схващал смисъла на косвените ефекти според последните два частни случая (Русев, 2010).

Най-накрая еднозначните и точни решения от адитивния факторен анализ за всички случаи на преки и косвени ефекти могат да се представят обобщено с израза:

$$\Delta d_x = d_x^2 - d_x^1 = \Delta d_{x,q} + \Delta d_{x,l} + h_x \Delta q_x \Delta l_x = \Delta q_x l_{x\min} + \Delta l_x q_{x\min} + h_x \Delta q_x \Delta l_x,$$

където  $\Delta q_{x\min} = q_x^1$  при  $q_x^1 < q_x^2$  или  $q_{x\min} = q_x^2$  при  $q_x^1 > q_x^2$ ,  $h_x$  е алгебричният знак на съвместния ефект. При разнопосочни промени с  $\Delta q_x > 0$  и  $\Delta l_x < 0$  или с  $\Delta q_x < 0$  и  $\Delta l_x > 0$  няма съвместни ефекти и  $h_x = 0$ , откъдето  $\Delta q_x \Delta l_x = 0$ . При едновременни положителни промени  $\Delta q_x > 0$  и  $\Delta l_x > 0$ ,  $h_x = 1$ , откъдето съвместният ефект е положителен  $\Delta q_x \Delta l_x > 0$ . И обратно, при отрицателни промени  $\Delta q_x < 0$  и  $\Delta l_x < 0$ ,  $h_x = -1$ , откъде-





то и съвместният ефект е отрицателен  $\Delta q_x \Delta l_x < 0$ .

До това обобщено еднозначно решение с параметъра  $h$  стигнах по индуктивен логически път в икономическата статистика (Христов, 2004а, 2004б, 2004в, 2006). След като обаче анализът на прякото и косвеното влияние на смъртността в настоящата статия се извършва чрез теорията на вероятностите, теоретичното еднозначно решение е същото, но параметърът  $h$ , който е изведен индуктивно, трябва да се обозначи с теоретичния критерий от функционалния анализ с дискретни променливи. Във връзка с това отбелязах в моята предходна статия, че до еднозначно решение може да се стигне и с критерий от теоретичната математика, който, колкото и да е странно, не е въведен още в приложните статистики (Христов, 2012). Той е дискретната нечетна сигнум функция (signum function), показваща алгебричния знак  $\text{sgn}$  на реално число  $x$  с трите стойности:  $\text{sgn}(x) = -1$  при  $x < 0$ ,  $0$  при  $x = 0$  и  $1$  при  $x > 0$  (Bachman, Narici, 1966, Kreyszig, 1993; Милкоева, 1998). Тъй като в разглежданата задача се определя алгебричният знак на съвместния ефект в разликата  $\Delta d_x$  от промяната на зависимата дискретна променлива  $d_x$ , точният теоретичен критерий е дискретната нечетна функция на математическия сигнум на ординатата. Тогава теоретичното решение от адитивния факторен анализ на разликата  $\Delta d_x$  от прякото и косвеното влияние на смъртността във възрастовия интервал  $x, x + 1$  години се записва с израза:

$$\Delta d_x = \Delta d_{x,q} + \Delta d_{x,l} + \text{sgn} \Delta q_x \Delta l_x,$$

където  $\text{sgn} = h_x$ .

От изследването дотук може да се направи много важен извод за следващия анализ на  $\Delta T_0$  и  $\Delta e_0$ . Според основната зависимост в таблиците за смъртност  $\Delta d_{x,x+1} = q_{x,x+1} l_x$ , която се основава на теорията на вероятностите, прякото влияние на смъртността  $\Delta d_{x,q}$  се измерва в границите на целия едногодишен възрастов интервал  $x, x + 1$  години с разликата между двете вероятности за умирање  $\Delta q_x = q_x^2 - q_x^1$  в този интервал. Другото косвено влияние на смъртността  $\Delta d_{x,l}$  се определя също в границите на целия възрастов интервал с разликата между доживелите  $\Delta l_x = l_x^2 - l_x^1$  до точната възраст  $x$  години или долната граница на възрастовия интервал.

По-нататък анализът може да продължи с разпределяне на евентуалните съвместни ефекти  $\Delta q_x \Delta l_x > 0$  и  $\Delta q_x \Delta l_x < 0$  между двата нетни ефекта  $\Delta d_{x,q}$  и  $\Delta d_{x,l}$ . Необходимостта от такова разпределяне зависи

от целта на задачата. В решението на някои задачи с адитивния факторен анализ съвместният ефект остава цял и дори се обявява за „неразпределим“ (Сугарев, Русев, 1992). Едно от предимствата на адитивния анализ в такива случаи е представянето на съвместните ефекти в явен вид. За други задачи обаче, каквато е настоящата, се налага разпределяне на  $\Delta q_x \Delta l_x$  между двата нетни ефекта  $\Delta d_{x,q}$  и  $\Delta d_{x,l}$ , защото се търси крайното пряко и косвено влияние на промените  $\Delta q_x$  и  $\Delta l_x$  върху промяната  $\Delta d_x$  във възрастовия интервал  $x$ ,  $x + 1$  години. Задължително разпределяне на съвместния ефект се налага само при индексния факторен анализ, защото индексът на зависимата променлива  $I_{dx} = \frac{d_x^2}{d_x^1}$  се представя само с произведението на двата факторни индекса  $I_q$  и  $I_l$ , всеки от които съдържа съответната пропорционална част от предварително разпределения съвместен ефект (Христов, 2010а, 2010б). Следователно при индексния анализ също се запазва съвместният ефект, но той не е в явен вид. Пропорционалното разпределяне на този ефект  $\Delta q_x \Delta l_x$  се извършва с относителните дялове на нетните ефекти  $\Delta d_{x,q}$  и  $\Delta d_{x,l}$ :

$$\Delta d_{xqq} = \frac{\Delta d_{x,q}}{\Delta d_{x,q} + \Delta d_{x,l}} \Delta q_x \Delta l_x = f_q \Delta q_x \Delta l_x \text{ и}$$

$$\Delta d_{xll} = \frac{\Delta d_{x,l}}{\Delta d_{x,q} + \Delta d_{x,l}} \Delta q_x \Delta l_x = f_l \Delta q_x \Delta l_x,$$

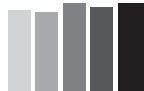
откъдето  $\Delta d_{xqq} + \Delta d_{xll} = \Delta q_x \Delta l_x$ .

С получените пропорционални части на съвместния ефект се намират брунтните (крайни) ефекти от прякото и косвеното влияние на факторните промени  $\Delta q_x$  и  $\Delta l_x$  върху разликата на зависимата променлива  $\Delta d_x$ :

$$vr \Delta d_{x,q} = \Delta d_{x,q} + f_q \Delta q_x \Delta l_x \text{ и } vr \Delta d_{x,l} = \Delta d_{x,l} + f_l \Delta q_x \Delta l_x,$$

откъдето  $vr \Delta d_{x,q} + vr \Delta d_{x,l} = \Delta d_x$ .

Във връзка с изведените по-горе еднозначни решения чрез теорията на вероятностите и дискретната нечетна функция на математическия сигнум ще покаже погрешността на адитивния факторен анализ в последното издание на учебника по демографска статистика за специалността „Статистика и иконометрия“ в УНСС (Русев, Сугарев, 2008). За съжаление, налага се пак да взема отношение за този учебник, защото едни от първите приложения на теорията на вероятностите са анализите на смъртността. Тук обаче целта ми е не толкова да критикувам учебни-



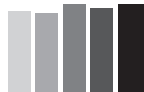
ка, а да покажа (за кой ли път) недопустимостта на условните решения при разнопосочните промени на два и повече фактора във всички приложни статистики. В цитирания учебник на с. 70 - 73 е изложен метод, назван „адитивен индексен анализ“, с който разликата в общия брой на умрелите за два периода (базисен и отчетен) се разлага общо на 7 компонента (ефекта - бел. м.) с данни за повъзрастовата и общата смъртност, общия брой на населението и неговата възрастова структура. Компонентите се получават с два варианта на изложения метод, първият от които е с тегла от базисния период, а вторият - с тегла от отчетния период. Няма да обсъждам формулите за всеки един от седемте компонента, но ще обоснова моето несъгласие с него поради явното му противоречие с теорията на вероятностите. За тази цел е достатъчно да се покажат ефектите от промените на двата основни фактора  $\Delta \bar{m} = \bar{m}_2 - \bar{m}_1$  (в статията  $\bar{m}_1$  и  $\bar{m}_0$  - бел. м.) за общата смъртност през отчетния и базисния период и  $\Delta S = S_2 - S_1$  (в статията  $S_1$  и  $S_0$  - бел. м.) за общия брой на населението за тези периоди. Според автора и с двата варианта на метода се получава един и същ положителен съвместен прираст на умрелите от съвместните промени на общия брой на населението, неговата повъзрастова смъртност и възрастова структура! Във фиг. 1 доживелите  $l_x^2$  могат да се заменят с населението  $S_2$  за отчетния период и  $l_x^1$  с населението  $S_1$  за базисния период. По аналогичен начин могат да се заменят и вероятностите за умиране  $q_x^1$  за базисния период с коефициента за общата смъртност  $\bar{m}_1$  и вероятността  $q_x^2$  за отчетния период с коефициента  $\bar{m}_2$ . При тези условия методът на проф. Б. Русев е верен само за случая (б) с положителния съвместен прираст на умрелите от увеличението на общата смъртност с  $\Delta \bar{m} > 0$  и увеличението на населението с  $\Delta S > 0$ . За останалите три случая на фиг. 1 обаче той се разминава тотално с теорията на вероятностите. В учебника няма приложение на метода с пример. Такъв пример е анализиран в отделна статия на автора с фактически данни за умрелите в страната, броя на населението, неговата възрастова структура и повъзрастова смъртност в пет големи възрастови интервала (4 петнадесетгодишни от 0 до 59 навършени години и един за възрастовия интервал 60 и повече години) за 2000 и 2007 г. (Русев, 2009). Получени са две различни решения, всяко от които е със 7 компонента (ефекта) от двата варианта на метода, но без да е посочено кой от тях се предлага за решение. Според мен и двете решения са неверни, защото примерът представлява случаят

(г) на фиг. 1 в настоящата статия, в който няма съвместен ефект. Според данните за основните показатели в примера броят на умрелите (зависимата дискретна променлива) е намалял от  $M_1 = 115087$  през 2000 г. на  $M_2 = 113004$  умрели през 2007 г., или  $\Delta M = -2083$  умрели. Общата смъртност (едната дискретна факторна променлива) се е увеличила от  $\bar{m}_1 = 14,1\%$  на  $\bar{m}_2 = 14,8\%$  или  $\Delta \bar{m} = 0,7\%$ , докато броят на средногодишното население (другата дискретна факторна променлива) е намаляла от  $S_1 = 8170$  хил. на  $S_2 = 7660$  хил., или с  $\Delta S = -510$  хил. души. Следователно примерът е точно случаят (г) на фиг. 1, защото двата фактора са с разнопосочни промени - смъртността се е увеличила, а населението е намаляло и поради това няма никакъв съвместен ефект. От решенията с метода на проф. Русев обаче и с двата варианта се получава един и същ положителен съвместен ефект от увеличение на умрелите през 2007 г. поради увеличението на смъртността с  $\Delta \bar{m} > 0$  и от липсващото население  $\Delta S < 0$  (Русев, 2009, с. 61). В теорията на вероятностите обаче няма такъв случай от липсваща среда (население) да произлизат събития (умрели)! От подробното еднозначно и точно решение на този пример с математическия сигнум се получават само 4 ефекта, защото три от седемте ефекта с метода на проф. Русев образуват несъществуващия съвместен ефект  $\text{sgn } \Delta \bar{m} \Delta S = 0$ . Ако читателят желае, може да реши този пример с формулите в моята статия за еднозначни решения от адитивния факторен анализ на еднородни съвкупности, публикувана в сп. „Статистика”, кн. 1 - 2/2010.

### 3. Факторни модели за прякото и косвеното влияние на възрастовата смъртност

На следващия и последен етап се намират необходимите обратни разлики за броя на преживелите  $\Delta d'_{x,q}$  от прякото влияние на смъртността и  $\Delta d'_{x,l}$  от нейното косвено влияние във възрастовия интервал  $x, x + 1$  години. Те са крайната цел на факторния анализ и могат също да се покажат и интерпретират на фиг. 1. По-конкретно, случаят (а) е със следните брутни ефекти за преживелите:

$br\Delta d'_{x,q} = \Delta d'_{x,q} + \Delta d'_{xqq} = (q_x^1 - q_x^2)l_x^2 + f_q(q_x^1 - q_x^2)(l_x^1 - l_x^2)$ , или преживелите от намалението на смъртността  $q_x^2 < q_x^1$  в интервала  $x, x + 1$  години, и  $br\Delta d'_{x,l} = \Delta d'_{x,l} + \Delta d'_{xll} = (l_x^1 - l_x^2)q_x^2 + f_l(q_x^1 - q_x^2)(l_x^1 - l_x^2)$ , или пре-



живелите от намалението на умрелите поради по-малкия брой на доживелите  $l_x^2$  спрямо по-големия брой  $l_x^1$  при една и съща по-ниска смъртност  $q_x^2$  в интервала  $x, x + 1$  години.

Следващият случай (б), който е обратен на случая (а), е с брутни ефекти за непреживелите:

$br\Delta d'_{x,q} = \Delta d'_{x,q} + \Delta d'_{xqq} = (q_x^1 - q_x^2)l_x^1 + [-f_q(q_x^1 - q_x^2)(l_x^1 - l_x^2)]$ , или непреживелите от увеличението на смъртността във възрастовия интервал  $x, x + 1$  години, и

$br\Delta d'_{x,l} = \Delta d'_{x,l} + \Delta d'_{xll} = (l_x^1 - l_x^2)q_x^1 + [-f_l(q_x^1 - q_x^2)(l_x^1 - l_x^2)]$ , или непреживелите от увеличението на умрелите поради по-големия брой на доживелите  $l_x^2$  спрямо по-малкия брой  $l_x^1$  при една и съща по-ниска смъртност  $q_x^1$  в интервала  $x, x + 1$  години.

Останалите два случая (в) и (г) на фиг. 1 с разнопосочните промени на смъртността  $\Delta q_x$  и на доживелите  $\Delta l_x$  са без съвместни ефекти. По тази причина те са нетни (чисти) ефекти от преживели и непреживели само от прякото влияние на промените на смъртността  $\Delta q_x$  и само от косвеното влияние на промените на доживелите  $\Delta l_x$  във всеки възрастов интервал  $x, x + 1$  години. По-конкретно, случаят (в) е с нетен ефект на преживелите:

$\Delta d'_{x,q} = \Delta q_x l_x^1 = (q_x^1 - q_x^2)l_x^1 > 0$  само от намалението на смъртността  $q_x^2 < q_x^1$  в интервала  $x, x + 1$  години и нетен ефект на непреживелите  $\Delta d'_{x,l} = \Delta l_x q_x^2 = (l_x^1 - l_x^2)q_x^2 < 0$  само от увеличението на умрелите поради по-големия брой на доживелите  $l_x^2$  спрямо по-малкия брой  $l_x^1$  при една и съща по-ниска смъртност  $q_x^2$  в интервала  $x, x + 1$  години.

Обратният случай (г) е с нетен ефект на непреживелите:

$\Delta d'_{x,l} = \Delta q_x l_x^2 = (q_x^1 - q_x^2)l_x^2 < 0$  само от увеличението на смъртността  $q_x^2 > q_x^1$  в интервала  $x, x + 1$  години и нетен ефект на преживелите  $\Delta d'_{x,q} = \Delta l_x q_x^1 = (l_x^1 - l_x^2)q_x^1 > 0$  само от намалението на умрелите поради по-малкия брой на доживелите  $l_x^2$  спрямо по-големия брой  $l_x^1$  при една и съща по-ниска смъртност  $q_x^1$  в интервала  $x, x + 1$  години.

В заключение, това са точните еднозначни решения с най-подробните ефекти по единични възрасти от прякото и косвеното влияние на смъртността във всеки възрастов интервал  $x, x + 1$  години. По-нататък същите ефекти се пренасят в трите факторни модела за общото влияние на повъзрастовата смъртност. Във всеки един от тях броят на преживелите или непреживелите  $\Delta d'_x = d_x^1 - d_x^2$  от общото влияние на повъзрас-

товата смъртност се замества с двата ефекта от нейното пряко и косвено влияние. Или  $\Delta d'_x$  се представя с алгебричната сума  $\Delta d'_{x,q} + \Delta d'_{x,l}$ . Заместването на  $\Delta d'_x$  с двата факторни ефекта се извършва според реда на извеждането на факторните модели. Според този ред първият факторен модел за крайните ефекти има следния вид:

За възрастите от  $x$  до  $w$  години:

$$\Delta T_{x,w} = T_{x,w}^2 - T_{x,w}^1 = \sum_x^w (w+1-x) \Delta d'_x = \sum_x^w (w+1-x) (\Delta d'_{x,q} + \Delta d'_{x,l}),$$

където  $x \neq 0$ , и

$$\Delta T_{x,w} = \Delta T_{xw,q} + \Delta T_{xw,l} = \sum_x^w (w+1-x) \Delta d'_x = \sum_x^w (w+1-x) \Delta d'_{xw,q} + \sum_x^w (w+1-x) \Delta d'_{xw,l}.$$

Първата сума  $\Delta T_{xw,q} = \sum_x^w (w+1-x) \Delta d'_{xw,q}$  е общият пряк ефект - прираст или намаление на преживените човекогодени от населението през втория (отчетен) период само от прякото влияние на смъртността с разликите  $\Delta q_x = q_x^2 - q_x^1$  във възрастовия интервал от  $x$  до  $w$  години.

Втората сума  $\Delta T_{xw,l} = \sum_x^w (w+1-x) \Delta d'_{xw,l}$  е общият непряк ефект - прираст или намаление на преживените човекогодени от населението през втория (отчетен) период само от косвеното влияние на смъртността с разликите на доживелите  $\Delta l_x = l_x^2 - l_x^1$  във възрастовия интервал от  $x$  до  $w$  години.

За началната възраст  $x = 0$  години общите преки и косвени ефекти  $\Delta T_{0w,q}$  и  $\Delta T_{0w,l}$  се отнасят за прякото и косвеното влияние на смъртността на всички възрасти от 0 до  $w$  години:

$$\Delta T_{0w,q} = \Delta T_{0,q} = \sum_{x=0}^w (w+1-x) \Delta d'_{x,q} \quad \text{и} \quad \Delta T_{0w,l} = \Delta T_{0,l} = \sum_{x=0}^w (w+1-x) \Delta d'_{x,l},$$

откъдето  $\Delta T_{0w,q} + \Delta T_{0w,l} = \Delta T_{0,q} + \Delta T_{0,l} = \sum_{x=0}^w (w+1-x) \Delta d'_x$ . Интерпретацията на  $\Delta T_{0,q}$  и  $\Delta T_{0,l}$  е идентична на интерпретацията на общите преки и косвени ефекти  $\Delta T_{xw,q}$  и  $\Delta T_{xw,l}$  в модела за крайните ефекти от възрастта  $x$  до последната  $w$  година.

За разлика от изложения факторен модел за крайните ефекти броят на преживелите  $\Delta d'_x$  от общото влияние на повъзrastовата смъртност в другите два модела също се замества с факторните ефекти  $\Delta d'_{x,q}$  и  $\Delta d'_{x,l}$ , но за възрастите от 0 години до следващите точни възрасти  $x$  години или до средните възрасти  $x + a_x$  години. По този начин за втория факторен



модел с разликите  $\Delta l_x$  за общото влияние на повъзrastовата смъртност най-напред  $\Delta d'_x$  се заместват за възрастите от 0 до  $m = x$  години:

$$\Delta T_{l,m} = \sum_{x=1}^m \Delta l_x = \sum_{x=0}^m (m-x) \Delta d'_x = \sum_{x=0}^m (m-x) (\Delta d'_{x,q} + \Delta d'_{x,l}), \text{ откъдето}$$

$$\Delta T_{l,m,q} = \sum_{x=1}^m \Delta l_{x,q} = \sum_{x=0}^m (m-x) \Delta d'_{x,q} \text{ и } \Delta T_{l,m,l} = \sum_{x=1}^m \Delta l_{x,l} = \sum_{x=0}^m (m-x) \Delta d'_{x,l}.$$

Интерпретацията  $\Delta T_{l,m,q}$  и  $\Delta T_{l,m,l}$  е подобна на общите преки и косвени ефекти  $\Delta T_{xw,q}$  и  $\Delta T_{xw,l}$  в модела за крайните ефекти.

С обобщението за всички възрасти от една до  $w$  години вторият факторен модел за прякото и косвеното влияние на повъзrastовата смъртност има следния вид:

$$\begin{aligned} \Delta T_{lw} &= T_{l,w}^2 - T_{l,w}^1 = \Delta T_0 = \sum_{x=1}^w \Delta l_x = \sum_{x=0}^w (w+1-x) (\Delta d'_{x,q} + \Delta d'_{x,l}) = \\ &= \sum_{x=0}^w (w+1-x) \Delta d'_{x,q} + \sum_{x=0}^w (w+1-x) \Delta d'_{x,l}, \text{ откъдето} \end{aligned}$$

$$\Delta T_{lw,q} = \sum_{x=1}^w \Delta l_{x,q} = \sum_{x=0}^w (w+1-x) \Delta d'_{x,q} \text{ и } \Delta T_{lw,l} = \sum_{x=1}^w \Delta l_{x,l} = \sum_{x=0}^w (w+1-x) \Delta d'_{x,l}.$$

Интерпретацията на  $\Delta T_{l,w,q}$  и  $\Delta T_{l,w,l}$  е идентична на интерпретацията на общите преки и косвени ефекти  $\Delta T_{l,m,q}$  и  $\Delta T_{l,m,l}$  за възрастите от 0 до  $m$  години.

В третия факторен модел с разликите на живеещите  $\Delta L_x$  във всеки възрастов интервал  $x$ ,  $x + 1$  години заместването на  $\Delta d'_x$  от общото влияние на смъртността с двата факторни ефекта  $\Delta d'_{x,q}$  и  $\Delta d'_{x,l}$  от нейното пряко и косвено влияние е по-сложно. Използва се връзката на  $\Delta L_x$  с  $\Delta l_x$  от втория факторен модел чрез по-точната формула на  $\Delta L_x = \Delta l_x + \Delta d'_x + \Delta a_x d_x$ . В нея най-напред се заместват  $\Delta l_x$  и  $\Delta d'_x$  за възрастите от 0 до  $m = x$  години с факторните ефекти  $\Delta d'_{x,q}$  и  $\Delta d'_{x,l}$ , с които се получава крайният резултат за  $\Delta T_x$ :

$$\begin{aligned} \Delta T_x &= T_x^2 - T_x^1 = \sum_{x=0}^m \Delta L_x = \sum_{x=0}^m (\Delta l_x + \Delta d'_x + \Delta a_x d_x) = \\ &= \sum_{x=0}^m \left[ (m+1-x) (\Delta d'_{x,q} + \Delta d'_{x,l}) + \Delta a_x d_x \right]. \end{aligned}$$

От този израз за  $\Delta T_x$  се извеждат двата факторни модела за прякото и косвеното влияние на смъртността от 0 до  $m$  години:

$$\begin{aligned} \Delta T_x &= \Delta T_{x,q} + \Delta T_{x,l} = \sum_{x=0}^m \Delta L_{x,q} + \sum_{x=0}^m \Delta L_{x,l} = \\ &= \sum_{x=0}^m (m+1-x) \Delta d'_{x,q} + \sum_{x=0}^m \left[ (m+1-x) \Delta d'_{x,l} + \Delta a_x d_x \right], \end{aligned}$$

откъдето  $\Delta T_{x,q} = \sum_{x=0}^m \Delta L_{x,q} = \sum_{x=0}^m (m+1-x) \Delta d'_{x,q}$

и  $\Delta T_{x,l} = \sum_{x=0}^m \Delta L_{x,l} = \sum_{x=0}^m (\Delta l_{x,l} + \Delta d'_{x,l} + \Delta a_x d_x)$ .

От получените резултати за двата факторни модела  $T_{x,q}$  и  $T_{x,l}$  се вижда, че прякото и косвеното влияние на смъртността върху разликите  $\Delta L_x$  от нейното общо влияние могат да се изведат и със следните показатели:

- $\Delta l_{x,q}$  и  $\Delta l_{x,l}$  от прякото и косвеното влияние на смъртността от началната възраст 0 години до точните възрасти  $x$  години;
- двата факторни ефекта  $\Delta d'_{x,q}$  и  $\Delta d'_{x,l}$  от прякото и косвеното влияние на смъртността във възрастовия интервал  $x, x + 1$  години и
- разликата  $\Delta a_x d_x = a_x^2 d_x^2 - a_x^1 d_x^1$  между умрелите  $d_x^2$  във възрастовия интервал  $x, x + a_x^2$  години и умрелите  $d_x^1$  във възрастовия интервал  $x, x + a_x^1$  години.

С тези показатели двата факторни модела имат следния вид:

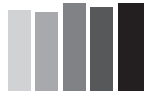
$$\begin{aligned} \Delta T_{x,q} &= \sum_{x=0}^m \Delta L_{x,q} = \sum_{x=0}^m (\Delta l_{x,q} + \Delta d'_{x,q}) \text{ и} \\ \Delta T_{x,l} &= \sum_{x=0}^m \Delta L_{x,l} = \sum_{x=0}^m (\Delta l_{x,l} + \Delta d'_{x,l} + \Delta a_x d_x). \end{aligned}$$

От втория факторен модел може да се установи, че косвеното влияние на смъртността само в отделния възрастов интервал  $x, x + 1$  години е равно на сумата  $\Delta d'_{x,l} + \Delta a_x d_x$ , откъдето вторият модел може да бъде записан окончателно с израза:

$\Delta T_{x,l} = \sum_{x=0}^m \Delta L_{x,l} = \sum_{x=0}^m (\Delta l_{x,l} + \Delta d'_{x,l})$ , където  $\Delta d'_{x,l} = \Delta d'_{x,l} + \Delta a_x d_x$  е косвеното влияние на смъртността в отделния възрастов интервал  $x, x + 1$  години.

Заедно с прякото влияние на смъртността  $\Delta d'_{x,q}$  и косвеното  $\Delta d'_{x,l}$  се образува общото влияние на смъртността само във възрастовия интервал върху разликата  $\Delta L_x$ .





В този вид двата факторни модела са много удобни за интерпретация.

Първата сума  $\Delta T_{x,q}$  е прирастът или намалението на преживените човекогодени от населението през втория (отчетен) период от прякото влияние на доживелите  $\Delta l_{x,q}$  от възрастта една година до точната възраст  $x$  години и ефектът  $\Delta d'_{x,q}$  от прякото влияние на промяната на смъртността  $\Delta q_x$  във възрастовия интервал  $x, x + 1$  години. Втората сума  $\Delta T_{x,l}$  е прирастът или намалението на преживените човекогодени от населението през втория (отчетен) период от косвеното влияние на доживелите  $\Delta l_{x,l}$  от възрастта една година до точната възраст  $x$  години и ефектът  $\Delta d'_{x,l}$  от общото косвено влияние на смъртността само във възрастовия интервал  $x, x + 1$  години.

С обобщението за всички възрасти от 0 до  $w$  години двата факторни модела за прякото и косвеното влияние на смъртността върху разликите  $\Delta L_x$  са същите както изложените факторни модели за възрастите от 0 до  $x$  години. По тази причина съответните факторни модели за целия възрастов интервал на умиране и доживяване от 0 до  $w$  години е достатъчно да бъдат само представени, без да се интерпретират:

$$\Delta T_{0,q} = \sum_{x=0}^w \Delta L_{x,q} = \sum_{x=0}^w (\Delta l_{x,q} + \Delta d'_{x,q})$$

$$\text{и } \Delta T_{0,l} = \sum_{x=0}^w \Delta L_{x,l} = \sum_{x=0}^w (\Delta l_{x,l} + \Delta d'_{x,l} + \Delta a_x d_x) = \sum_{x=0}^w (\Delta l_{x,l} + \Delta d'_{x,l}).$$

С тези модели завършва методологичното изследване на общото, прякото и косвеното влияние на повъзrastовата смъртност върху изменението на средната продължителност на живота. Същите модели могат да бъдат сравнени с други многобройни модели и методи, известни за решението на тази задача. Подобно сравнение обаче предполага отделно и много голямо изследване, което до момента не съм извършил. Единственото, което сега мога да направя, е да сравня моите модели с един от най-популярните модели в чужбина и у нас - на известния демограф Ариага (Arriaga, 1984; Preston and others, 2002; Жекова, 2009; Калоянов, 2011). Аналитичният израз на този модел е следният:

$${}_n \Delta_x = \frac{l_x^1}{l_0^1} \left[ \frac{n L_x^2}{l_x^2} - \frac{n L_x^1}{l_x^1} \right] + \frac{T_{x+n}^2}{l_0^1} \left[ \frac{l_x^1}{l_x^2} - \frac{l_{x+n}^1}{l_{x+n}^2} \right], \text{ където } {}_n \Delta_x \text{ е разликата в}$$

средната продължителност на живота, която се дължи на общото влияние на смъртността във възрастовия интервал  $x, x + n$  години.

Ако от този израз отпадне също  $l_0^1$  като константа и се приеме за ширина на възрастовия интервал  $n = 1$  година, моделът приема вида, сравним с моите факторни модели чрез разликите  $\Delta L_x$ :

$$\Delta T_x = \left[ \frac{L_x^2}{l_x^2} - \frac{L_x^1}{l_x^1} \right] l_x^1 + \left[ \frac{l_x^1}{l_x^2} - \frac{l_{x+1}^1}{l_{x+1}^2} \right] T_{x+1}^2, \text{ където първият член на тази}$$

сума трябва да бъде директният или пряк ефект само от разликите на вероятностите за умирање  $\Delta q_x = q_x^2 - q_x^1$  в отделните възрастови интервали  $x, x + 1$  години. Вторият член също е сума от индиректен или непряк ефект (допълнителните човекогодини само в отделния възрастов интервал) и ефект на взаимодействието между общия ефект (прекия и непрекия в отделния възрастов интервал) и общия ефект, който се дължи на общата промяна на смъртността на всички възрасти (Ariaga, 1984; Калоянов, 2011).

За съжаление, не мога да приема тази концепция и този модел. Според важния извод в т. 2 на настоящата статия в изходния факторен модел на таблиците за смъртност  $d_{x,x+1} = q_{x,x+1} l_x$ , който се основава на теорията на вероятностите, първата разлика между вероятностите за умирање  $\Delta q_x = q_{x,x+1}^2 - q_{x,x+1}^1$  за прякото влияние на смъртността  $\Delta d_{x,q}$  се отнася за целия възрастов интервал  $x, x + 1$  години. В модела на Ариага обаче

първата разлика  $\left[ \frac{L_x^2}{l_x^2} - \frac{L_x^1}{l_x^1} \right]$  представлява разлика между вероятностите

за доживяване  $P_{x,L}^2 = \frac{L_x^2}{l_x^2}$  и  $P_{x,L}^1 = \frac{L_x^1}{l_x^1}$  на доживелите  $l_x^2$  и  $l_x^1$  до средните

възрасти  $x + a_x^2$  и  $x + a_x^1$  години във възрастовия интервал  $x, x + 1$  години.

С тази разлика може да се измери по-малко пряко влияние на смъртността във възрастовия интервал  $x, x + 1$  години чрез разликите  $\Delta L_x$ .

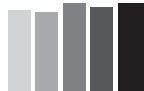
Ако се заместят вероятностите за доживяване  $P_{x,L}^2$  и  $P_{x,L}^1$  с израз, в който участват техните алтернативни вероятности за умирање  $q_{x,L} = 1 - P_{x,L}$  на

доживелите  $l_x$  до средната възраст на умирање  $x + a_x$  години, се получава следната разлика за преживелите от прякото влияние на смъртността:

$$\Delta q_{xL}' = [p_{xL}^2 - p_{xL}^1] = [(1 - q_{xL}^2) - (1 - q_{xL}^1)] = (q_{xL}^1 - q_{xL}^2). \text{ Или с разликата}$$

$\Delta q_{x,L}$  за прякото влияние на смъртността Ариага подменя разликата

$\Delta q_x$  за това влияние в интервала  $x, x + 1$  години. Тъй като по абсолютна стойност  $\Delta q_{x,L} < \Delta q_x$ , прякото влияние с метода на Ариага ще бъде мно-



го малко, а непрякото влияние много голямо. По мое мнение разликата ( $P_{x,L}^2 - P_{x,L}^1$ ) е вярна само за първия възрастов интервал 0 - 1 години. Ефектът от общото влияние на смъртността в него се получава точно с произведението  $\Delta P_{0,L} l_0 = (P_{0,L}^2 - P_{0,L}^1) l_0 = \Delta L_0$ . В останалите възрастови интервали обаче тези ефекти са неясни. Оттук произлиза и моята втора принципна бележка. Не съм съгласен с Ариага, че след като двата ефекта - прекият и непрекият, възниквали само поради промени вътре в отделната възрастова група (интервал - бел. м.), се предполагало, че смъртността в другите групи (интервали - бел. м.) е неизменна (Arriaga, 1984). За каква неизменност може да се говори, след като анализът на  $\Delta T_0$  и  $\Delta e_0$  започва от началния възрастов интервал 0 - 1 години? Според теорията на вероятностите непрекият ефект  $\Delta d'_{x,l}$  във всеки възрастов интервал зависи от разликата на доживелите  $\Delta l_x$  до неговата долна граница. От своя страна обаче тази разлика зависи от общото влияние на смъртността от началната възраст 0 години до точната възраст  $x$  години. В моя факторен модел с разликите  $\Delta l_x$  е показано, че в неговия израз за възрастовия интервал от 0 до  $m = x$  години  $\Delta T_{l,m} = \sum_{x=0}^m (m-x) \Delta d'_x$  преживелите  $\Delta d'_x$  са именно ефектите от общото влияние (пряко и косвено) на смъртността в целия възрастов интервал от 0 до  $x - 1$  години, които определят разликата  $\Delta l_x$ . Освен в този модел  $\Delta l_x$  участват и в третия факторен модел с разликите  $\Delta L_x$ , всяка от които е равна на алгебричната сума  $\Delta l_x + \Delta d'_x + \Delta a_x d_x$ . След като крайните разлики  $\Delta T_0$  и  $\Delta e_0$  могат да се обяснят с ефектите  $\Delta d'_x$ ,  $\Delta d'_{x,q}$  и  $\Delta d'_{x,l}$  от общото, прякото и косвеното влияние на смъртността във всеки възрастов интервал, защо трябва да се търси взаимодействие на тази смъртност със смъртността от другите възрастови интервали? Взаимодействие може да има в отделния интервал, но само от еднопосочни промени на смъртността  $\Delta q_x$  и на доживелите  $\Delta l_x$ . Според мен с концепцията и модела на Ариага се извършват преразпределения на влиянията на смъртността, които излизат извън рамките на основната зависимост на таблиците за смъртност  $d_x = q_x l_x$ . Причината за това преразпределение беше вече посочена - подмяната на разликите  $\Delta q_x$  за прякото влияние на смъртността с по-малките разлики  $\Delta q_{x,L}$  за това влияние.

#### 4. Сравнение с фактически данни на факторните модели за общото, прякото и косвеното влияние на повъзрастовата смъртност с модела на Ариага

Най-простото сравнение, което може да се направи между моите факторни модели с разликите  $\Delta L_x$  и модела на Ариага, е с два примера. Те са от таблиците за смъртност на мъжете и жените в страната през периода 2003 - 2005 г. на НСИ. Същите таблици за смъртност са избрани по няколко причини. Първата е, че с тях са показани двата примера за анализ на  $\Delta e_0$  на мъжете и жените с метода на Ариага, публикуван за пръв път у нас в учебник по демографска статистика (Жекова, 2009, с. 196 - 197). Втората причина е, че е избрана за анализ разлика между две средни продължителности на живота на мъжете и жените за един и същ период, а не анализ в динамичен аспект на средни продължителности на живота за базисен и отчетен период. Както бе посочено, анализът в динамичен аспект може да подведе много лесно всеки, който използва методи за условни решения, например тези на проф. Б. Русев, които влизат в противоречие с теорията на вероятностите (Христов, 2012). Третата причина за избора на двете таблици за смъртност е, че вероятностите за умирање на мъжете са по-големи от вероятностите за умирање на жените на всички единични възрасти от 0 до  $w = 100$  години с единствено изключение във възрастовия интервал 4 - 5 години. С моите модели анализът на  $\Delta d_4$  е според случая (б) на фиг. 1, докато анализът на всички  $\Delta d_x$  за останалите възрасти е според случая (в) на същата фигура. Това предполага, че голямата разлика между средните продължителности на живота на жените и мъжете с  $\Delta e_0 = e_0^2 - e_0^1 = 76,34 - 69,02 = 7,32$  години повече за жените може да се обясни с положителните ефекти  $\Delta d'_{x,q} > 0$  за преживелите жени от прякото влияние на смъртността във всички единични възрастови интервали  $x, x + 1$  години (с единствено изключение в интервала 4 - 5 години). Същото пряко влияние произлиза от разликите  $\Delta q_x = (q_x^2 - q_x^1) < 0$  поради по-малките вероятности за умирање на жените  $q_x^2$ . Другото косвено влияние  $\Delta d'_{x,l}$  е броят на непреживелите жени във възрастовите интервали, които произлизат от по-големия брой на умрелите жени само поради разликите на доживелите  $\Delta l_x = (l_x^2 - l_x^1) > 0$  при по-ниските вероятности за умирање на жените  $q_x^2$ . Общият брой на всички непреживени човекогодина за жените от разликите  $\Delta l_x$  обаче е по-малък от прираста на преживените човекогодина от прякото влияние на смъртността, с който се получава голямата разлика  $\Delta e_0 = 7,32$  години



в полза на жените (Жекова, 2009, с. 196 - 197). С метода на Ариага се получават други резултати. Например според двата примера в учебника на д-р Жекова ефектът в първия пример от общото влияние на смъртността за възрастовия интервал 15 - 19 години е  ${}_5\Delta_{15} = 7725$  повече преживени човекогодина от жените. В него прекият ефект е 260 човекогодина, докато останалият ефект (непрекият в същия възрастов интервал 15 - 19 години и ефектът от т.нар. взаимодействие според модела на Ариага) възлиза на 7 465 повече преживени човекогодина от жените. Според моите факторни модели с разликите  $\Delta L_x$  обаче се получават съвсем различни резултати. Според тях ефектът от общото влияние на смъртността за този възрастов интервал е много по-малък, защото е само  $\Delta L_{15-19} = 2722$  повече преживени човекогодина от жените. Според точната формула за  $L_x$  в единичните възрастови интервали този прираст е равен на алгебричната сума  $\Delta L_{15-19} + \sum_{x=15}^{19} \Delta d'_x + \sum_{x=15}^{19} \Delta a_x d_x$ , която с конкретните числа от примера е  $\Delta L_{15-19} = 2657 + 130 + (-65) = 2657 + 65 = 2722$  повече преживени човекогодина от жените в петгодишния интервал 15 - 19 години. Интерпретацията на този резултат е, че 2 657 от преживените повече човекогодина на жените се дължат само на общото влияние на смъртността (прякото и косвеното) от началната възраст 0 години до  $x = 15$  години (долната граница на възрастовия интервал 15 - 19 години), т.е. само от влиянието на смъртността до този интервал. Другият ефект от 65 и повече преживени човекогодина за жените се дължи на общото влияние на смъртността, но само в този възрастов интервал (15 - 19 години). Или ефектът  $\Delta L_{15-19}$  зависи от общото влияние на смъртността в целия възрастов интервал от 0 до 20 години. По-нататък с двата факторни модела за прякото и косвеното влияние на смъртността в целия възрастов интервал 0 - 20 години ефектът  $\Delta L_{15-19}$  се подразделя на пряк и косвен ефект. Прекият ефект е  $\Delta L_{15-19,q} = \Delta L_{15-19,q} + \sum_{x=15}^{19} \Delta d'_{x,q} = 2668 + 131 = 2799$  повече преживени човекогодина от жените. Неговата интерпретация е, че 2 668 повече преживени човекогодина са само от прякото влияние на смъртността, т.е. само от разликите на вероятностите за умирање  $\Delta q_x = q_x^2 - q_x^1$  на отделните възрасти в интервала 0 - 15 години. Останалите 131 повече преживени човекогодина от жените са също от прякото влияние на смъртността поради разликите  $\Delta q_x$ , но само

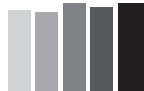
във възрастовия интервал 15 - 19 години. Или общото пряко влияние на смъртността  $\Delta L_{15-19,q}$  е от разликите на смъртността  $\Delta q_x$  за всички възрасти в интервала 0 - 20 години. По аналогичен начин се интерпретира и ефектът  $\Delta L_{15-19,l}$  от общото косвено влияние на смъртността в същия възрастов интервал 0 - 20 години. Според неговата точна формула

$$\Delta L_{15-19,l} = \Delta l_{15-19,l} + \sum_{x=15}^{19} \Delta d'_{x,l} + \sum_{x=15}^{19} \Delta a_x d_x = \Delta l_{15-19,l} + \sum_{x=15}^{19} \Delta d_{15-19,L}$$

с числата от примера  $\Delta L_{15-19,l} = -11 + (-1) + (-65) = -11 - 66 = -77$  по-малко са преживените човекогодина от жените поради общото косвено влияние на смъртността в целия възрастов интервал 0 - 20 години. За разлика от метода на Ариага косвеното влияние на смъртността с моите методи е отрицателно и минимално в сравнение с голямото и положително пряко влияние на смъртността. От общия косвен ефект  $\Delta L_{15-19,l} = -77$  по-малко преживени човекогодина от жените само 11 са непреживените човекогодина от това влияние на смъртността в интервала 0 - 15 години. Останалите (-66) човекогодина са от косвеното влияние на смъртността само в интервала 15 - 19 години. Подобни резултати се получават и от следващия пример за възрастовия интервал 55 - 59 години. С метода на Ариага ефектът от общото влияние на смъртността за този интервал е  ${}_5\Delta_{55} = 103828$  повече преживени човекогодина от жените. Той се подразделя на пряк ефект от 11 115 повече преживени човекогодина само от прякото влияние на смъртността във възрастовия интервал 55 - 59 години и косвен ефект от останалите 92 713 повече преживени човекогодина от жените. С моите факторни модели обаче се получават други резултати:  $\Delta L_{55-59} = 52887$  повече преживени човекогодина от жените във възрастовия интервал 55 - 59 години. От тях  $\Delta l_{55-59} = 50741$  са от общото влияние на смъртността във възрастовия интервал от 0 до 55 години, а останалите 2 146 човекогодина са от общото влияние на смъртността само в този петгодишен възрастов интервал 55 - 59 години. По-нататък с факторните модели за прякото и косвеното влияние на смъртността се получават следните ефекти:

$$\Delta L_{55-59,q} = \Delta l_{55-59,q} + \sum_{x=55}^{59} \Delta d'_{x,q} = 52610 + 4630 = 57240$$

повече преживени човекогодина само от прякото влияние на смъртността в интервала 0 - 60 години. От тях 52 610 човекогодина са от прякото влияние на смъртността



та във възрастовия интервал 0 - 55 години, докато останалите 4 630 човекогодина са от прякото влияние на смъртността само в този възрастов интервал (55 - 59 години). По аналогичен начин се получават и ефектите от косвеното влияние на смъртността за същия възрастов интервал:

$$\begin{aligned} \Delta L_{55-59,l} &= \Delta l_{55-59,l} + \sum_{x=55}^{59} \Delta d'_{x,l} + \sum_{x=55}^{59} \Delta a_x d_x = -1869 + (-338) + (-2146) = \\ &= -1869 - 2484 = -4353 \end{aligned}$$

непреживени човекогодина от жените. От тях (-1 869) човекогодина са непреживени само от косвеното влияние на смъртността от 0 до 55 години, а останалите (-2 484) човекогодина са от косвеното влияние само във възрастовия интервал 55 - 59 години. Накрая, със сумата на разликите  $\Delta L_x$  за всички единични възрасти от 0 години до последната  $w = 100$  години се получава по-големият брой на преживените човекогодина от жените с  $\Delta T_0 = 731596$  човекогодина в сравнение с преживените човекогодина от мъжете. Съответният факторен ефект от прякото влияние на смъртността за всички възрасти е  $\Delta T_{0,q} = \sum_{x=0}^{100} \Delta L_{x,q} = 1644005$  повече преживени човекогодина от жените само поради техните по-малки вероятности за умиране на всички възрасти без съвсем малкото и незначително влияние на смъртността в интервала 4 - 5 години. Другият факторен ефект от косвеното влияние на смъртността също за всички възрасти е  $\Delta T_{0,l} = \sum_{x=0}^w \Delta L_{x,l} = -912409$  непреживени човекогодина от жените само поради техния по-голям брой умрели от по-големия брой на доживелите  $l_x^2$  в сравнение с по-малкия брой на доживелите мъже  $l_x^1$  на отделните възрасти. Или както можеше да се очаква, получените резултати с моите факторни модели показват, че по-големият брой на всички преживени човекогодина от жените с  $\Delta T_0 = 731596$  човекогодина и тяхната по-голяма средна продължителност на живота с  $\Delta e_0 = \frac{\Delta T_0}{l_0} = 7,32$  години произлизат само от преобладаващото пряко влияние на смъртността поради техните по-малки вероятности за умиране на всички възрасти. При тези условия на задачата е недопустимо според мен косвените ефекти да бъдат положителни и по-големи от преките ефекти, както се получава с модела на Ариага. По тази причина не приемам този модел, нито подобните на него, предложени от други автори.

**ЦИТИРАНА ЛИТЕРАТУРА:**

**Калоянов, Т.** (2011). Декомпозиция на промените на средната продължителност на предстоящия живот, Население, кн. 1 - 2, С.

**Милкоева, Б.** (1998). Математически справочник, МОН, С.

**Русев, Б.** (2009). Един подход за адитивен индексен анализ, Икономическа мисъл, кн. 5, С.

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

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

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

**Христов, Е.** (1978). Прирастът на продукцията според промените във вложеното количество труд и производителността на труда, Статистика, кн. 5, С.

**Христов, Е.** (2004а). Факторен анализ на прирасти на абсолютни резултативни величини с реални нетни и брутни ефекти, Икономическа мисъл, кн. 3, С.

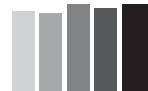
**Христов, Е.** (2004б). Факторен анализ на прирасти на средни равнища с реални нетни и брутни ефекти, Икономическа мисъл, кн. 6, С.

**Христов, Е.** (2004в). Анализ на изменението на производителността на труда с реални структурни и неструктурни ефекти, Статистика, кн. 6, С.

**Христов, Е.** (2006). Преходът от адитивен факторен анализ на абсолютни резултативни величини в индексен факторен анализ с реални ефекти, Икономическа мисъл, кн. 2, С.

**Христов, Е.** (2010а). Еднозначни решения от адитивен факторен анализ с дискретни данни за однородна и разнородна продукция, Статистика, кн. 1 - 2, С.





**Христов, Е.** (2010б). Еднозначни решения от индексен факторен анализ с дискретни данни за еднородна и разнородна продукция, Статистика, кн. 3 - 4, С.

**Христов, Е.** (2012). Факторни модели за общото влияние на по-възрастната смъртност върху изменението на средната продължителност на живота, Статистика, кн. 1 - 2, С.

**Arriaga, E.** (1984). Measuring and explaining the change in life expectancies. *Demography* 21.

**Bachman, G., L. Narici** (1966). *Functional analyses*, Academic Press, N.Y.

**Chiang, C. L.** (1977). *Life Table and Mortality Analyses*, World Health Organization, Geneva.

**Kreyszig, E.** (1993). *Advanced Engineering Mathematics*, John Wiley and Sons, N.Y.

**Preston, H., P. Heuveline, M. Guillot** (2002). *Demography: Measuring and Modeling Population Processes*. Oxford: Blackwell Publishers.

## ФАКТОРНЫЕ МОДЕЛИ ОБЩЕГО, ПРЯМОГО И КОСВЕННОГО ВОЗДЕЙСТВИЯ СМЕРТНОСТИ ПО ВОЗРАСТУ НА ИЗМЕНЕНИЕ СРЕДНЕЙ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТИ ЖИЗНИ

*Емил Христов\**

**РЕЗЮМЕ** В статье представлены основные итоги одного полного и независимого исследования автора, осуществленного в двух частях. Первая изложена в журнале в 2012 году, вып. 1-2, и относится только к измерению общего воздействия смертности по возрасту на разницу  $\Delta e_0$  между средними продолжительностями жизни двух популяций. В целях связи с предыдущей статьей, здесь представлены коротко только наиболее значимые итоги первой части. В ней выведены и обоснованы три факторные модели, в которых разность  $\Delta e_0$  заменена для удобства анализа разницей  $\Delta T_0$  человеко-лет, прожитых двумя популяциями. Три модели выражены новой факторной переменной  $\Delta d'_x = d_x^1 - d_x^2$ , предложенной автором, о числе переживших возрастной интервал  $x, x+1$  лет, являющейся альтернативной (обратной) разнице  $\Delta d'_x = d_x^2 - d_x^1$ , относящейся к табличной численности умерших. Новая переменная  $\Delta d'_x$  выведена посредством разниц доживших  $\Delta l'_x = l_x^2 - l_x^1$ . С помощью первой модели  $\Delta T_{x,w} = \sum_x^w (w+1-x) \Delta d'_x$  человеко-лет оценивается доля общего воздействия смертности  $\Delta d'_x$  в отдельных возрастных интервалах с  $x$  по  $w$  лет на конечные результаты  $\Delta T_0$  и  $\Delta e_0$ . Для целого возрастного интервала с  $x=0$  лет по  $w$  лет эта модель известна как „модель конечных эффектов”. Вторая факторная модель также выведена с помощью разниц  $\Delta l'_x$ , но для возрастных интервалов с 0 по  $m$  лет:  $\Delta T_{l,m} = \sum_{x=1}^m \Delta l'_x = \sum_{x=0}^m (m-x) \Delta d'_x$ . Характерно для нее, что  $\Delta T_{l,m}$  определяется многократным участием  $(m-x)$  раз  $\Delta d'_x$  с каждого возрастного интервала. Для всего интервала с 0 по  $m=w$  лет, вторая модель превращается в модель конечных эффектов. Третья факторная модель использует более точный показатель  $L_x$  - число живых в интервале  $x, x+1$  лет. Используется точная формула Чанга (Chiang) об  $L_x = l_x - d_x + a_x d_x$  и ее преимущества по сравнению

\* Проф., д-р экономических наук; e-mail: emil\_hristov\_37@hotmail.com.



с числом доживших  $l_x$ . Разницами  $\Delta L_x = \Delta l_x + \Delta d'_x + \Delta a_x d_x$  третья факторная модель является  $\Delta T_{0,x} = \sum_{x=0}^m \Delta L_x = \sum_{x=0}^m [(m+1-x)\Delta d'_x + \Delta a_x d_x]$ ,

в которой  $\Delta a_x d_x = a_x^2 d_x^2 - a_x^1 d_x^1$ , это разница в доживании умерших  $d_x^2$  и  $d_x^1$  до средних возрастов смерти  $x+a_x^2$  и  $x+a_x^1$  лет в интервале  $x, x+l$  лет. При  $m=w$  лет получается разница  $\Delta T_0$ .

Наряду с представленными моделями с первой части исследования, в настоящей статье изложены остальные основные результаты со второй части того же самого исследования. В ней разница умерших  $\Delta d_x = d_x^2 - d_x^1$  вследствие общего воздействия смертности распределяется на две факторные части прямым и косвенным воздействием смертности в каждом возрастном интервале. Для этой цели использована дискретная факторная функция  $\Delta d_{x,x+1} = q_{x,x+1} l_x$ , которая путем аддитивного факторного анализа превращается в линейную. Это превращение осуществляется согласно теории вероятностей показателями о каждом возрастном интервале, с тем, чтобы получить теоретическое однозначное решение:  $\Delta d_x = \Delta q_x l_{xmin} + \Delta l_x q_{xmin} + \text{sgn} \Delta q_x \Delta l_x$ . Первое произведение  $\Delta q_x l_{xmin} = \Delta d_{x,q}$  является прямым чистым эффектом только с прямого воздействия смертности посредством разницу вероятностей смерти  $\Delta q_x = q_x^2 - q_x^1$  с меньшим числом доживших  $l_x^1$  или  $l_x^2$ . Следующее произведение  $\Delta l_x q_{xmin} = \Delta d_{x,l}$  - это косвенный чистый эффект в интервале  $x, x+l$  лет только косвенного воздействия смертности посредством разницу доживших  $\Delta l_x = l_x^2 - l_x^1$  с меньшей вероятностью  $q_x^1$  и  $q_x^2$ . Третье произведение  $\text{sgn} \Delta q_x \Delta l_x$  - это евентуальный совместный эффект прямого и косвенного воздействия смертности, который согласно теории вероятностей возникает только при однонаправленных изменениях двух факторных показателей  $q_x$  и  $l_x$ . Обозначение  $\text{sgn}$  перед совместным эффектом обозначает дискретную нечетную функцию математического сигнума из функционального анализа с дискретными переменными. Он указывает на алгебраическое обозначение совместного эффекта двух факторных разниц  $\Delta q_x$  и  $\Delta l_x$ . При  $\Delta q_x > 0$  и  $\Delta l_x > 0$ ,  $\text{sgn} = +1$ , откуда  $\text{sgn} \Delta q_x \Delta l_x = +\Delta q_x \Delta l_x$ . При  $\Delta q_x < 0$  и  $\Delta l_x < 0$ ,  $\text{sgn} = -1$ , откуда  $\text{sgn} \Delta q_x \Delta l_x = -\Delta q_x \Delta l_x$ , в то время как при различных алгебраических знаках  $\Delta q_x$  и  $\Delta l_x$ ,  $\text{sgn} = 0$ , откуда  $\text{sgn} \Delta q_x \Delta l_x = 0$ . Если имеется

совместный эффект, он распределяется пропорционально между двумя чистыми эффектами  $\Delta d_{x,q}$  и  $\Delta d_{x,l}$ , и формируются конечные (валовые) эффекты прямого и косвенного воздействия смертности в каждом возрастном интервале. Представленное теоретическое решение аддитивного факторного анализа в силе для всех задач и всех статистик, когда анализируют дискретную зависимую переменную с произведения двух или больше дискретных факторных переменных. На следующем этапе анализа эффекты прямого и косвенного воздействия смертности  $\Delta d_{x,q}$  и  $\Delta d_{x,l}$ , превращаются в альтернативные (обратные) разницы для переживших и непереживших  $\Delta d'_{x,q} = (q_x^1 - q_x^2)l_{x\min}$  и  $\Delta d'_{x,l} = (l_x^1 - l_x^2)q_{x\min}$ . Ими заменяется  $\Delta d'_x$  для каждого возраста в каждой из трех факторных моделей об общем воздействии смертности. Таким образом каждая модель разделяется на две факторные модели о прямом и косвенном воздействии на смертность. Какая пара моделей будет выбрана для анализа, зависит от цели и специфики конкретной задачи.

Автор не согласен с моделью Ариага и подобными ему моделями, так как разница вероятностей смерти  $\Delta q_x = q_x^2 - q_x^1$  для прямого воздействия смертности заменена меньшей разницей вероятностей смерти  $\Delta q_{x,L} = q_{x,L}^2 - q_{x,L}^1$ . Согласно теории вероятностей,  $q_x^2$  и  $q_x^1$  являются вероятностями смерти доживших  $l_x^2$  и  $l_x^1$  в целом интервале с  $x$ ,  $x+1$  лет, в то время как  $q_{x,L}^2$  и  $q_{x,L}^1$  являются вероятностями смерти  $l_x^2$  и  $l_x^1$  только с  $x$  по меньшие средние возрасты  $x+a_x^2$  и  $x+a_x^1$  лет.



## FACTOR MODELS FOR THE GENERAL, DIRECT AND INDIRECT IMPACT OF MORTALITY BY AGE ON THE CHANGE IN THE EXPECTATION OF LIFE

*Emil Hristov\**

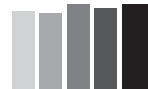
**SUMMARY** The article presents the main results of a complete and independent study carried out by the author in two parts. The first one was published by the journal in 2012, Issues I-II, and concerns only the general impact of mortality by age on the difference  $\Delta e_0$  between the mean expectations of life of two populations. In order to ensure the link with the previous article, here we present briefly only the most important results of the first part of the study. In this part the author reaches and proves three factor models, in which the difference  $\Delta e_0$  is replaced for greater convenience of the analysis with the difference  $\Delta T_0$  between the numbers of surviving person-years of the two populations. The three models are expressed through a new factor variable:  $\Delta d'_x = d_x^1 - d_x^2$ , proposed by the author to show the number of persons surviving the age interval  $x, x + 1$  years, which is alternative (opposite) to the difference  $\Delta d_x = d_x^2 - d_x^1$  showing the number of dying persons. The new variable  $\Delta d'_x$  is reached through the difference between the surviving persons:  $\Delta l_x = l_x^2 - l_x^1$ . With the first factor model:  $\Delta T_{x,w} = \sum_x^w (w+1-x) \Delta d'_x$  person-years estimates the contribution of the general impact of mortality  $\Delta d'_x$  in separate age intervals from  $x$  to  $w$  years on the final differences  $\Delta T_0$  and  $\Delta e_0$ . For the entire age interval from  $x = 0$  years to  $w$  years it is known as “model for final effects”. The second factor model is also reached through the differences  $\Delta l_x$ , but for the age intervals from 0 to  $m$  years:  $\Delta T_{l,m} = \sum_{x=1}^m \Delta l_x = \sum_{x=0}^m (m-x) \Delta d'_x$ . What is characteristic for this model is that  $\Delta T_{l,m}$  is determined through the multiple participation  $(m-x)$  times for  $\Delta d'_x$  of every age interval. For the entire interval from 0 to  $m = w$  years, the second model turns into the model for final effects. The third factor model uses the more precise indicator  $L_x$  - the number of the living in the interval  $x, x+1$  years. It employs the precise formula of Chiang  $L_x = l_x - d_x + a_x d_x$  for and its advantages to the number of the live

\* Prof., Ph.D. in Economics; e-mail: emil\_hristov\_37@hotmail.com.

$l_x$ . With the differences  $\Delta L_x = \Delta l_x + \Delta d_x' + \Delta a_x d_x$  the third factor model is:  

$$\Delta T_{0,x} = \sum_{x=0}^m \Delta L_x = \sum_{x=0}^m \left[ (m+1-x) \Delta d_x' + \Delta a_x d_x \right],$$
 where  $\Delta a_x d_x = a_x^2 d_x^2 - a_x^1 d_x^1$  is the difference in survivability of dying persons  $d_x^2$  and  $d_x^1$  to mean dying age  $x + a_x^2$  and  $x + a_x^1$  years in the interval  $x, x+1$  years. When  $m=w$  years the result is the difference  $\Delta T_0$ .

Besides the presented models from the first part of the study, the present article also shows the rest of the major results reached in the study. The difference of the dying:  $\Delta d_x = d_x^2 - d_x^1$  of the general impact of mortality is divided into two factor parts related to the direct and indirect impact of mortality in each age interval. This is achieved by the use of the discrete factor function:  $\Delta d_{x,x+1} = q_{x,x+1} l_x$ , which through additive factor analysis is linearized. This linearization is achieved in accordance with the theory of probability using the indicators for each age interval in order to obtain a theoretical single-result solution  $\Delta d_x = \Delta q_x l_{xmin} + \Delta l_x q_{xmin} + \text{sgn} \Delta q_x \Delta l_x$ . The first product:  $\Delta q_x l_{xmin} = \Delta d_{x,q}$  is the direct net effect, only of the direct impact of mortality, reached through the difference between the dying probabilities:  $\Delta q_x = q_x^2 - q_x^1$  and the smaller number of the living:  $l_x^1$  or  $l_x^2$ . The following product:  $\Delta l_x q_{xmin} = \Delta d_{x,l}$  is the indirect negative net effect in the interval  $x, x+1$  years, only of the indirect impact of mortality, reached through the difference between the living:  $\Delta l_x = l_x^2 - l_x^1$  and the smaller probability:  $q_x^1$  or  $q_x^1$ . The third product:  $\text{sgn} \Delta q_x \Delta l_x$  is the probable joint effect of the direct and indirect impact of mortality, which according to the theory of probability may arise only in case of unidirectional changes of both factor indicators  $q_x$  and  $l_x$ . The operator *sgn* before the joint effect stands for the discrete uneven function of the mathematical *signum* of the mathematical analysis with discrete variables. It shows the algebraic sign of the joint effect of the two factor differences  $\Delta q_x$  and  $\Delta l_x$ . In case  $\Delta q_x > 0$  and  $\Delta l_x > 0$ ,  $\text{sgn} = +1$ , hence  $\text{sgn} \Delta q_x \Delta l_x = +\Delta q_x \Delta l_x$ . In case  $\Delta q_x < 0$  and  $\Delta l_x < 0$ ,  $\text{sgn} = -1$ , hence  $\text{sgn} \Delta q_x \Delta l_x = -\Delta q_x \Delta l_x$ . In case of different algebraic signs for  $\Delta q_x$  and  $\Delta l_x$ ,  $\text{sgn} = 0$ , hence  $\text{sgn} \Delta q_x \Delta l_x = 0$ . If there is joint effect, it is distributed proportionally between the two net effects:  $\Delta d_{x,q}$  and  $\Delta d_{x,l}$  which yields final (brut) effects of both the direct and indirect impact of mortality in all age intervals. The indicated theoretical solution

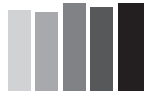


of the additive factor analysis holds true for all problems and all statistical operations, which analyse a discrete variable quantity based on the product of two or more discrete factor variable quantities. At a subsequent stage of the study the effects of the direct and indirect impacts of mortality:  $\Delta d_{x,q}$  and  $\Delta d_{x,l}$ , is converted into alternative (reverse) differences for surviving and non-surviving persons:  $\Delta d'_{x,q} = (q_x^1 - q_x^2)l_{x\min}$  and  $\Delta d'_{x,l} = (l_x^1 - l_x^2)q_{x\min}$ . They are used to replace  $\Delta d'_x$  for every age in each of the three factor models for the general impact of mortality. Thus, each model is divided into two fact models of the direct and indirect impact of mortality. Depending on the specific nature of the intended analysis, one of these triple sets of models may be selected and applied.

The author disagrees with the model proposed by Arriaga and other similar models, because the difference in dying probabilities:  $\Delta q_x = q_x^2 - q_x^1$  for the direct impact of mortality is replaced by the smaller difference in dying probabilities:  $\Delta q_{x,L} = q_{x,L}^2 - q_{x,L}^1$ . According to the probability theory,  $q_x^2$  and  $q_x^1$  are the dying probabilities for the living  $l_x^2$  and  $l_x^1$  during the whole interval from  $x$ ,  $x+1$  years, while  $q_{x,L}^2$  and  $q_{x,L}^1$  are dying probabilities for  $l_x^2$  and  $l_x^1$  only from  $x$  to the lower ages:  $x+a_x^2$  and  $x+a_x^1$  years.







## БВП ПО МЕТОД НА ДОХОДИТЕ - ОЦЕНКА НА КОМПЕНСАЦИЯ НА НАЕТИТЕ ЛИЦА В СЪПОСТАВИМИ ЦЕНИ (НА ПРЕДХОДНА ГОДИНА И ПО ЦЕНИ НА 2005 ГОДИНА)

*Елка Атанасова\**

С нарастването на значението на статистическата информация в глобален план се увеличават и предизвикателствата към Националната статистическа система на България (Националният статистически институт и органите на статистиката) като част от Европейската статистическа система. При това една от областите с ключово значение е макроикономическата статистика и по-специално, показателите за оценка на обема и структурата на brutния вътрешен продукт (БВП).

Системата на националните сметки (СНС) дефинира БВП като показател, показващ състоянието и тенденциите в развитието на икономиката за определен период - обикновено за година. БВП е основният показател за определяне на икономическата политика на макроравнище. Неговата оценка се получава посредством три метода - **производствен, метод на доходите и метод на разходите за крайно използване**. Тези методи, базиращи се на различни източници на данни, представляват обобщение на връзките в СНС. Всеки от трите метода се базира на различни икономически агрегати, които, взети заедно, представляват обобщение на логическите взаимовръзки в СНС. Основно изискване на системата е независимост на трите оценки, т.е. всеки компонент на БВП при различните подходи да бъде оценен самостоятелно и независимо. Предвид използваните източници на информация, производственият метод и методът на крайното използване предоставят независими оценки на БВП. Оценката по стойностния метод е относително зависима дотолкова, доколкото се основава на същите източници на информация както при производствения метод за оценка на добавената стойност и позицията „опериращ излишък“ се получава като резултативна, балансираща величина.

Към настоящия момент методът на доходите е дефиниран като едно от направленията в макроикономическата статистика, което съдър-

\* Директор на дирекция „Макроикономическа статистика”, НСИ; e-mail: eatanasova@nsi.bg.

жа широки възможности за усъвършенстване на методологията и подобряване на практиката по изготвяне на годишни и тримесечни оценки за обема на БВП на страната.

Предмет на изследването е технологията на съставянето на информацията, съдържаща се в БВП, изчислен чрез метода на доходите, съпътстващите проблеми, породени от промените, свързани с въвеждането на новата стандартна СНС 2008 и новата Европейска система от национални сметки 2010.

Изследването, от своя страна, е насочено към доказване на целесъобразността от безусловно спазване на императивите на СНС и ЕСС '95 при съставянето и разработването на БВП чрез метода на доходите като гаранция за „производството“ на надеждна и напълно съпоставима информация по отношение на европейските норми, необходима за изчисляването на БВП по този метод. По този начин ще се гарантира минимализиране на допустимите разлики в обема на БВП, изчисляван по трите прилагани в практиката методи: производственият, на крайното използване и доходният.

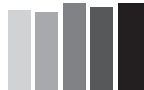
С цел задълбочаване на анализа и определяне на тенденциите в данните и елиминирайки влиянието на цените, компенсацията на наетите лица е разработена по съпоставими цени, като за останалите компоненти от метода на доходите е представена концепция за тяхното разработване. По този начин посредством представянето на компонентите в съпоставими цени са разширени възможностите за анализ.

### **I. Структура на метода на доходите**

Формирането на доходите съдържа информация, необходима за изчисляване на БВП по т.нар. доходен метод. По този метод БВП се получава като сума от всички изплатени доходи за факторите на производството, участвали в процеса на неговото създаване. Ето защо понякога се нарича „метод за измерване на БВП по елементи на дохода“ (или по елементи на добавената стойност)<sup>1</sup>:

- Компенсация на наетите лица
- Данъци върху производството и вноса
- Субсидии
- Брутен опериращ излишък/брутен смесен доход.

<sup>1</sup> Op. cit. Framework of the ESA 95. 2002, p. 207.



Методът на доходите създава възможност за задълбочено анализиране от гледна точка на възмездяването на изразходвания труд в процеса на производство поради неговата специална същност, а именно притежаваните от него особени качества и режим на производство и възпроизводство заедно с характерните му особености поради пряката връзка с отделния индивид и цената на вложения от него труд. Цената на труда или т.нар. „компенсация на наетите лица” е най-важната особеност във взаимодействието между производствените фактори. От друга страна, не по-малко важна особеност е потреблението на труд, което е пряко свързано с дългосрочни цели и постоянно инвестиране за усъвършенстването му в процеса на използване.

Отделните компоненти на формиране на доходите имат следното съдържание:

### **1. Компенсация на наетите лица**

Съгласно изискванията на ЕСС '95 компенсацията на наетите лица включва всички плащания за надници и заплати и социалноосигурителни вноски. Те се отчитат и записват в нарастваща база, т.е. измерва се стойността на възнагражденията, които наетото лице има право да получи срещу извършена от него дейност през съответния период, а не когато бъде извършено действителното плащане.

Компенсацията на наетите лица за работодателя представлява разход също толкова значим, колкото и останалите разходи, свързани с производствения процес и реализиране на продукцията. Може да се отбележи, че този разход е сред основните поради специфичната същност и характеристика на получателите на доходи - наетите лица. От икономическа гледна точка чрез цената на работната сила и възнагражденията, които изплаща на наетите лица, работодателят придобива правото да използва наетите чрез техния труд. Цената на тази работна сила се характеризира с три основни функции: възпроизводствена, стабилизираща и мотивираща.

Според ЕСС '95 компенсацията на наетите лица се измерва бруто, т.е. преди да бъдат направени намаления поради данъчни задължения, плащане на наеми и лични социалноосигурителни вноски<sup>2</sup>.

<sup>2</sup> European System of National and Regional Accounts. Eurostat, 1995, p. 241.

### а) Разходи за труд

В практиката на националните сметки и също така според изискванията на Европейската система от сметки се разграничават два вида разходи за труд:

- надници и заплати в брой;
- надници и заплати в натура.

Разходите за труд се отчитат в момента на изпълнение на възложената работа, докато останалите премиални възнаграждения и допълнителни плащания се отчитат към момента на тяхната дължимост.

**Надниците и заплатите в брой** включват следните видове възнаграждения:

- Основни надници и заплати, плащани на определени интервали от време.

- Допълнителни възнаграждения за положен нощен труд, работа през почивни дни, лоши или опасни условия на труд, както и допълнително положен труд извън обичайно формираното работно време.

- Премии, изплащани въз основа на печалба или висока производителност, допълнителни възнаграждения за Коледа и Нова година, годишно допълнително заплащане под форма на 13-а или 14-а заплата, т.е. допълнителни възнаграждения, имащи за цел стимулиране на наетия персонал с оглед нови успехи.

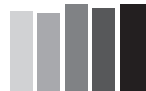
- Допълнителни плащания под формата на комисионни и хонорари.

- Специални премии или други извънредни плащания, свързани с цялостната дейност на предприятието, направени по схема за допълнително материално стимулиране.

- Плащания от страна на работодателя в полза на наетите лица по схеми на спестявания.

- Добавки за настаняване в собствен дом, изплащани в брой на наетите лица от техните работодатели.

В практиката на националните сметки **надниците и заплатите в натура** се състоят от стоки и услуги или други помощи, предоставени безплатно или на намалени цени от работодателите, които наетите лица биха могли да използват в удобно за тях време и по тяхна преценка за задоволяване на собствени нужди и желания както на тях, така и на членовете на техните семейства. Тези стоки и услуги или помощи не са необ-



ходими в процеса на производство, но за наетите лица те представляват допълнителен доход, т.е. те биха заплатили пазарната цена на тези стоки и услуги, ако си ги осигуряваха сами за собствено крайно потребление.

**Доходът в натура** допълва работната заплата и неговата основна цел е създаване на по-добри условия на труд, съдействие за нарастване на жизненото равнище на наетите и същевременно цели мотивиране на персонала за по-добра ефективност на труда. Би могло да се спомене фактът, че тези възнаграждения в натура нямат непосредствената характеристика на работна заплата, защото работната заплата се предоставя за положен труд и е свързана с изпълнение на определени задачи, докато доходът в натура се предоставя на наетите лица независимо от непосредствените фактори, които определят различните нива на работна заплата. С други думи, доходът в натура е разход, който се прави от работодателя единствено и само в полза на наетите лица.

Едни от най-често разпространените видове надници и заплати в натура са:

- униформи или друг вид специално облекло, необходими за работното място, но същевременно по избор на наетите лица биха могли да бъдат използвани и извън работното място;
- купони за определен вид търговски обекти;
- храни и напитки - намаленията на цените на тези храни и напитки, предоставяни в безплатни или субсидирани заведения за хранене или чрез купони;
- използването на превозни средства или други дълготрайни активи за лично ползване от наетите лица;
- стоки или услуги, произведени от работодателя като например: безплатно пътуване в железопътни или авиокомпании за наетите в транспорта, безплатни въглища за наетите в добивната промишленост, безплатна храна за наетите в общественото хранене и селското стопанство, безплатни телефонни разговори за наетите в съобщенията;
- предоставяне на спортни, ваканционни и почивни съоръжения на наетите лица и техните семейства;
- организиран транспорт от/до работното място;
- премийни акции, разпределяни между наетите лица;
- доход в натура също така е и лихвата, поета от работодателите при отпускани от тях заеми при номинален или дори нулев лихвен процент.

Разходите за труд под формата на доход в натура възникват, когато наетите лица получават възнаграждение под формата на стоки или услуги безплатно или по икономически незначими цени. Тези стоки и услуги се оценяват по базисни цени в случай, когато те са произведени от работодателя и се предоставят безплатно<sup>3</sup>. В случай че тези стоки и услуги се закупуват от работодателя, те се оценяват по покупни цени. Освен по изброените цени на отчитане - базисни и покупни, стоките и услугите могат да бъдат предоставени и по намалени цени - тази стойност се изразява в разликата между изчислението по първите два вида цени и сумата, заплатена действително от работодателя.

Оценката и разработването на заплатите и надниците в националните сметки се базира на оценките основно от сметките от бизнес статистиката, но с определени разлики между бизнес статистиката и националните сметки. Тези принципни различия се базират на концептуалното третиране на определени икономически категории относно компонентите на добавената стойност. Дооценките за дохода обхващат допълнителните доходи от бакшиши, частното използване на служебните автомобили и работещите без всякакъв договор. За изчисляването на тези допълнителни компоненти част от изискванията за обхват на националните сметки се използват изследванията на работната сила, потребителските цени и други.

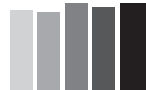
#### **б) Разходи за социално осигуряване**

Друг важен елемент на компенсацията на наетите лица представляват социалноосигурителните вноски, които се изплащат от работодателите за наетите лица и са с цел осигуряване на правото на наетите лица на социално осигуряване. Съгласно действащите правила за отчитане в националните сметки се разграничават два вида социалноосигурителни вноски:

- фактически социалноосигурителни вноски;
- условни социалноосигурителни вноски.

**Фактическите социалноосигурителни вноски** се състоят от плащанията от страна на работодателите в полза на наетите лица към действащите социалноосигурителни фондове. Тези плащания покриват нормативно регламентирани, договорни и доброволни вноски по застра-

<sup>3</sup> Op. cit. European System of National and Regional Accounts. Eurostat, 1995, p. 184.



ховка срещу определени социални рискове или нужди. Въпреки прякото заплащане на вноските от работодателите, те се считат като съставна част от компенсацията на наетите лица. Записват се в периода, през който е извършена конкретната дейност, за която се изплаща и възнаграждението.

**Условните социалноосигурителни вноски** представляват част от социалните помощи, изплатени директно от работодателите на наетите лица, имащи право на тях, без намесата на застрахователни компании или други подобни фондове и същевременно без създаването на специален фонд или отделен резерв за тази цел.

## 2. Други данъци върху производството

Другите данъци върху производството са част от елемента „Данъци върху производството и вноса”, които представляват задължителни, неподлежащи на компенсиране плащания, в брой или в натура, и се налагат като данъчно задължение по отношение на производството и вноса на стоки и услуги, наемането на работна ръка, собствеността или използването на земя, сгради или друг вид активи, които се използват и са в пряка връзка с производствения процес. Този вид данъци подлежат на заплащане независимо от наличието или не на печалба.

Другите данъци върху производството включват:

- данък върху нарастване на средствата за работна заплата;
- данъци върху собствеността или използването на земя и сгради, използвани в процеса на производството;
- данъци върху използването на дълготрайни активи за целите на производството;
- данъци върху замърсяването в резултат на производствена дейност;
- данъци, изплащани от предприятията с цел получаване на бизнес и професионални лицензии.

Информацията за данъците и социалните осигуровки в държавния бюджет е на касова основа. За да се съобрази с изискванията на ЕСС '95, прилагани към фискалната нотификация (EDP), НСИ изисква по-подробна информация за данъците и социалните осигуровки още от 2005 година. През 2008 г. е разработен и приет **методът на времево изместена касова основа**, който е одобрен от Евростат и впоследствие започна да се използва в практиката и в България.

### 3. Други субсидии върху производството

С оглед по-ясното третиране на другите субсидии върху производството би било полезно да се уточни използваното за целите на националните сметки понятие „субсидия”. Субсидиите представляват текущи, неподлежащи на компенсиране плащания, които се отпускат от институционалния сектор „Държавно управление” в полза на производителите с цел да бъде повлияно върху равнището на тяхното производство, цените на стоките и услугите. Субсидиите биват два типа:

- субсидии върху продуктите;
- други субсидии върху производството.

Другите субсидии върху производството намират своето приложение в метода на доходите. Те се състоят от субсидии, които производствените единици могат да получат в резултат на участието си в производствения процес.

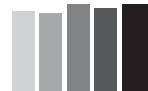
В практиката на националните сметки субсидиите се отчитат, когато възниква събитието, което от своя страна ги поражда. Съществуват няколко особени случая на отчитане. Когато субсидиите са предназначени за покриване на загуба, понесена от производител, те се отчитат в момента на вземане на решението от правителството. Друг случай на особено отчитане е, когато субсидиите, които са под форма на разлика между покупна и продажна цена, определена от държавна агенция, се отчитат в момента на закупуване от агенцията, но при условие, че тяхната пазарна цена е известна.

В сметка „Формиране на дохода” другите субсидии върху производството се отразяват с отрицателен знак.

### 4. Брутен опериращ излишък/брутен смесен доход

Брутният опериращ излишък, т.е. печалбата или загубата на дадена икономическа дейност или икономическа единица, представлява балансираща статия в сметка „Формиране на дохода” (метода на доходите).





Изчисляването се извършва по следната схема:

Брутна добавена стойност

-

Компенсация на наетите лица

-

Други данъци върху производството

+

Други субсидии върху производството

=

Брутен опериращ излишък/брутен смесен доход.

Предприятията, водещи пълен комплект от сметки - публичен сектор и фирми, водещи двустранно счетоводно отчитане, формират брутен опериращ излишък, а тези фирми, които имат едностранно счетоводно отчитане - брутен смесен доход. Смесеният доход съдържа както възнаграждение за труда на собственика, така също и определен размер печалба или загуба от осъществяваната от него дейност. На този етап е невъзможно разграничаването между възнаграждението и печалбата или загубата на етап балансираща статия „смесен доход”.

### **5. Потребление на основен капитал**

С цел достигане до нетния опериращ излишък/нетен смесен доход се използва показателят „потребление на основен капитал”. Същността на показателя е:

Най-общо потреблението на основен капитал може да се определи като намаление през отчетния период на текущата стойност на наличните произведени активи, притежавани и използвани от производителя, в резултат на физическото им износване, морално остаряване или на повреди и аварии. В изложението не се включва стойността на загубите на основен капитал, причинени от военни действия или природни бедствия<sup>4</sup>. Потреблението на основен капитал представлява стойността на дълготрайните активи, използвани през разглеждания период в резултат на нормално износване и предвидимо излизане от употреба, включително и предвидими загуби на дълготрайни активи в резултат на инцидентно увреждане, срещу което може да се направи застраховка.

Потреблението на основен капитал се начислява върху възстановителната стойност на дълготрайните активи и стойността му може да

<sup>4</sup> Op. cit. European System of National and Regional Accounts. Eurostat, 1995, p. 228.

се отклонява значително от амортизацията, записана в счетоводните сметки на предприятията или която е определена за целите на данъчното облагане.

От гледна точка на практиката е особено важно потреблението на основен капитал да се разграничава от амортизацията, начислявана за целите на данъчното облагане от счетоводните отчети. Според ЕСНС '95 „потреблението на основен капитал следва да се изчислява от наличностите на дълготрайни активи и вероятния среден икономически живот на различните категории дълготрайни активи”<sup>5</sup>. Наличностите от дълготрайни активи трябва да се оценяват по цени на купувача за текущия период. Когато няма пряка информация за наличностите, се препоръчва използването на метода на постоянната инвентаризация. Всички предприятия са задължени да правят преоценка на своите активи.

#### **6. Нетен опериращ излишък и нетен смесен доход**

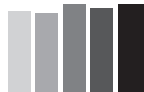
Позициите „Нетен опериращ излишък” и „Нетен смесен доход” са резултативни величини от brutния опериращ излишък и brutния смесен доход, намалени с потреблението на основен капитал. Както беше споменато, нетният смесен доход и нетният опериращ излишък се разграничават в зависимост от типа собственост на дадената икономическа институционална единица.

#### **II. Основни моменти в концепцията за представяне на показателите по съпоставими цени на предходната година и по цени на 2005 г. - измерване на ефектите от промени в обема и промените в цените**

При представянето на статистическите показатели в стойностно изражение от особено важно значение е разграничаването на промените в стойността, настъпили в резултат от изменението на цените, и от промените, предизвикани от измененията във физическия обем. По този начин общото изменение в стойността на даден показател следва да бъде разделено на два отделни компонента - ценови компонент и компонент на физическия обем. По принцип ценовият компонент трябва да включва промени, които се дължат единствено на настъпилите изменения в цените, а всички останали промени следва да се включат в компонента на физическия обем<sup>6</sup>.

<sup>5</sup> Op. cit. Handbook on National Accounts. 1999, p. 224.

<sup>6</sup> Европейската система от сметки 2010 (ЕСС 2010), параграф 10.01.



За измерването на ефекта от изменението на цените и съответно - от изменението на физическия обем на стоките и услугите, се ползват специални ценови индекси и индекси на физическия обем. Ценовите индекси характеризират изменението на цените на определена категория стоки или услуги във времето, докато индексите на физическия обем се конструират с цел измерване на промените в количеството при същите условия.

От практическа гледна точка се счита, че най-прецизни резултати се получават при използването на индексите тип „Фишер”. Приемливи алтернативи са формулата на Ласпер - за изчисляване на индекс на физическия обем, и формулата на Пааше - за изчисляване на ценови индекси. Практическото приложение на формулата на Фишер се характеризира с няколко съществени недостатъка, сред които необходимостта от събирането на допълнителни данни и неадитивност на резултатите. В резултат на това, на практика се използват формулата на Ласпер - за изчисляване на индекси на физическия обем, и формулата на Пааше - за определяне на ценовите индекси.

Индексът на цена по формулата на Пааше се определя, както следва:

$$P_p = \frac{\sum p_t q_t}{\sum p_0 q_t}, \quad (1)$$

където:

$P_p$  е ценови индекс на Пааше за периода  $t$  при базисен период 0;  
 $p$  - цени;  
 $q$  - количества.

Индексът на физическия обем тип Ласпер се изчислява по формулата:

$$L_q = \frac{\sum p_0 q_t}{\sum p_0 q_0}, \quad (2)$$

където:

$L_q$  е индекс на физическия обем тип Ласпер за периода  $t$  при базисен период 0;  
 $p$  - цени;  
 $q$  - количества.

При индекса на физическия обем тип Ласпер като тегла се използват цените за определен базисен период.

Изборът на базисен период има съществено влияние върху оценката на физическия обем, тъй като цените на отделните продукти през този период се вземат като тегла при изчисляване на индекса на физическия обем. Установено е, че с нарастването на броя на периодите между базисната и текущата година нарастват и различията в ценовата структура, което съществено намалява качеството на статистическата оценка на физическия обем. Този проблем, както е отбелязано в Ръководството по тримесечни национални сметки (точка 3.183), се решава по практически съображения с въвеждането на верижните индекси на физическия обем тип Ласпер.

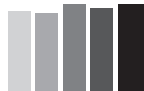
Основната идея при верижните индекси е отчитането на ценовата структура не само на фиксираната базисна година, но и на всички междинни периоди, намиращи се между базисната и текущата година.

В следващата част от настоящото изложение ще разгледам специфичните особености на методите за изчисляване на индекси на цена и обем при фиксирана базова година, приложими спрямо компонентите на формиране на доходите, след което ще анализирам методите за оценка на индекса на физическия обем с използването на верижни индекси.

### **1. Приложими методи за оценка на компонентите на сметка „Формиране на дохода” в съпоставими цени**

#### **Компенсация на наетите**

Целта и обектът на разработване на показателите в съпоставими цени са практическото представяне на процеса на изчисление и резултатът, който се отнася до компенсацията на наетите лица. При оценката на измененията в обема и цените на показателя „компенсация на наетите лица” следва да се има предвид, че той включва както парични потоци, формирани от работна заплата и социалноосигурителни вноски, така и парична оценка на възнаграждения в натура. Освен това, показателят не включва „смесения доход” на самонаетите лица. Компенсацията на наетите лица отчита положения от тях труд през текущия период, остойностен според заплащането на труда през определен базов период. Компенсацията на наетите лица в текущи цени, разделена на компенсацията



на наетите лица в съпоставими цени, дава имплицитен ценови индекс, аналогичен на имплицитния ценови индекс при крайното използване. С помощта на концепцията за остойността на труда на наетите лица според нивата на заплащане от дадена базова година се прави оценка на изменението в нивото на заплащане на труда, респективно компенсацията на наетите лица.

Оценката на физическия обем на положения от наетите лица труд се прави въз основа на единицата „един отработен час при даден вид и ниво на сложност на труда“. Тук следва да се отбележи, че критериите за определяне на нивото на сложност на труда са повече от един, като за целта могат да бъдат използвани изискваните образователно ниво и трудов стаж, естеството на работата, нивото на заплащане и други. Използването на всеки от посочените критерии би довело до получаване на различна оценка за физическия обем.

Остойността на положения от наетите лица труд по съпоставими цени се прави съобразно нивата на възнагражденията, валидни за определен базов период.

Елементът, отразяващ ценовите изменения при компенсацията на наетите лица, следва да обхваща всички изменения, които не са свързани с измененията в количеството отработени часове за даден вид и ниво на сложност на труда. Следователно всички изменения в онези елементи от компенсацията на наетите лица, които не са свързани с броя на отработените часове (напр. по голямата част от дохода в натура и социално- и здравноосигурителните вноски), следва да бъдат отнесени към ефекта от измененията на цените. По този начин се очертават два отделни метода за оценка на измененията в обема: а) директно използване на данните за количеството отработени часове (метод на екстраполация) и б) дефлиране на паричната стойност на възнагражденията (метод на дефлиране), при който ценовият ефект се определя имплицитно. Ако приемем, че всички изменения в броя отработени часове са отразени в размера на работната заплата в парична форма (т.е. отработените часове не могат да бъдат заплатени изцяло в натура), тогава отпада необходимостта от дефлиране на отделните компоненти от компенсацията на наетите лица.

### **Метод на екстраполация**

Този метод се основава на пряко отчитане на количеството труд чрез показателите „отработени часове“ или „еквивалент на лицата в

пълна заетост” за отделните категории наети лица. Използването на този метод е възможно при наличието на достатъчно детайлни и надеждни данни.

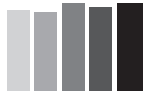
В някои случаи по практически съображения е необходимо да се ползват други измерители на положения труд, относими към целия пазар на труда или отделни негови сегменти, като заместители на показателя „отработени часове”. Един от алтернативните показатели е „заплатени часове”, въпреки че той включва времето за платен отпуск и болничните, които не са фактически отработено време. Следва да бъде отбелязано, че използването на общия брой заети лица като измерител на количеството положен труд е неуместно, тъй като не отчита измененията в относителния дял на частичната заетост.

На следващия етап е необходимо да бъде определен показател за отчитане на вида и ниво на сложност на труда, така че количеството положен труд да бъде претеглено и измененията в степента на сложност на работата да бъдат отчетени при измерването на измененията в обема. Това на практика представлява определяне на измененията в качеството на положения труд и отнасянето на тези изменения към компонента „физически обем на компенсацията на наетите лица”. В това отношение могат да бъдат използвани няколко критерия за определяне на нивото на сложност на труда:

- Образователно ниво - използването на класификацията Международна стандартна класификация на образованието (ISCED) предоставя широки възможности за степенуване на образователния ценз на наетите лица. Основният недостатък на този подход се изразява в надценяване на фактора „образователно ниво” за сметка на фактора „професионален опит”.

- Вид професия - при изследването на работната сила (LFS) се ползва Международната стандартна класификация на професиите (ISCO 1988), където професиите са организирани в йерархична структура. Това дава възможност например да се разграничат отделни работни позиции в рамките на едно производство (индустрия).

- Ниво на заплащане - в този случай се допуска, че служителите с по-високи професионални умения получават по-високо заплащане. Освен това, се предполага, че пазарът на труда функционира по начин,



недопускащ несъответствия между нивото на заплащане и професионалните умения.

- Класификация на длъжностите - използването на този критерий е възможно в сектори с висока унификация на длъжностните нива и позиции като напр. в държавната администрация. Длъжностното ниво често се свързва с дадено ниво на заплащане, поради което може да се очаква резултатите при използването на този критерий да са много близки до резултатите при критерий „ниво на заплащане”.

Основната цел при използването на посочените критерии е да се определи нивото на професионалните умения. Професионалните умения, от своя страна, се определят като физически и умствени способности, които наетото лице влага в своята работа.

Професионалните умения се разглеждат винаги в тясна връзка с упражняваната професия. Например едно лице с магистърска степен, работещо като сервитьор, не може да бъде определено като по-квалифицирано от друго лице, упражняващо същата професия без образование.

Важно е да се отбележи, че високото ниво на професионалните умения не означава непременно висока производителност на труда, въпреки че на макрониво може да се очаква, че между двете категории съществува тясна взаимовръзка.

Нито един от описаните вече критерии не отчита еднозначно нивото на професионалните умения, така че целта е да бъде намерен критерий или комбинация от критерии, които се доближават максимално до определението за „ниво на професионални умения”.

Използването на всеки от критериите е свързано с определени трудности от практическо и теоретично естество. Използването на Националната класификацията на професиите и длъжностите е възможно при ограничен кръг от организации и не може да бъде използвано в рамките на една хармонизирана система. Използването на данни за нивото на заплащане би могло да доведе до отклонения на оценката от фактическото ниво поради текущи неравновесия между търсенето и предлагането на пазара на труда. Например ако в даден момент на пазара на труда съществуват значителен брой инженери, търсещи работа, това ще доведе до относително понижаване на заплащането за съответната професия, което не означава, че професионалните умения на упражняващите

тази професия са се влошили. Следователно нивото на заплащане трябва да се приема като приблизителен измерител на качеството на труда в дългосрочен план.

При използването на критерия „образователно ниво” основната трудност се изразява в осигуряването на съответствие с фактически упражняваната професия. На тази основа и предвид необходимостта от прилагане на хармонизиран подход е уместно да се използва критерият „вид професия” освен в случаите, когато са налице основания да се счита, че видът образование и упражняваната професия са тясно свързани. При използването на критерия „вид професия” Международната класификация на професиите следва да се прилага най-малко на първи знак.

### **Дефлационен метод**

Когато не са налице данни за отработените часове, като алтернативен подход се използват индекси за дефлиране на паричната стойност на работната заплата. Тези индекси трябва да отговарят на следните изисквания:

- Да са базирани на фактически изплатените възнаграждения за един час положен труд, което означава, че наличните данни за месечните размери на възнагражденията следва да се преобразуват в часове.
- Индексите трябва да са налични за отделни групи наети лица със сходни професионални умения.

На практика едновременното покриване на горните изисквания е трудно изпълнимо. Изпълнението на първото изискване е възможно посредством данни за продължителността на работното време, които да се ползват при преобразуване на заплащането от месечно на почасово. Второто изискване може да доведе до възникването на съществени затруднения в зависимост от структурата на пазара на труда. Съществуват два подхода, които могат да се използват за генерирането на приблизителни оценки.

**Първият подход** се свежда до разпределянето на наетите лица в отделни групи, като за всяка от тях се ползва т.нар. „представително” почасово ниво на заплащане, определено въз основа на данни за съответното производство или индустрия. Препоръчително е използването на индекси тип Пааше, но се допуска и използването на индекси Ласпер при условие, че изчисленията се правят при достатъчно ниво на детайлност.





Формирането на отделните категории наети лица има за цел да бъдат разграничени групите, характеризиращи се със съществени различия по отношение на динамиката на заплащането на труда.

В рамките на този подход при формирането на двата компонента, отразяващи съответно измененията в цената и измененията в обема, ако дадено изменение не бъде отразено от изменението в нивото на заплащане, същото бива отнесено към измененията във физическия обем.

Подходът с използването на представително почасово ниво на заплащане е подходящ при наличието на колективни трудови договори, които уреждат нивото на заплащане на големи групи наети лица. В този случай се приема, че нарастването на почасовото ниво на заплащане при формираните групи отразява фактическите изменения в цената на труда, докато всички останали компоненти на увеличение на средствата за работна заплата представляват изменения в обема.

**Вторият подход** се изразява в прилагането на метода на средната заплата. Методът се основава на средни нива на заплащането на труда за определени категории наети лица и се прилага в случаите, когато не са налични данни за общия брой отработени часове. За прилагането на този метод са необходими изчерпателни данни за броя на наетите лица и работните заплати, разпределени по дейности. Средният размер на нарастването на работната заплата се определя за всяка група наети лица, така че възнагражденията за съответната категория да могат да бъдат самостоятелно дефлирани.

Двата подхода имат недостатъци в сравнение с метода на екстраполация. Подходът с използването на представително почасово ниво на заплащане не предоставя възможност за разграничаване на измененията в цена, предизвикани от измененията в нивото на професионалните умения. Недостатък на подхода, базиран на средното ниво на заплащане, е използването на данни за наетите лица, вместо данни за фактическия брой отработени часове. Въпреки това и двата подхода могат да постигнат приемливо ниво на надеждност на резултатите.

### **Класификация на методите**

Методът на екстраполация следва да бъде определен като препоръчителен, при условие че са налични: а) достатъчно детайлизирани данни за оценка на нивата на професионални умения (при използване на

Международната класификация на професиите и Международната стандартна класификация на образованието, най-малко на ниво 1-ви знак) и б) стойностите на показателя „отработени часове” за целите на екстраполацията. Методът се определя като допустим, когато вместо данни за отработените часове се използват данни за заплатените часове или Международната класификация на професиите се използва при недостатъчно ниво на детайлизация.

Подходът с използването на представително почасово ниво на заплащане и подходът, базиран на средното ниво на заплащане, се определят като допустими методи.

Дефлирането на компенсацията на наетите лица с общ индекс на работната заплата и използването на индекс на потребителските цени се определят като непрепоръчителни методи.

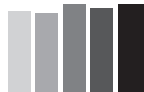
### **Други данъци и субсидии върху производството**

В тази категория влизат данъците, които не са непосредствено свързани с количеството или стойността на произведените или реализираните на пазара продукти, каквито са дължимите от работодателите социално- и здравноосигурителни вноски в полза на наетите лица, таксите за причинените от предприятията екологични замърсявания, лицензионните такси и данъците върху МПС и земите.

Субсидиите върху производството също не са пряко свързани с количеството или стойността на произведените или реализираните на пазара продукти (доколкото не са насочени към субсидиране на пазарните цени). Целта на тази категория субсидии е да стимулира определени производства или дейности.

Съществена особеност на данъците и субсидиите върху производството е, че те се отразяват в Системата на националните сметки в момента на осъществяване на съответното производство. Това трябва да се има предвид при оценката на измененията в обема и цените, която следва да се прави за периода на осъществяване на производството, а не към момента на фактическото изплащане на данъците и субсидиите върху производството.

Третирането на другите данъци върху производството и субсидиите върху производството поражда особена трудност, доколкото по дефиниция не е възможно те да бъдат директно свързани с произведени



единици. В случая на непазарните услуги тази трудност е още по-голяма поради факта, че те се използват единствено, когато не е възможно да се дефинират единици за количество. По принцип обаче е възможно тази трудност да се избегне, като другите данъци върху производството и субсидиите върху производството се определят в обемно изражение чрез сумата, на която те биха възлезли, ако не е имало изменение в данъчните правила и в цените спрямо предходната година. Така например данъците върху собствеността или използването на даден актив могат да бъдат оценени в обемно изражение чрез прилагане на правилата и цената на активите от предходната година към текущия период.

Основният концептуален проблем при изчисляването на физическия обем на данъците и субсидиите върху производството се изразява в липсата на количествено измерим показател за определяне на базата за изчисляване на размера на данъка/субсидията. Поради това особено важно е за всеки вид данък/субсидия да се извлече подходящ еквивалентен измерител на базата за изчисляване на размера. В това отношение могат да бъдат разгледани няколко отделни случая:

- Социално- и здравноосигурителни вноски - тук могат да бъдат използвани две величини: брой наети лица или общ размер на трудовите възнаграждения. Втората величина е приложима в случаите, когато размерът на вноската се определя като процент от начислената работна заплата. В този случай измененията в обема се определят въз основа на измененията на общия размер на трудовите възнаграждения, а измененията в цената се определят съобразно измененията в ставката за изчисляване на осигурителните вноски.

- Данъци върху собствеността или използването на активи - размерът на тези данъци може да се определя въз основа на броя на активите или техния размер.

- Лицензионни такси - лицензионните такси се третираат като данък върху производството при условие, че получаването на лиценз не е придружено с предоставяне на услуга. Тъй като лицензите се определят като фиксирана сума за съответния вид дейност, броят издадени лицензи се ползва за измерване на измененията в обема.

- Субсидии върху определени дейности (напр. дейности по намаляване на замърсяванията) - този вид субсидии могат да бъдат предос-

тавяни по няколко начина: като фиксирана сума за производствена единица, отговаряща на определени условия; възстановяване на определена категория разходи; като процент от оборота на съответната единица. В първия случай за измерител на обема се приема броят на производствените единици, а в останалите два случая се вземат под внимание стойностите на съответните разходи или оборот.

### **Класификация на методите**

Препоръчителните методи се основават на детайлни данни за всеки отделен данък и субсидия. В случаите, когато данъкът или субсидията се определя в процент от стойността на съответния обект, за всяка позиция се определя отделен индекс на цена.

Използването на методи, различни от посочените, се допуска, когато не е възможно съответният данък или субсидия да бъде разграничен от базата за неговото определяне.

### **Потребление на основен капитал**

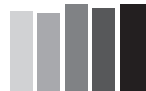
Потреблението на основен капитал отразява използването на дълготрайни активи през отчетния период. Стойността на този показател следва да бъде определена както за материалните, така и за нематериалните активи.

Методите за оценка на потреблението на основен капитал по текущи цени са базирани на данни за наличностите от дълготрайни активи и техният очакван икономически живот.

Най-широко разпространен е методът на постоянната инвентаризация. Предварително условие за прилагането на този метод е определянето на наличностите от дълготрайни активи. Ползват се детайлни данни за бруто образуването на основен капитал и съответните ценови индекси.

Тези ценови индекси позволяват формирането на капитал за определен брой години, отчетено по историческа стойност, за да бъде остойностено по цена на подмяна (replacement cost) при определена базова година. Получените индекси на цена и обем могат да бъдат използвани за оценка на потреблението на основен капитал по съпоставими цени.

Когато не се прилага постоянна инвентаризация на активите, формиращи основния капитал, оценката на потреблението на основен капитал по съпоставими цени е възможна посредством дефлирането на



стойностите в текущи цени с подходящ ценови индекс. За целта могат да бъдат ползвани индексите, получени въз основа на данните за бруто образуването на основен капитал по продукти. При използването на тези индекси следва да се вземе предвид възрастовата структура на капиталовите продукти, формиращи наличностите от дълготрайни активи.

Качеството на оценката на потреблението на основен капитал зависи в голяма степен от качеството на ценовите индекси, използвани за определяне на бруто образуването на основен капитал.

### **Класификация на методите**

Оценката на потреблението на основен капитал е тясно свързана с оценката на бруто образуването на основен капитал.

Като препоръчителен метод се определя използването на инвестиционни ценови индекси (investment price indices - IPIs). Използването на индекси на цена на производител (PPIs) също представлява препоръчителен метод при условие, че съществува пълно съответствие между обхвата на индекса и съответните дълготрайни активи. Ако не е налице такова съответствие, методът престава да бъде препоръчителен, но все пак е допустим.

В нашата практика за оценка на бруто образуването на основен капитал (БООК) по съпоставими цени се прилагат подходящите ценови индекси тип Пааше. За да се изчислят нивата на растеж, оценките за БООК се преизчисляват в съпоставими цени по предходна година. Изчислението се представя чрез дефлиране на отделните компоненти на съвкупността със съответните индекси тип Пааше по вид активи. Най-общо се използват следните дефлатори:

- Дефлирането на строителните активи се извършва на сумарно ниво поради липсата на кореспондираща детайлизирана информация. За строително-монтажни работи и собствено строителство на населението се използва косвеният дефлатор на строителната продукция. На практика този дефлатор представлява ценовият индекс на строителните разходи.

- За произведените машини и оборудване на вътрешния пазар се конструира специфичен дефлатор, който се изчислява на базата на индексите на цените на производител чрез потребителските цени на различните видове промишленост, произвеждащи инвестиционни стоки, на три- и

двучифрени нива от Националната номенклатура на промишлената продукция (ПРОДПРОМ), напълно съпоставима с PRODCOM. Индексите се представят за всеки отделен продукт и по този начин се отразяват кореспондиращите продажби на вътрешния пазар за съответния период, т.е. постига се дефлатор от вида на Пааше.

- Внесените машини и оборудване за БООК се дефлират по специфичен индекс, базиран на индексите за стойност на единица (UVI) за машини на три- и двучифрени нива на националната Класификация за икономически дейности (NCEA), използвайки съответстващ внос за текущия период като тегло.

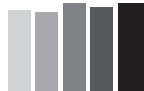
- Средният индекс на потребителските цени се използва за дълготрайните нематериални активи, тъй като не е налична ценова информация за този тип стоки и този индекс е близък до индекса на търсенето на вътрешния пазар.

Верижното обвързване на тримесечните данни се извършва посредством техниката на годишното застъпване, т.е. числата по цени от предходната година се намаляват пропорционално до средното ценово ниво на избраната референтна година, използвайки годишни дефлатори. Така автоматично се покрива критерият за времева съгласуваност, т.е. годишните суми на тримесечните верижно обвързани данни са равни на кореспондиращите директно верижно обвързани годишни.

## **2. Методи за изчисляване на верижно обвързани оценки на обема**

Верижното индексирание се изразява в построяването на общ индекс, отразяващ кумулативно нивата на множество верижно свързани краткосрочни индекси с различни базисни периоди. Например верижно обвързаният индекс (CLT), отразяващ настъпилите промени за периода  $t$  спрямо периода 0, може да бъде получен като произведение на краткосрочните индекси, отчитащи промените между съседните подпериоди, намиращи се в границите от 0 до  $t$ . Това може да бъде изразено с формулата<sup>7</sup>:

<sup>7</sup> Адаптирано по: Adriaan M. Bloem, Robert J. Dippelsman, and Nils O. Maehle. Quarterly National Accounts Manual - Concepts, Data Sources, and Compilation. International Monetary Fund, May 10, 2001. Available from: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/qna/2000/textbook/ch9.pdf>.



$$CL_t = L_1 * L_2 * L_3 * \dots * L_t \quad (3)$$

където  $L_t$  е краткосрочният индекс, измерващ промените за периода  $t$ , спрямо периода  $t-1$ , при което периодът  $t-1$  е едновременно базисен и референтен период.

Участието на краткосрочните индекси при изчисляването на верижно обвързания индекс може да бъде представено по следния начин:

$$\begin{cases} CL_0 = 100 \\ CL_1 = L_1 \\ CL_2 = L_1 * L_2 \\ CL_3 = L_1 * L_2 * L_3 \\ \dots \\ CL_t = \prod_{\tau=1}^t L_{\tau} \end{cases} \quad (4)$$

Верижно обвързаните индекси нямат еднозначно определен базисен период. Всеки краткосрочен (междинен) индекс ( $L_t$ ) в състава на верижно обвързаните индекси има за база съответстващия му предходен период. По този начин верижно обвързаните индекси имат множество базисни периоди ( $0 \rightarrow t$ ) и един фиксиран референтен период (0).

При верижното индексирание с термина „базисен период” се означава периодът, от който се използват текущите стойности на цените за претегляне на измененията в цените и обемите на елементарното ниво на агрегиране, а референтен е периодът, който се използва за представяне на данните в съпоставими цени<sup>8</sup>. В поредицата от индекси това е периодът със стойност 100.

Съществуват три основни метода за оценка на индекса на физическия обем при времеви редове с използването на верижни индекси - Annual overlap, One-quarter overlap и Over-the-year. Всеки от тях се ха-

<sup>8</sup> Решение на Комисията от 30.11.1998 г. - пояснение на приложение А към Регламент (ЕО) № 2223/96 на Съвета относно Европейската система от национални и регионални сметки в Общността по въпроса за принципите за измерване на цените и обемите. Официален вестник на Европейския съюз, L 340/33, 16.12.1998.

рактеризира със специфични предимства и недостатъци по отношение на адитивността и съпоставимостта на получените резултати.

- **Основни характеристики на метода „Annual overlap”**

При метода „Annual overlap” всяко тримесечие се изчислява по средногодишни цени на предходната година, след което се определят индексите на физическия обем на съответното тримесечие спрямо предходната година и получените стойности заедно с годишните индекси на физическия обем формират връзката до референтната година.

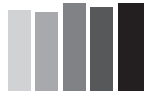
При използването на метода „Annual overlap” средногодишният индекс на физическия обем, изчислен на базата на тримесечни индекси, е идентичен на средногодишния индекс, изчислен на базата на годишни данни. Това обстоятелство се явява съществено предимство на метода, тъй като отпада необходимостта от допълнително реконспиране на тримесечните и годишните данни, която е налице при прилагането на другите два метода за верижно индексирание. Освен това, с използването на постоянна ценова база както за текущата, така и за предходните години, методът „Annual overlap” осигурява прецизна оценка на обема при съпоставянето на показателите спрямо годишните им стойности от предходни периоди.

- **Основни характеристики на метода „One-quarter overlap”**

При метода „One-quarter overlap” верижната обвързка се осъществява чрез остойносттаване на текущото тримесечие по средногодишни цени на предходната година и съпоставянето му с текущия обем на четвъртото тримесечие на предходната година, остойностен по средногодишни цени на предходната година.

На практика този подход поставя необходимостта тримесечните данни, изчислени посредством метода „One-quarter overlap”, да бъдат впоследствие редуцирани към независимо изчислените годишни оценки. Това обстоятелство чувствително ограничава практическото прилагане на метода. Преди редуцирането на тримесечните индекси на обем, темповете на изменение между последователни тримесечия отразяват без прекъсване промените във физическия обем не само в рамките на годината, но и между четвъртото тримесечие и първото тримесечие на следващата година.





• **Основни характеристики на метода „Over the year”**

Методът „Over the year” изисква определянето на стойностите на тримесечните данни по средногодишни цени на същата година. Изчисленията въз основа на тези данни индекси на физическия обем на годишна база се използват за получаване на съпоставими цени при избрана референтна година.

Получените с използването на този метод резултати не съответстват на независимо изчислените годишни индекси, но и не се различават съществено. Въпреки относително ниските разлики редуцирането на тримесечните оценки към годишните стойности е наложително.

Резултатите от сравнението на трите метода са представени в табл. 1.

**1. Основни характеристики на методите за верижно индексирание**

Критерий за оценка Метод	Съответствие между независимо изчислените годишни показатели и тримесечните показатели	Темп на изменение на физическия обем между последователни тримесечия
Annual overlap	Да	- Без отклонения в рамките на календарната година - Налице е прекъсване на връзката между четвърто и първо тримесечия на две последователни години
One-quarter overlap	Не (постига се след реконсилране на тримесечните оценки)	- Без отклонения преди реконсилране на тримесечните оценки - Наличие на отклонения след реконсилране на тримесечните оценки
Over the year	Не (постига се след реконсилране на тримесечните оценки)	Неприложимо

При изчисляване на стойностите на индексите на физическия обем при база предходната година се прилага стандартната формула на Ласпер, която при годишните данни е:

$$L_t^Y = \frac{\sum p_{t-1}q_t}{\sum p_{t-1}q_{t-1}}, \quad (5)$$

където:

$L_t^Y$  е индексът на физическия обем за годината  $t$  при базисна година  $t-1$ ;

$\sum p_{t-1}q_t$  - стойността на показателя за текущата година по цени на предходната година;

$\sum p_{t-1}q_{t-1}$  - стойността на показателя за предходната година по текущи цени.

При изчисляването на индекса на физическия обем за тримесечните данни за базисен период се приема съответното тримесечие на предходната година. Формулата за определяне на индекса на физическия обем в този случай е:

$$L_t^Q = \frac{\sum \bar{p}_{t-1}^Y q_t}{\sum \bar{p}_{t-1}^Y q_{t-1}}, \quad (6)$$

където:

$L_t^Q$  е индексът на физическия обем за текущото тримесечие  $t$  при базисен период съответното тримесечие на предходната година  $t-1$ ;

$\sum \bar{p}_{t-1}^Y q_t$  - стойността на показателя за текущото тримесечие по средногодишни цени на предходната година;

$\sum \bar{p}_{t-1}^Y q_{t-1}$  - стойността на показателя за съответното тримесечие на предходната година по средногодишни цени на същата година.

При изчисляването на верижно обвързаните индекси на физическия обем се прилага методът „Annual overlap”. Основните аргументи при избора на този метод се свеждат до:

- Среднопретеглената стойност на тримесечните индекси се равнява на годишния индекс, с което се постига съответствие между тримесечните и годишните оценки на растежа.
- С използването на този метод се преодолява рискът от генериране на отклонения в оценката на физическия обем.



- Методът се препоръчва от Евростат.

Първата стъпка в рамките на метода „Annual overlap” се състои в определяне на стойностите на тримесечията по средногодишни цени на предходната година ( $\sum \bar{p}_{t-1}^Y q_t$ ), след което се изчисляват индексите на физическия обем на съответното тримесечие спрямо предходната година по формулата:

$$L_t^Q = \frac{\sum \bar{p}_{t-1}^Y q_t}{\frac{1}{4} \sum p_{t-1}^Y q_{t-1}}. \quad (7)$$

Получените индекси се умножават последователно с всички годишни индекси на физическия обем за годините назад до референтната година. Например индексът на физическия обем за първото тримесечие на 2008 г. при времеви ред, започващ от 2005 г., и при референтна година 2005 се намира по формулата:

$$CL_{2008Q1} = L_{2006}^Y * L_{2007}^Y * L_{2008Q1}^Q = \frac{\sum p_{2005} q_{2006}}{\sum p_{2005} q_{2005}} * \frac{\sum p_{2006} q_{2007}}{\sum p_{2006} q_{2006}} * \frac{\sum \bar{p}_{2007}^Y q_{2008Q1}}{\frac{1}{4} \sum p_{2007}^Y q_{2007}}. \quad (8)$$

На следващия етап верижно обвързаните индекси на физическия обем се ползват за представяне на показателите по цени на референтната година:

$$\sum p_0^Y q_t = \frac{1}{4} \sum p_0^Y q_0^Y * CL_t, \quad (9)$$

където:

$\sum p_0^Y q_t$  е стойността на показателя за тримесечието  $t$  по цени на референтната година;

$\frac{1}{4} \sum p_0^Y q_0^Y$  - една четвърт от годишната стойност на показателя за референтната година по текущи цени;

$CL_t$  - верижно обвързан индекс на физическия обем за тримесечието  $t$ .

С цел получаване на максимално коректна оценка на измененията във физическия обем отделните компоненти се индексират независимо от агрегираните показатели. С други думи, агрегиращият показател не е равен на сумата от неговите компоненти, когато оценките в текущи цени за референтната година се умножат по съответния верижно обвързан индекс на физическия обем. Същевременно средно претеглената стойност на тримесечните индекси за дадена година се равняват на независимо изчислен годишен индекс, с което отпада необходимостта от реконструиране на тримесечните данни.

Както беше отбелязано, верижно обвързаните оценки на обема дават по-надеждна информация за изменението на статистическите показатели в реално изражение. Верижно обвързаните оценки на обема (индекси на физическия обем и нива в стойностно изражение по цени на референтната година) отразяват настъпилите изменения в обема през текущия период спрямо референтната година. Освен това, те могат да бъдат ползвани за изчисляване на показатели, характеризиращи краткосрочното изменение на обема, като темп на прираст спрямо съответното тримесечие на предходната година, а когато данните са сезонно изгладени - и темп на прираст спрямо предходното тримесечие. Темпът на прираст спрямо съответното тримесечие на предходната година, изчислен въз основа на верижно обвързаните оценки на обема, се получава по формулата:

$$\Delta CL_t = \frac{CL_t}{CL_{t-4}} - 1 = \frac{\sum p_0^Y q_t}{\sum p_0^Y q_{t-4}} - 1 . \quad (10)$$

До въвеждането на верижно обвързаните оценки на обема за целия динамичен ред на компонентите на БВП темпът на прираст се определяше въз основа на краткосрочния индекс на физическия обем ( $\Delta L_t^Q = L_t^Q - 1$ ), изчислен по формула (6).

Разликите в двата метода се дължат основно на обстоятелството, че краткосрочният индекс на физическия обем отчита съотношението между текущото тримесечие по цени на предходната година и съответ-



ното тримесечие на предходната година по средногодишни цени на същата година [ $\sum \bar{p}_{t-1}^Y q_{t-1}$  във формула (6)], докато верижно обвързаният индекс е базиран на средната номинална стойност на показателя за предходната година [ $\frac{1}{4} \sum p_{t-1}^Y q_{t-1}^Y$  във формула (7)].

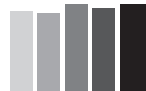
Следователно изчисленията въз основа на краткосрочния индекс темпове на прираст на годишна база силно зависят от отклоненията на тримесечията на предходната година спрямо средногодишното ниво. Формула (6) също така показва, че при изчисляването на индекса на физическия обем за две последователни тримесечия не се ползва една и съща база. Вместо това в изчисленията се включват самостоятелно всичките четири тримесечия на предходната година. Поради това резултатите, получени въз основа на краткосрочните индекси, се отклоняват от концепцията за прецизно измерване на промените в обема.

Следва да се допълни, че в условията на значителни колебания в ценовите нива и съществени изменения на обема, ползването на краткосрочни индекси, изчислени по формула (6), може да доведе до изкривяване на сезонната динамика при оценките на обема.

В обобщение на изложеното може да се заключи, че верижно обвързаните индекси представляват по-добър индикатор за оценка на измененията в обема в сравнение с краткосрочните индекси. Поради този факт за преизчисляване на показателя „компенсация на наетите лица” е възприет и използван методът на верижно използваните индекси. Същият метод се прилага при преизчисляване на БВП.

## 2. Компенсация на наетите лица общо за икономиката по цени на 2005 година

Година и тримесечия	Компенсация на наетите лица - лв.			Темп на прираст по цени на 2005 г. - %		
	по теку- щи цени	по съпоста- вими цени на предходната година	по цени на 2005 г.	съответният период на предходната година = 100	2005 г. = 100	
2000	I	2292.9				
	II	2477.1				
	III	2535.8				
	IV	2637.5				
2001	I	2523.2	2223.2	3202.3	-10.4	
	II	2747.8	2398.2	3454.5	-10.0	
	III	2779.5	2653.9	3822.8	-2.5	
	IV	2967.7	2634.7	3795.1	-12.5	
2002	I	2752.0	2485.1	3219.6	0.5	-9.9
	II	2836.8	2724.0	3529.1	2.2	-8.1
	III	2884.8	2832.1	3669.2	-4.0	-6.4
	IV	3243.3	2998.4	3884.6	2.4	-10.4
2003	I	2963.8	2771.9	3383.6	5.1	-5.3
	II	3101.1	2865.1	3497.3	-0.9	-8.9
	III	3124.9	2965.3	3619.7	-1.3	-7.7
	IV	3465.7	3389.9	4138.0	6.5	-4.6
2004	I	3211.3	3145.4	3638.2	7.5	1.8
	II	3319.9	3188.0	3687.5	5.4	-4.0
	III	3429.8	3213.1	3716.6	2.7	-5.2
	IV	3855.2	3604.6	4169.4	0.8	-3.9
2005	I	3448.6	3246.8	3574.8	-1.7	0.0
	II	3721.8	3487.7	3840.0	4.1	0.0
	III	3945.5	3560.5	3920.1	5.5	0.0
	IV	4556.1	3939.2	4337.1	4.0	0.0
2006	I	3756.5	3603.1	3603.1	0.8	0.8
	II	4123.4	3832.3	3832.3	-0.2	-0.2
	III	4367.5	4050.8	4050.8	3.3	3.3
	IV	5126.8	4724.8	4724.8	8.9	8.9
2007	I	4376.7	3913.0	3651.0	1.3	2.1
	II	4748.4	4274.5	3988.3	4.1	3.9
	III	5186.4	4579.9	4273.3	5.5	9.0
	IV	6086.1	5356.1	4997.5	5.8	15.2



## 2. Компенсация на наетите лица общо за икономиката по цени на 2005 година

(Продължение и край)

Години и тримесечия	Компенсация на наетите лица - лв.			Темп на прираст по цени на 2005 г. - %		
	по текущи цени	по съпоставими цени на предходната година	по цени на 2005 г.	съответният период на предходната година = 100	2005 г. = 100	
2008	I	5325.6	4697.6	3894.5	6.7	8.9
	II	5830.6	4928.3	4085.7	2.4	6.4
	III	6056.1	5480.3	4543.4	6.3	15.9
	IV	7183.8	6274.2	5201.5	4.1	19.9
2009	I	6066.9	5176.5	3761.0	-3.4	5.2
	II	6489.3	5699.0	4140.6	1.3	7.8
	III	6471.3	5662.5	4114.1	-9.4	4.9
	IV	6782.8	6773.8	4921.5	-5.4	13.5
2010	I	6568.6	5828.5	3824.7	1.7	7.0
	II	6756.5	6207.1	4073.2	-1.6	6.1
	III	6592.7	6294.7	4130.7	0.4	5.4
	IV	7212.2	6612.0	4338.9	-11.8	0.0
2011	I	6581.5	6513.4	3929.6	2.7	9.9
	II	7089.8	6683.1	4032.0	-1.0	5.0
	III	7155.7	6540.3	3945.8	-4.5	0.7
	IV	7697.2	7081.1	4272.1	-1.5	-1.5
2012	I	6612.8	6469.7	3669.8	-6.6	2.7
	II	7158.6	6992.3	3966.2	-1.6	3.3
	III	7303.1	7131.8	4045.3	2.5	3.2
	IV	7732.6	7520.3	4265.7	-0.1	-1.6

Представената разработка за изчисление на компенсацията на наетите лица по съпоставими цени на предходната година и по цени на 2005 г. е реализирана с оглед елиминиране на промяната на настъпилите изменения в обема през текущия период спрямо референтната година чрез верижно обвързване. В резултат на извършеното изследване на проблемите, свързани с разработването на компенсацията на наетите лица и съставянето ѝ в съпоставими цени и цени при постоянна база 2005 г., могат да бъдат направени няколко обобщаващи извода:

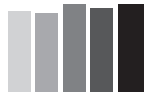
**Първо.** През последните години значителна част от усилията по отношение на хармонизирането на националната статистическа прак-

тика с европейските стандарти и препоръки бяха насочени в областта на законодателството и прилаганите методологии на статистическите изследвания. Същевременно се наблюдава ясно изразена тенденция на ежегодно увеличаване на броя на статистическите изследвания. Това се отнася както за изследванията, провеждани от НСИ, така също и за изследванията, провеждани от другите органи на статистиката. Основна причина за нарастване на обема на статистическите дейности са ангажиментите по осигуряване на статистическа информация, произтичащи от членството на страната в ЕС. С ключово значение за съставянето на метода на доходите и респективно компенсацията на наетите лица са изследванията на работната сила и „Наети лица, отработено време, средства за работна заплата и други разходи за труд”, провеждани от НСИ. Необходимо е да бъдат включени допълнителни показатели както в тях, така също и в други изследвания.

Въпреки постигнатия напредък в усъвършенстването на методологията и производството на статистическа информация и хармонизирането ѝ с европейските и международните стандарти, пред националната статистика стоят сериозни предизвикателства, посрещането на които е условие за успешното изпълнение на основните ѝ функции, по-важните от които са:

- Налице е все още висок дял на хартиените носители в статистическия инструментариум (формуляри, инструкции, методологии и методици).
- Ограничено приложение на съвременни информационни и комуникационни технологии както при производството, така също и при съхранението и разпространението на статистическа информация.
- Липса на методологическо звено, което да осигурява единство и стандарт на прилаганите методологии (напр. при проектирането и организирането на извадкови изследвания) и да създава предпоставки за развитие и усвояване на най-новите постижения в статистическата наука и практика.
- Разпокъсаност на статистическите данни в отделни информационни масиви, което възпрепятства процеса на съхранение и пълноценното им използване за производство на статистическа информация.





Следва да се отбележи, че сравнително малка част от съществуващите административни регистри, създадени и поддържани от държавната администрация, се използват от НСИ като източник на статистически данни. Непълното използване на административни източници за производство на статистическа информация се дължи преди всичко на:

- Неуредени институционални взаимоотношения по реда и формите на достъп до данните в административните регистри, необходими за производство на статистическа информация.
- Промени в обхвата и съдържанието на регистрите, както и структурни промени в държавните институции, създаващи и поддържащи тези регистри.
- Непълнота на информацията в някои регистри, свързани с лицензионни и разрешителни режими - те почти не съдържат друга информация освен идентификационни данни.
- Непригодност на информацията за статистически цели - непълнота в обхвата и съдържанието; непреодолими различия в дефинициите на административните данни и съответните статистически показатели или липсата на основен идентификатор, позволяващ комбинирането на данните от различни източници.
- Ненавременен предоставяне на данните от административните източници спрямо сроковете за производство и разпространение на статистическа информация, регламентирани от ЕК (главно за целите на краткосрочната статистика).

Поради изброените причини административните данни се използват основно за формиране на рамка за статистическото изследване, контрол на обхванатите единици, доразчет и верифициране на статистическите данни. Все още те не се използват пряко в процеса на производство на статистическа информация.

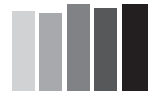
На тази основа едно от ключовите направления при хармонизирането на националната статистическа система с европейската през следващите години според мен следва да бъде нормативното уреждане на проблемите относно реда и формите на достъп до данните в административните регистри, необходими за подобряване на качеството на статистическата информация и повишаване на ефективността на статистическата дейност при производството на данни за БВП и неговите компоненти по метода на доходите.

**Второ.** Източниците и методите, използвани за съставянето на БВП по метода на доходите, трябва да бъдат надеждни. Това означава да се прилагат, доколкото е възможно, правилни техники по отношение на стабилни и подходящи статистически данни. Освен това, тези данни следва да бъдат изчерпателни. Това означава, че те трябва да отчитат също и дейностите, за които не е докладвано в статистическите проучвания или на данъчните, социалните и другите административни органи. Подобреният обхват на метода на доходите предполага разработването на подходящи статистически бази и процедури за оценка, както и въвеждането на адекватни процедури за коригиране на входящите данни.

Значителна част от решенията в областта на икономическата и социалната политика на ниво ЕС се основават на стойността на компонентите на БВП по метода на доходите и сметка „Формиране на доходите” като част от този метод в държавите членки, което обуславя нуждата от допълнително увеличаване на сравнимостта, надеждността и изчерпателността на тези данни. Според мен това налага през следващите години методът на доходите да бъде перманентно обект на усилията в посока към усъвършенстване на статистическите процедури и осигуряване на качество на статистическите данни.

**Трето.** Краткосрочните статистически показатели често се влияят от сезонните колебания, което затруднява идентифицирането на краткосрочната и дългосрочната тенденция на развитие на променливите и анализа на икономическите явления. Резултатите от анализа на временните редове на компонентите на метода на доходите показват ясно изразена сезонност, което обуславя необходимостта от изготвянето на прецизна оценка на сезонния компонент. На тази основа сезонното изглаждане на компонентите на БВП по метода на доходите по цени на 2005 г. става едно от направленията, които съдържат най-съществени възможности за подобряване на качеството на статистическата информация.

Бъдещата работа за подобряване на практиката в областта на националните сметки следва да включва допълнително проучване, разработване и въвеждане в практиката на допълнителни оценки за изчерпателност на обхвата на метода на доходите и по-широк набор от критерии за проверка на основните компоненти на метода.

**ЦИТИРАНА ЛИТЕРАТУРА:**

**НСИ** (1996). Национални сметки за България: източници, методи и оценки, С.

**НСИ** (1996). Речник на статистико-икономическите термини и понятия, използвани в СНС, С.

**НСИ** (2014). Интернет сайт.

**Тодоров, Т.** (1993). Въведение в СНС, Свищов.

**Тодоров, В. и др.** (1996). Системата на националните сметки в България - оценяване на производствените резултати, Гео Прес, С.

**Eurostat** (1995). European System of National and Regional Accounts.

**Eurostat** (1999). Handbook on National Accounts, Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities.

**Eurostat** (2010). European System of National and Regional Accounts.

**Framework of the ESA '95** (2002). Statistical Commission and Economic Commission for Europe.

**Handbook of National Accounting: Integrated Environmental and Economic Accounting 2003** (2005). Studies in Methods, Series F, No. 61, Rev. 1, United Nations, New York.

**ILO** International Standard Classification of Occupations (ISCO).

**OECD** (1996). Quarterly National Accounts, Paris.

**System of National Accounts** (1993).

**System of National Accounts** (2008).

**UNESCO** (2011). International Standard Classification of Education (ISCED).

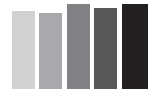
## **ВВП ПО МЕТОДУ ДОХОДОВ - ОЦЕНКА КОМПЕНСАЦИИ НАНЯТЫХ ЛИЦ В СОПОСТАВИМЫХ ЦЕНАХ (ЦЕНАХ ПРЕДЫДУЩЕГО ГОДА И ЦЕНАХ 2005 ГОДА)**

*Елка Атанасова\**

**РЕЗЮМЕ** Предметом исследования является технология составления информации, содержащейся в ВВП, рассчитанного с использованием метода доходов, и в свою очередь, направлена на то, чтобы доказать целесообразность безусловного соблюдения императивов СНС и ЕСС-95 при его составлении и разработке, в качестве гарантии для “производства” надежной и полностью сопоставимой информации по отношению к европейским стандартам, необходимым для расчета ВВП этим методом. В целях углубления анализа и выявления тенденций в данных, а также и для устранения влияния цен, компенсация нанятых лиц разработана в постоянных ценах предыдущего года и в ценах 2005 года, при этом в отношении остальных компонентов метода доходов представлена концепция их разработки. Таким образом с помощью презентации компонентов в сопоставимых ценах были расширены возможности для анализа. Будущая работа по улучшению данных в области национальных счетов в этом направлении связывается с включением дополнительного исследования, с разработкой и внедрением в практику дополнительных оценок, относящихся к полноте охвата и широкого набора критериев для проверки основных компонентов метода. Это позволит обеспечить минимизацию допустимых различий в объеме ВВП, расчеты которого производятся посредством трех используемых в практике методов: производственного метода, метода конечного потребления и метода доходов.

---

\* Директор дирекции „Макроэкономическая статистика”, НСИ; e-mail: eatanasova@nsi.bg.



## **GDP BY THE INCOME APPROACH - ASSESSMENT OF EMPLOYEES COMPENSATION IN COMPARABLE PRICES (THE PREVIOUS YEAR AND 2005 PRICES)**

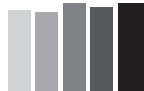
*Elka Atanasova\**

**SUMMARY** The subject of the study is the technology for compiling GDP information based on the income approach; it is also aimed at proving the expedience of implicit following of the SNA and ESA'95 regulations in its compilation and development as a guarantee for the 'production' of quality and fully comparable by the European standards data, required for GDP compilation using this method. In order to achieve a more thorough analysis and define the data tendencies, eliminating price influence, the compensation of employees has been developed using comparable prices of previous year and also using year 2005 prices; for the other components of the income approach a concept for development has been presented. In this way, presenting the components using comparable prices, greater opportunities for analysis arise. The future work for data quality improvement in the field of national accounts in this aspect will be to include an additional survey, development and practical application of additional evaluations for thoroughness regarding the scope and a wider spectrum of criteria for verification of the main components of the method. Thus the acceptable differences in GDP volume between the calculations of the three practical methods - the production approach, the final use approach and the income approach - will be guaranteed to be minimal.

---

\* Director of Macroeconomic Statistics Directorate, NSI; e-mail: [eatanasova@nsi.bg](mailto:eatanasova@nsi.bg).





## АЛГОРИТЪМ ЗА ОПТИМИЗИРАНЕ НА ПРЕНЕСЕНАТА И ДОБАВЕНАТА СТОЙНОСТ В ПРОИЗВЕДЕНАТА ПРОДУКЦИЯ - ЗА УСТОЙЧИВО РАЗВИТИЕ НА ИКОНОМИКАТА

*Асен Ковачев\**

### **I. Теоретични предпоставки**

В контекста на утвърдената същност на устойчивото развитие като процес на повсеместна промяна в развитието на икономиката основно се фокусира върху нарастването на нейния продуктивен потенциал. За него определяща роля има осигуряването на оптимална структура в процеса на развитие на икономическата система. „Познаването на структурите на системите е основа на нормативната теория. В последно време основополагаща роля в това отношение се отдава на методите за създаването и поддържането на оптимални структури на системите” (Сенгупта, Акоф, 1969).

За разлика от сега използвания в науката и стопанската практика статичен подход в основата на посочения в заглавието алгоритъм е заложена динамичната теория на системите. Главното в нея е **взаимодействието (recurrent actions)** между входните и изходните променливи в развитието на системите. При статичния подход това взаимодействие се пренебрегва, тъй като входът на системите (ресурсите в икономиката) се предопределя. Това се прави съгласно нереалистичната предпоставка „при равни други условия”. Тя е валидна само за простите силно детерминирани, затворени системи със стационарен тип на развитие. При тази теория има рязко разграничаване между независими (входни) и зависими (изходни) параметри на системата. Първите предопределят допустимата област, в която вторите могат да варират при определяне на решението. При динамичната теория измененията във входните параметри - относно ресурсите, се определят от тези на изходните - продуктите и услугите, и обратно, т.е. между тях действат рекурентни зависимости при развитието на икономическата система.

При посоченото взаимодействие между двата вида числови параметри съгласно динамичната теория се постига взаимосъгласуваното им

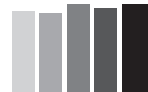
---

\* Професор, д.ик.н.

(балансирано) определяне. Точно в това се заключава предназначението на разглеждания алгоритъм - като информационно аналитичен и прогностичен инструментариум за развитието на икономиката. Заради осигуряването на съпоставимост и съизмеримост на числовите параметри те се представят в стойностно измерение - в хиляди левове. Заедно с изискването за изменението на параметрите на икономическата система нейните номенклатурни елементи трябва да отговарят на изискванията за сродство - еднородност в потребителско и технологично отношение, като ясно се разграничават разходите за производството и резултатите от неговото реализиране. На такова изискване отговарят отраслите и подотраслите и най-вече сродните групи от продукти и услуги. Тяхната номенклатура се прилага от Евростат и включва 92 отрасли и подотрасъла и 60 групи продукти и услуги. При взаимодействието между входните и изходните параметри в развитието на икономическата система - от съдържателна гледна точка - се инкорпорират възникващите мултипликативни ефекти, обусловени от трите вида реструктурирания. А те са: по линия на производствено-потребителското предназначение на продуктите и услугите, по линия на видовете технологии за преработване на ресурсите и по линия на трансакционно-логистичните форми на покупко-продажбите между стопанските субекти.

И тъй като се работи със стойностно-ценови измерения на параметрите, то в това взаимодопълване се включва и ценовата взаимодопълняемост в рамките на системата, която е следствие от трите вида реструктурирания. При самото пазарно ценообразуване на съответните части на отделните агрегирани параметри се реализират принципите за ценовата взаимозаменяемост и взаимодопълняемост. Взаимната допълняемост между трите вида реструктурирания с ценовото взаимно допълване се доказва от големия коефициент на корелация между тях. Той е определен между структурно-производствените (по съпоставими цени) и структурно-ценовите (по текущи цени) промени между 1972 г. и 1976 г. при 96 отрасли и подотрасъла. Този коефициент е 0.971, т.е. налице е почти стопроцентово покритие между тези два вида изменения.





Мультипликативните ефекти от посоченото взаимодействие в развитието на икономическите системи при прехода от една към друга итерация се определят чрез посочения алгоритъм с абревиатура *RPSD* итеративна процедура<sup>1</sup>.

С *R* се означават трите вида преструктурирания, с *P* - продуктивността на ресурсите като отношение между добавена и пренесена стойност, с *SD* - устойчивото развитие.

Мультипликативните ефекти се обуславят от вътрешноприсъщите качества на сложните открити системи (вкл. икономиката): активност и динамизъм, обратни компенсаторни връзки, ергодичност - повишаване на качеството и продуктивността на системата в процеса на нейното развитие.

Методическите съставки, върху които се формира *RPSD* алгоритъмът - за анализирането и прогнозирането на развитието на икономиката, включват: нейните входни - отчетни или от предходните итерации, и изходни параметри, блок схема на итеративната процедура за взаимосъгласувано определяне на параметрите на системата, софтуерна програма за компютърно реализиране на итеративната процедура (със зададена точност на търсените параметри, т.е. за ресурсите и продуктите - услугите) и аналитичен запис на модела.

## БЛОК СХЕМА

на итеративната процедура

I. Изходна (зададена информация) - за базисната година (*b*)

I.1. Обем на произведената продукция - вектор  $X_j^b$

I.2. Матрица на продуктово-ресурсните потоци - реализационните връзки  $X_{ij}^b$

II. Информация за прогнозната година

II.1. Зададени (желани) обеми и структура на произведената продукция  $X_i^n$ .

<sup>1</sup> При този преход се решават системи от нелинейни интегрални и диференциални уравнения. Сходимостта към балансираност между входно-изходните параметри е математически доказана (Ковачев, 2013).

II.2. Определяни чрез използване на итеративната процедура:

II.2.1.  $X_i^{nm}$  - желан вектор на произведената продукция през прогнозната година  $n$ .

II.2.2. Матрица на продуктово-ресурсните потоци - реализационните връзки  $X_{ij}^{nm}$  при последна итерация  $m$ , като  $i=j=1, 2, 3...n$ , където  $n$  е броят на отделните елементи (групи - продукти и услуги) в икономическата система,  $R_i^{nm}$  - индекси-коэффициенти за умножение на матриците по редове - при прехода от една към друга итерация.

III. Действия чрез итеративната процедура

III.1. Начална итерация

$$X^{n0} : X^{\delta} = R_i^{n1}$$

$$R_i^{n1} * X_{ij}^{\delta} = X_{ij}^{n1} X_j^{n0} + (S_1 - S_0) = X_j^{n1} S_0 = \sum X_{ij}^{\delta 1} S_1 = \sum X^{n1}$$

III.2. Първа итерация

$$X_{ij}^{n1} : X_{ij}^{n0} = R_{ij}^{n2}$$

$$R_i^{n2} * X_{ij}^{n1} = X_{ij}^{n2} X_i^{n1} - (S_2 - S_1) = X_i^{n1} S_2 = \sum X_{ij}^{n2}$$

$j=1$

III.3. Втора итерация

$$X_{ij}^{n2} : X_{ij}^{n1} = R_i^{n3}$$

$$R_i^{n3} * X_{ij}^{n2} = X_{ij}^{n3} X_j^{n2} + (S_3 - S_2) = R_i^{n3} S_3 = \sum X_{ij}^{n3}$$

и т.н.

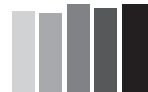
**Аналитичен запис на модела**

Област на балансиранни (допустими) решения

$$\sum X_j^{nm} \pm (\sum X_{ij}^{nm} - \sum X_{ij}^{nm-1}) = 0 (\pm 0, 1 - 0,0001) \tag{1}$$

$$\sum X_j^{nm} \leq M_j^{nm} \tag{2}$$

$$\sum X_j^{nm} \geq N_j^{nm} \tag{3}$$



$$\sum A_{ij}^{nm} < 1 \quad (4)$$

$$X_{ij}^{nm} \geq 0 \quad (5)$$

$$X_j^{nm} > 0 \quad (6)$$

$$A_{ij} = X_{ij} : X_j$$

$$\sum X_j^{nm} - \sum X_{ijk}^{nm} = \sum V_{jk}^{nm} \quad (7)$$

$k = 1, 2, \dots, L$  (варианти на прогнозното решение);

$\sum V_{jk}^{nm}$  - общ обем на добавена стойност през прогнозната година при вариант  $k$ .

Областта на балансираните (и оптимизирани) решения за устойчиво развитие е:

$$\text{от } \sum V_{jk}^{nm} : \sum X_{jk}^{nm} \longrightarrow \max \text{ до } \sum V_{jk}^{nm} : \sum X_{jk}^{nm} \longrightarrow \min.$$

В тези граници е областта на устойчивите балансиранни решения, където:

$\sum X_{jik}^{nm}$  - общ обем на пренесената стойност през прогнозната ( $n$ ) година, определен на последната ( $m$ ) итерация - по вариант  $k$ .

$M_j^{nm}$  и  $N_j^{nm}$  - горна и долна граница на произведената продукция през прогнозната година и  $m$ -тата итерация.

Чрез *RPSD* алгоритъма се пребалансира отчетната матрица (input-output table) за базовата година  $X_{ij}^{\hat{o}}$  в матрица за прогнозната година  $X_{ij}^{nm}$  - на последната  $m$ -та итерация.

## II. Аналитични и прогностични измерения на развитието на българската икономика

Чрез прилагането на софтуерна програма за алгоритъма бяха разработени input-output матрици заедно с техните балансиранни вектори за произведената продукция за 2004 - 2010 година. За тази цел се започна от отчетната матрица на НСИ за 2003 г. - по 57 групи сродни продукти и услуги заедно с отчетния вектор за произведената продукция. За прогно-

зирането на 2015 г. бяха използвани матрицата и балансираният вектор на произведената продукция за 2010 година. При това прогнозиране на обемите на произведената продукция за 2015 г. (като начално задание) се изхождаше от темповете на развитие от предходните години, както и от приоритетите за изпреварващо нарастване в групите продукти и услуги с по-висок дял на добавена стойност в състава на произведената продукция.

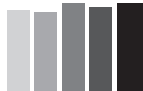
Прогнозата за 2015 г. е направена в края на август 2013 година. През октомври 2013 г. бяха публикувани основните показатели на консолидираната фискална програма на правителството: за 2013 г. (очаквано изпълнение), заедно с проект за 2014 г. и прогноза за 2015 и 2016 година<sup>2</sup>. Заслужава внимание почти пълното съвпадение на прогнозирания обем на БВП в посочената фискална програма на правителството за 2015 г. - в размер на 85.728 млрд. лв., и в направената от нас по този алгоритъм прогноза - 85.185 млрд. лв., т.е. разлика само от 0.6%. Важното в случая обаче е, че направената прогноза чрез този продукт чрез използването на алгоритъма се определя като следствие (съгласно условие (7) на модела) от прогнозата на произведената продукция, и то по 57 сродни групи продукти и услуги. Тази подробна прогноза (балансирана и оптимизирана) би била надеждна информация за бизнес поведението на стопанските субекти през следващите две години.

Потвърждаването на прогнозата, при положение че не настъпят резки промени в пазарната бизнес среда, ще бъде солидно емпирично потвърждение за ефикасността на представения алгоритъм - за определяне на устойчивото развитие на националната икономическа система.

При пресмятанятия на матриците и балансираните вектори от 2004 до 2010 г. се работеше съгласно принципите за постепенност, последователност и приемственост - в съответствие с инерционния характер на развитието на сложната икономическа система.

На базата на тези разработки бяха изчислени редица показатели за ефективността на икономическото развитие и по-точно за продуктивността на ресурсите - като отношение между добавена и пренесена стойност; определяне на мултипликативните ефекти, индексите за прираста

<sup>2</sup> Читателят може да види тези данни във вестник „Преса“ от 31.10.2013 година.



на произведената продукция, разходите (пренесената стойност) и добавената стойност<sup>3</sup>.

Алгоритъмът може да се използва при разработването на данни от националните сметки за страната - като задължение към Европейския съюз съгласно Решение № 92/2004 на ЕП L 324 на Съвета от 13.11.2007 година. По-конкретно тези данни се отнасят за периода след 2000 година:

- Таблица за предлагането по базисни цени, вкл. преобразуване в цени на купувача - А60 x Р60.
- Таблица за използването по цени на купувача - А60 x Р60.
- Симетрични таблици „ресурси - продукция” по базисни цени - Р60 x Р60 - на петгодишна база.
- Симетрична таблица „ресурси - продукция” за вътрешната продукция по базисни цени - Р60 x Р60 - на петгодишна база.
- Симетрична таблица „ресурси - продукция” за вноса по базисни цени - Р60 x Р60 - на петгодишна база.

Сходимостта на итеративната процедура към балансиране на ресурсите и произведената продукция е бърза. При използването в НСИ матрици с 57 групи продукти - услуги това балансиране се постига на 14-ата итерация, и то с много висока точност: четири знака след десетичната точка за всяка от тези групи. Сходимостта при използването на софтуерната програма зависи от относителния дял на ненулевите коефициенти в input-output матрицата. Този дял за посочената матрица е 42%.

### **III. Фундаментални предимства на системно - структурния подход спрямо прилагания подход, реализирани чрез *RPSD* алгоритъма**

Първо. Чрез системно-структурния подход комплексно се решават въпросите на вътрешнопроизводственото и междупроизводственото реструктуриране - в качеството му на генератор за нарастване на организираността и продуктивността на икономиката. Специално следва да се подчертае, че количествените промени се съпровождат от качествени, което води до мултиплициране на ефектите и ускоряване на развитието.

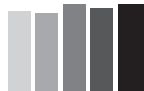
Второ. Стойностните измерители на показателите в системно-

<sup>3</sup> Изчисленията са реализирани от Стефан Цонев, НСИ.

структурния подход, респ. в *RPSD* алгоритъма, осигуряват пълна взаимозаменяемост и взаимодопълняемост между елементите на системата чрез мрежата от взаимовръзки - взаимодействия. Важна причина за това е, че в икономическата система са обхванати цялостните производствено-технологични вериги: от първичните по своя състав и системните по своя характер ресурси, през междинните продукти и тяхното доработване до финални продукти и услуги - за извънпроизводствено потребление.

Трето. Така посочените вътрешнопроизводствени и междупроизводствени ефекти от взаимозаменяемостта и взаимодопълняемостта на ресурсите се обуславят от преструктурирането на вектора на произведената продукция - спрямо този от базовата година - съгласно целево насочените приоритети за развитието.

Четвърто. Взаимодопълването между входно-изходните преструктурирания в икономиката: вътрешноструктурните с целевите - за произведената продукция, в итерационния процес по балансирането на ресурсите (входа) и продукцията (изхода), осигурява едно от най-важните предимства на системно-структурния подход: равнопоставеността на двете начала (входно-изходното) в развитието на икономиката, постигана по рекурентен път, и свързаното с това разширяване на областта на допустимите решения. Това води до безостатъчно използване на ресурсите, респ. до тяхното пълно комплектоване в състава на сродните групи продукти - услуги. При класическия подход тази област е непроменяща се и затова е невъзможно пълното комплектоване и безостатъчно използване на ресурсите. При него ефектите от преструктурирането се определят само по отношение на изхода, т.е. на групите продукти - услуги. Тези ефекти се измерват чрез индекса при постоянен състав от базовия период. Поради това дори при големи структурни промени в произведената продукция дяловото участие на тези промени в прираста на продукцията е ниско. То в повечето случаи е в рамките на статистическата грешка. Пресмятанията показват, че в рамките на четири-петгодишни периоди (1972 - 1976 г. и 2003 - 2008 г.) този дял при системните входно-изходни преструктурирания в прираста на произведената продукция е съответно 33 и 20%. Неговият процент, измерван само по отношение на произведената продукция, пресмятан съгласно посочения индекс, е четирикратно по-малък - между 3 и 5%.



Пето. Причините за пренебрегването на ефектите от реструктурирането и най-вече на тяхната основна част - в рамките на производственото потребление, има фундаментален характер. То се базира върху споменатата нереалистична предпоставка „при равни други условия”. В оптимизационните модели по класическия подход се работи с неизменни параметри - обеми, разходни норми, цени и други. При това положение, съгласно теорията за магистралите на Джон фон Ньойман, развитието се представя като начупена линия за отделните негови години (етапи). За сравнение - при системно-структурния подход развитието се представя като монотонно растяща линия през следващите години.

„Оптималните темпове на растеж на производството и снижение на разходите съвпадат помежду си - в качеството им на показатели за ефективност, в случаите, когато структурата на икономиката е стабилна, т.е. не се извършва преразпределяне на ресурси (това условие е валидно за закритите модели на Ньойман), за които вътрешнопроизводствените и междупроизводствените пропорции могат да се приемат за неизменни” (Каганович, 1976). В този контекст може да се приеме нерядко срещаното твърдение за оптималност: Максимални резултати при минимални разходи.

Шесто. За да се постигне взаимосвързаност между стратегическото и текущото развитие, е необходимо да се разработи траекторията на стратегическото развитие - за постигането на неговите цели, в т.ч. структурни характеристики. Целите за последната година на прогнозния период се диференцират поетапно, т.е. като годишни съставки. Това диференциране се прави по обратен ред: от стратегията за последната година - като отправно начало - по итеративен път се определя решението за предхождащата я година и така да се приключи с решението за развитие през втората година спрямо базовата. В този случай линията, характеризираща балансираната траектория, ще има монотонно намаляваща посока, а алтернативно променящите се знаци за обемите за пренесената стойност на ресурсите между итерациите ще започват с минус, т.е. при нечетните итерации, и с плюс при четните.

Монотонността на развитието на икономиката осигурява спазването на посочените много важни за него характерни особености: за постепенност и приемственост. Фундаменталните различия при оптимизиране на реструктурирането на икономическото развитие между класи-

ческият и системно-структурният подход стават съществено по-важни по отношение на балансовата устойчивост на съответните оптимизационни решения. Това е така, защото за устойчивостта се говори много, но само в концептуалния смисъл, не и от конкретните ефекти, съпровождащи устойчивото развитие.

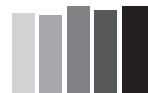
До какво се свеждат тези различия?

При класическия подход областта на допустимите решения е предопределена със системата на ограничителните условия (с лимитираните ресурси и неотрицателност на търсените неизвестни). Затова оптималното решение е на границата на тази област. Само незначителни промени на лимитираните ресурси, особено със структурно-формиращо значение за системата, правят невалидно оптималното решение. Обикновено част от отделни ресурси остават недоизползвани поради невъзможността да се допълнят с другите ресурси, така че да се осигури оптималната продуктивност. Що се отнася до определяне на интервала (горна и долна числова граница) за устойчивост на параметрите при класическия модел за оптимизация, то те варират в твърде широки рамки.

Тази фундаментална слабост на класическия подход при определянето на балансовата устойчивост на оптималното решение е фрапираща при решаването на обратната задача на линейното програмиране. При него се определят обективно обусловените оценки или „цените в сянка“ на ресурсите. В следоптимизационния анализ на това решение интервалите на вариране на отделните параметри са твърде големи: от плюс до минус безкрайност. Това прави посочените оценки непригодни за използване в стопанската практика, особено в качеството им на „цени в сянка“.

При системно-структурния подход, конкретизиран в *RPSD* итеративният алгоритъм, въпросът за балансовата устойчивост на оптимизационните решения придобива съществена управленска значимост. Това се отнася до маневрирането при оперативната организация на тяхното изпълнение, както и до системната оценка на отделните елементи и връзките между тях, респ. до определянето на стратегическите приоритети за реструктуриране на икономиката.





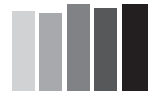
В заключение може определено да се каже, че представеният *RPSD* алгоритъм притежава фундаментални предимства спрямо алгоритъма, базиран върху статистическата теория на системите, по-конкретно върху стационарното (структурно-индиферентно) развитие. Най-съществени-те му предимства са нелинейните числови промени при взаимодействието между входно-изходните числови промени (структурни параметри) при прехода от една към друга итерация, респ. от едно към друго балансирано състояние на икономическата система.

**ЦИТИРАНА ЛИТЕРАТУРА:**

**Ковачев, А.** (2013). Развитие на икономическите системи - приложение 2, второ преработено и допълнено издание, Издателски комплекс на УНСС, С.

**Каганович, И. З.** (1976). Двойственный анализ межотраслевой динамики и производства обратных связей, Наука, М., с. 86.

**Сенгупта, С. С., Р. Л. Акоф** (1969). Исследования по общей теории систем, Прогресс, М., с. 393.



## АЛГОРИТМ ДЛЯ ОПТИМИЗАЦИИ ПЕРЕНЕСЕННОЙ И ДОБАВЛЕННОЙ СТОИМОСТИ В ПРОИЗВЕДЕННОЙ ПРОДУКЦИИ - ДЛЯ УСТОЙЧИВОГО РАЗВИТИЯ ЭКОНОМИКИ

*Асен Ковачев\**

**РЕЗЮМЕ** Устойчивое развитие как процесс всеобъемлющего изменения в развитии экономики, в основном сосредоточено на повышение ее производственного потенциала. Для него решающую роль имеет обеспечение оптимальной структуры в процессе развития экономической системы.

В отличие от статического подхода, используемого нынче в науке и деловой практике, в основе представленного алгоритма лежит динамическая теория систем. Основное в нем является взаимодействие (recurrent actions) входных и выходных переменных в развитии систем.

В динамической теории изменения во входных параметрах (относительно ресурсов), определяются изменениями выходных параметров (продуктов и услуг), и наоборот, т.е. между ними действуют рекуррентные зависимости при развитии экономической системы.

В статье представлены теоретические предпосылки динамической теории систем и алгоритмического содержания RPSD процедуры - для балансирования и оптимизации перенесенной и добавленной стоимости в произведенной продукции; а также и результаты, применимые к болгарской экономике в последнем десятилетии.

---

\* Проф. д-р экономических наук.

## ALGORITHM FOR OPTIMIZATION OF COSTS WITH VALUE ADDED IN THE PRODUCTION - FOR SUSTAINABLE DEVELOPMENT OF ECONOMY

*Assen Kovachev\**

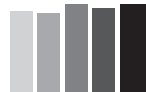
**SUMMARY** Sustainable development as a process of widespread change in economic development is mainly focused on increasing its productive potential. The insurance of optimal structure in the process of development of the economic system has a crucial role for it.

Unlike the used now in science and business practice static approach, the dynamic systems theory is in the basis of the presented algorithm. Main are the recurrent actions between the input and output variables in the development of systems. In the dynamic theory the changes in the input parameters - regarding the resources are determined by those of the output - products and services and vice versa, i.e. between them act recurrent dependencies in the development of the economic system.

The theoretical prerequisites in dynamic theory of systems and the algorithmical contents of RPSD iterative procedure for optimization of costs with value added in production (incl. the services), together with the results for Bulgarian economy in the last decade are presented in the report.

---

\* Prof., PhD.



## КАЛИБРАЦИЯ НА ДАННИ ОТ СОЦИАЛНИ ИЗСЛЕДВАНИЯ

*Йордан Калчев\*, Вера Велева\*\**

### **Въведение**

Извадковият подход намира широко приложение при изследване на социалните процеси. Независимо че теорията на извадковите изследвания е много добре разработена, при тяхното практическо осъществяване възникват редица проблеми. Една част от тях са свързани с необходимостта по различни причини на всички единици от планирания обем на извадките. Този необхват често води до нарушаване на представителността и точността на получаваните данни от извадките, които се използват при провеждане на емпиричните изследвания.

Целта на изследването е да представи възможност чрез съвременните средства на статистиката и математическото моделиране тези недостатъци в извадковите изследвания да бъдат преодолени. Такива средства са моделите за калибриране на данните. Те са нов подход в обработката на данните от извадковите изследвания и имат своята научна обоснованост за неутрализиране на влиянието на различни смущаващи фактори върху изследователския процес.

Крайната цел на всяко емпирично изследване е да възпроизведе в максимално приближена степен изследвания процес, да установи и измери неизвестни негови страни и параметри. Това налага широкото приложение на различни статистико-математически методи по време на целия процес на провеждане на социалните изследвания. Основа за използването на методите на статистиката в социалните изследвания е съществуващата обективност, че обектите на социалните изследвания се проявяват като специфични статистически структури. „Спецификата на обществените явления не е пречка за изучаването им чрез случайни извадки, тъй като повечето обществени явления не зависят от случайни фактори и са обект на съзнателна човешка дейност. Дори когато генералната съвкупност е била напълно обусловена от човешка намеса и нито един случай на съвкупността не е настъпил случайно, не съществува пречка изучаването на сводните свойства на съвкупността да стане

\* Д-р, доц., катедра „Социология”, ЮЗУ „Неофит Рилски”; e-mail: ikaltchev@abv.bg.

\*\* Главен асистент, катедра „Социология”, ЮЗУ „Неофит Рилски”; e-mail: veleva\_v@abv.bg.

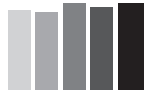
непреднамерено, т.е. несъзнателно избиране на случаите на извадката“ (Цонев, 1970, с. 74).

Изследванията (Калчев, 2005, с. 70) са „научно обосновани само тогава, когато получената информация от включените в наблюдението единици, чрез формираната извадка дава възможност получените от извадката характеристики да се отнасят (важат) за цялата генерална съвкупност. Това теоретично е допустимо и възможно само когато формираната извадка е репрезентативна (представителна) на изучаваната генерална съвкупност, т.е. приложени са правилата на статистическия метод на изучаване“.

За осигуряването на представителността на данните в практиката на емпиричните изследвания се използват различни организационни техники и методи за формиране на извадките, тъй като в социалната действителност невинаги може да се приложи простият случаен подбор в чист вид. При това в някои случаи отстъплението от строгите правила на простия случаен (вероятностен) подбор дори подобрява резултатите, но това става само при определени правила. Има се предвид изпълнението на процедури, които не само оптимизират разходите за провеждане на изследването, но и постигат по-добри статистически резултати, или реализиране на т.нар. „дизайн ефект“ - използване на степенен гнездови подбор, стратификационни процедури, съчетаване на статична с динамична представителност, отчитане на рискове за реализиране на извадките текущ контрол във фазата на наблюдението.

Посочените вече условия са важни, но с това не се изчерпва задачата по формирането на представителни извадки. Трябва да се има предвид, че независимо от спазването на всички тези правила всяка извадка носи в себе си определена грешка - случайна грешка, произхождаща от това, че се изследва част от съвкупността. Тази грешка основно зависи от обема на извадката. С увеличението на извадката грешката намалява и то неравномерно. Има се предвид, че връзката между размера на грешката и обема на извадката е опосредствана чрез радикала  $\sqrt{n}$ . Тази връзка е важна и е в основата на доказване на достатъчна представителност при минимален обем на извадката.

Известно е, че този вид грешки при представителните извадки мо-



гат да бъдат изследователски предвидени и контролирани още в процеса на проектиране на конкретната извадка. Съществува обаче, особено в сегашната социална действителност, един голям проблем, който е свързан с нереалното изпълнение на планираните извадки. Причините могат да бъдат най-различни - липса на изследователски капацитет, лоша социална обстановка, ниско ниво на сътрудничество от страна на респондентите, намеса на външни (съзнателни и несъзнателни) фактори, възпрепятстващи изследването, недобра организация на изследователския процес и други. В резултат на това не се постига изпълнението на планирания обем единици за наблюдение и оттук е нарушена структурата на изследваната съвкупност. Тези грешки се определят като грешки, породени от непълнотата на обхвата на извадката. Те могат да застрашат изпълнението на извадковото наблюдение, признаването на неговите резултати и заключения, да поставят не само под съмнение, а и напълно да компрометират, представителността и точността на получените резултати.

Такива проблеми в определена степен винаги са съществували. Затова са използвани различни методи за оценка и претегляне на резултатите от получаваните извадки, подсилване на отделни групи в извадките, добавяния на записи, отчитане на вътрешногнездовите корелации, автоматични корекции на данни чрез величини за тенденциите и т.н. При сегашните условия на все по-трудно събиране на данни от респондентите вече са разработени и се прилагат нови математико-статистически методи и модели за редактиране и запълване на липсващи данни. Тяхното използване ще се налага не само от потребностите на традиционните представителни извадкови изследвания за събиране на данни, но и поради все по-честото използване на новите технологии в изследванията - телефонно интервю (САТ), уебизследвания по интернет и други електронни форми.

Често в практиката на социалните изследвания при анализа на резултатите се игнорира загубата на данни от извадката, а по този начин и влиянието на грешките, които възникват допълнително. Причината е изследователска некоректност или допускането, че разпределението на неучаствалите в изследването не се различава от това на участниците по изследваните характеристики. В противен случай, ако разпределенията

на неотговорилите и отговорилите са значимо различни, то резултатите ще бъдат обременени и с нестохастична систематична грешка.

### **1. Липсващи данни поради необхват на единиците в извадката**

В теорията и практиката са разработени различни подходи за намаляване на броя на необхванатите единици преди и по време на теренната работа. Предприемат се организационно-технически дейности, които целят осигуряването на изпълнима методика на извадката. Разбира се, те дават резултати, но невинаги могат да компенсират загубите на информация, а освен това изискват допълнителни ресурси и време.

Проблемът за нестохастичните грешки е твърде важен, тъй като присъства при всяко изследване. В това изследване се ограничаваме само до една част от тях - грешките, свързани със загубата на данни при събиране на първичната информация, т.е. липсата на данни за отпадналите от извадката единици. Основният въпрос тук е кога и при какви условия изпълнението на извадката може да влоши качеството на получаваните резултати от конкретното изследване до такава степен, че резултатите да загубят своята представителност и да нарушат очакваната точност.

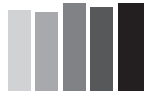
Този въпрос не може да получи еднозначен и стандартизиран отговор. Затова е необходимо за всяко конкретно изследване да се подложат на преценка някои преки резултати от проведеното наблюдение. Необходимо е да се установят броят и относителният дял на необхванатите (ненаблюдаваните) единици от извадката. Трябва да се допусне, че съществува вероятност за съществени различия в информацията, която предоставят участниците в изследването и тези, които не участват в него. Тези различия не може да се очаква, че са резултат на действието само на случайни фактори. Освен това, трябва да се има предвид, че свиването на обема на извадката води и до нарастване на стохастичната грешка, което също не е проблем за подценяване.

### **2. Влияние на необхвата върху точността на оценките**

Предвиждането и оценяването на стохастичната грешка не е проблем за подготвения изследовател. Оценяването на размерите на нестохастичната грешка в извадковите изследвания обаче е твърде сложен и труден проблем.

Теоретично се знае, че средната аритметична величина е неизместена оценка. При необходимост величината на нейното изместване, по-





лучено от проста случайна извадка, може да се установи по формулата:

$$\bar{Y}_1 - \bar{Y} = \bar{Y}_1 - (W_1 \cdot \bar{Y}_1 + W_2 \cdot \bar{Y}_2) = W_2(\bar{Y}_1 - \bar{Y}_2),$$

където:

$\bar{Y}_1$  - средна, изчислена за участвалите в извадката;

$\bar{Y}_2$  - средна, изчислена за неучаствалите в извадката;

$\bar{Y}$  - средна за цялата съвкупност;

$W_2$  - относителен дял на необхванатите в извадката. Знае се също, че:  $W_2 = 1 - W_1$ ;  $W_1$  - относителен дял на обхванатите в извадката (Кокрен, 1976, с. 381).

От формулата може да се резюмира, че изместеността на средната оценка в резултат на необхвата е произведение между относителния дял на неучастващите в извадката и разликата между средните на участвалите и неучаствалите в извадката. Тъй като  $\bar{Y}_2$  е неизвестно, няма информация за границите на тази променлива и не може да се пресметне значението на изместването. Това може да се постигне, ако е налична информация за тази променлива от други източници - изчерпателни изследвания, регистри, стандарти, които могат да се приемат за точни.

В практиката на емпиричните социални изследвания най-често се оценяват относителни дялове. Известно е равенството  $p+q=1$ . Оттук границите на  $q$  вече са известни и са между 0 и 1. Тогава границите на оценявания относителен дял ( $P$ ) ще бъде:

$$P = \pm Z * \sqrt{\frac{pq}{n_1}} * \sqrt{1 - \frac{n}{N}},$$

където:

$P$  - оценяван относителен дял в извадката;

$Z$  - гаранционен множител;

$P$  - оценката на  $P$  от извадката;

$q = 1 - p$

$n$  - планиран обем на извадката;

$n_1$  - брой на обхванатите в извадката единици:  $n_1 = nW_1$ ;

$N$  - брой на единиците в генералната съвкупност.

Въз основа на посочената формула Кокрен (1976, с. 381) предлага долната и горната граница на доверителния интервал да се изчисляват съответно:

$$P_L = W_1 \left( p_1 - 2 \sqrt{\frac{p_1 q_1}{n_1}} \right) + W_2(0),$$

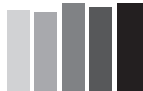
$$P_U = W_1 \left( p_1 + 2 \sqrt{\frac{p_1 q_1}{n_1}} \right) + W_2(1).$$

От приведените формули се установява, че при нарастването на  $W_2$  ширините на доверителния интервал за оценявания параметър  $P$  нарастват и получените резултати от извадката са твърде нестабилни. Направените по горните формули изчисления показват, че ако от извадка с обем  $n = 1000$  единици е получена извадкова оценка  $p_1 = 0.05$ , (респ. 5%) доверителните интервали на оценявания параметър  $P$  от генералната съвкупност ще зависят от относителния дял на ненаблюдаваните -  $W_2$ .

В случаите, когато  $W_2 = 0\%$ , стойността на оценявания параметър ще бъде в границите 3.6 - 6.4%. Ако  $W_2 = 5\%$ , тези граници ще бъдат съответно 3.4 и 11.1%. С нарастването на относителния дял на необхванатите лица от извадката точността на получаваната информация намалява - увеличава се максималната грешка, респ. разширява се доверителният интервал, който може да доведе до неизползваемост на получените оценки. Например ако относителният дял на необхванатите от извадката е 15%, то границите на доверителния интервал за оценявания 5% относителен дял ще бъдат между 3 и 20.5%. При този случай максималната относителна грешка ( $\Delta\%$ ) ще бъде 60% и 410%. Оттук следва изводът, че за да се получат оценки в задоволителни граници в определена степен може да се компенсира с увеличаване на обема на извадката (напрягане на извадката), но с това не се решава проблемът изцяло.

### 3. Претегляне на данни от извадката. Необходимост от претегляне

Претеглянето на данните, получени от извадката, е известна и често прилагана процедура за постигане на критериите за качество на информацията. Тя е особено необходима, когато резултатите от проведеното емпирично изследване се разпростират (обобщават) за цялата генерална съвкупност. Претеглянето на данните се използва, за да се намали систематичното отклонение при оценките от извадковото изследване (нестохастичната грешка). В него е залегнала хипотезата, че вероятностите за получаване на отговор се различават при двете части на извадката - на участвалите и неучаствалите в извадката лица.



Претеглянето се извършва поради необходимостта да се игнорират преднамерените и намалят непреднамерените отклонения от планираната равна вероятност за попадане на единиците от генералната съвкупност в извадката. Например ако дадена страта (териториален район, социална група) е свръхпредставена в извадковото изследване, е възможно като се използват допълнителни данни (например данни от официалната статистика, официални регистри) да се изравни извадковото разпределение с разпределението на параметрите в генералната съвкупност.

В статистиката се предлагат различни и известни решения за претегляне на данни от извадки, обединени под наименованието „методи за претегляне на извадкови данни”. Става дума за процедури, чрез които се цели да се постигне приближение или изравняване на извадковото разпределение до разпределението на генералната съвкупност.

Най-общо процедурата по претеглянето на данните включва изчисляване на тегла ( $W_i$ ) обратно пропорционални на вероятността за включване на всяка единица в извадката ( $P_i$ ) - (базови тегла):  $W_i = \frac{1}{P_i}$ .

Тези тегла позволяват да се: 1) отчетат параметрите на извадката и да се компенсират различията; 2) да се направи корекция на неотговорилите в извадката (преразпределяне на теглата на неотговорилите сред респондентите); 3) обвързване на оценките с известни параметри на генералната съвкупност (Kish, 1965).

#### **4. Корекция на данните чрез методите на постстратификацията**

Конвенционалният подход за претегляне на данните от извадки предполага, че за всички единици и за всяка от тях са събрани пълни данни в масива. На практика такава идеална ситуация трудно може да бъде реализирана. Затова се предлага и прилага друг подход за решаване на проблемите във връзка с неполучаване на отговори от изследваните единици - групово претегляне (weighting classes).

Идеята за приложението на постстратификацията се основава на наличието на информация за основни демографски и социални признаци (пол, възраст, местоживеене, образование, икономическа активност, административни единици) за цялото население, въз основа на които се формират различни страти сред изследваната съвкупност.

Аналитично същността на постстратификацията най-общо може

да се представи чрез формулата:

$$K_m = \frac{N_m}{\sum W(h_i)j * \delta(j)},$$

където:

$K_m$  - постстратификационен коефициент за  $m$ -ата страта;

$N_m$  - брой на единиците в  $m$ -ата страта сред цялото население;

$W(h_i)j$  - тегло с поправка на неотговорилата единица  $j$ ;

$\delta(j)$  - множител със стойност 1 (едно), когато единицата принадлежи към дадената страта и 0 (нула), ако не принадлежи<sup>1</sup>.

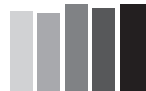
Сумата от теглата в знаменателя обхваща всички единици, които са дали информация в извадката. Тегло за поправката на неотговорилите от всички отговорили от стратата  $m$  се умножава с  $K_m$  за получаване на постстратификационното тегло.

При използването на такъв подход трябва да се има предвид, че в отделните групи (страти) трябва да има достатъчен брой единици (напр. > 30), осигуряващи стабилност на изчисляваните показатели. Също трябва да се има предвид размерът на поправката, която ще се извършва за всяка страта, изборът на променливата, която формира стратите, и други.

В изследователската практика за постстратификацията съществуват многовариантни продължения. Такъв вариант е наличието на контролна информация за изследваната съвкупност по два и повече признака. Подходът в такъв случай изисква изравняване на теглата последователно по тези измерения. След тази процедура сумата от корекциите на теглата в максимална степен ще съответства на използваните контролни показатели - за всеки признак поотделно, но може да не съответства на комбинацията от двата признака.

Когато са налични няколко контролни променливи, могат да се използват и по-сложни методи, като се изследват линейни зависимости напр. регресионен анализ. В този смисъл постстратификацията може да се разглежда като един „несложен праволинеен метод за калибрация на

<sup>1</sup> Руководство по подготовке статистических данных об использовании времени для оценки оплачиваемого и неоплачиваемого труда (ST/ESA/STAT/SER.F/93), Департамент по экономическим и социальным вопросам, Статистический отдел ООН, Нью-Йорк, 2007 год., с. 159 - 160.



данни<sup>2</sup> от извадковите изследвания.

### **5. Калибрация на данни от извадкови изследвания. Същност**

Идеята за калибрацията на данни от извадковите изследвания получава голям напредък след публикуването в края на миналия век на поредица от статии на специалисти (Deville, Sarndal, 1992; Ekholm, Laaksonen, 1991; Lundstrom, Sarndal, 1999) в областта на теорията и практиката на статистическите извадкови изучавания. Според посочените автори калибрацията осигурява системен възглед за изследванията дори и в присъствието на различни грешки, несвързани с проектирането на извадката.

В теоретичната основа на груповото и постстратификационното претегляне стоят инверсиите на вероятностите за включването на единиците в извадката. Калибрацията също използва тези идеи, но ги специфицира и доразвива.

Калибрацията (Calibration) като метод за селектиране на тегла в извадковите изследвания (извадкови тежести) е по-разпространена в статистическите служби на редица страни. В последно време Евростат все повече препоръчва тази практика да бъде използвана от държавите - членки на ЕС, при обработката на данни от извадковите изследвания.

Направеното проучване на различни литературни източници във връзка с процедурата за калибрация на данните показва, че съществува голям брой публикации по тази тематика. Значителна част от тази литература е трудна за възприемане, тъй като в нея на много високо теоретично и аналитично (математическо) ниво се разглежда същността на калибрацията на данни. Поради това ние ще се спрем на нейната същност предимно от позицията на нейните функции и практическо приложение при решаване на проблемите за точността на данните от извадковите изследвания. Това ограничение се оправдава от по-голямата важност на практическите ефекти от прилагането на калибрацията и основно от факта, че всички процедури за калибриране на данни са налични и разпространени в софтуерните продукти - SAS, SPSS и други.

Calr-Erik Sarndal, разглеждайки различни варианти за калибриране на данни в статистическите изследвания (Deville, Sarndal, 1992; Sarndal, 2007), определя метода като „подход за оценка на крайната съвкупност

<sup>2</sup> Пак там, с. 160.

и се състои от:

а) изчисляване на тегла (тежести), които включват определена помощна информация и помощни уравнения за калибриране;

б) използването на тези тегла, за да се изчислят линейно претеглените оценки на суми и други крайни параметри на съвкупността;

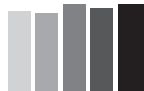
в) получаването на обективни, почти безпристрастно проектирани оценки, дори и когато има „nonresponse” и други грешки от извадката”.

Най-общо в литературата „калибрацията” се определя като метод за повторно претегляне и се използва, когато има достъп до няколко променливи, качествени и количествени, на които трябва да се извършва съвместна корекция. Калибрирането се представя като набор от тегла за единиците в извадката, които отговарят за калибриране на известни крайни обобщаващи за съвкупността величини и такива, които оценителят (теглата) довежда до съответствие (т.нар. проектиране в съответствие) със съвкупността, или че дизайнът има асимптотично незначителен принос към средната квадратна грешка на оценителя (Kott, 2006). С други думи, целта е постигане на безпристрастно проектиране и изпълнение на извадката. „Калибрацията чрез известни (налични) демографски показатели се използва за намаляване на изместеността на оценките, свързана е с обхвата и не може да се отстрани чрез претегляне и съгласуване на оценките с известни показатели. Тя позволява да се съкрати грешката на извадката в оценяването, като добре се корелира с налични контролни показатели”<sup>3</sup>.

В разпространените от Статистическия институт на Канада (The Quality Guidelines..., 2003) Указания за качество се посочва, че калибрацията е процедура, която може да се използва за включване на допълнителни данни за регулиране на теглата чрез използване на множители, известни като калибровъчни коефициенти, които правят оценките съгласувани с определени обобщаващи величини на изследваната съвкупност. Получените тегла се наричат „калибриращи тегла” или „окончателни тегла за оценяване”.

Калибрирането на данните се разглежда като нов, системен подход, който взема под внимание спомагателна информация за съвкупността и в стандартни условия осигурява включването на спомагателната ин-

<sup>3</sup> Пак там, с. 160.



формация в оценката. „Калибрацията (Степанов, 2009, с. 1) е процес на целенасочено изменение на параметрите на извадковия план както на извадковите тегла, така също и на непараметричните модификации в състава на извадката за намаляване на извадковите грешки и повишаване на точността и устойчивостта на извадковите оценки на статистическите показатели”, т.е. калибрирането е специфичен начин да се отчете налична за изследваната съвкупност помощна информация и чрез различни стандартни настройки тази информация да бъде включена в получаването на крайните оценки. Същността на извършваното претегляне чрез процедурите за калибрация се състои в това, че теглата за всяка наблюдавана единица се изчисляват и присвояват по всички калибриращи признаци едновременно.

Могат да се посочат още редица определения и ефекти от калибрацията на извадковите данни, в които не се открояват съществени различия. Ако има такива, те се отнасят до това, че в някои от посочените и съществуващите в литературата определения се акцентира върху теоретичната база, а в други - на процедурния характер на калибрацията.

Приведените дефиниции за калибрацията относно нейната същност показват, че тя осигурява системно разглеждане на изследванията относно параметрите на извадката и изследваната съвкупност, „даже в присъствието на различни грешки, несвързани с планираната извадка” (Степанов, 2009, с. 6).

Въз основа на посочените определения за същността на калибрацията може да се заключи, че калибрацията представлява статистическа процедура, чрез която се преодоляват проблемите, свързани с липсващите данни за някоя променлива и проблемите, породени от неизпълнение или свръхнабиране на единици за отделни групи от съвкупността. В резултат на балансиране на цялата извадкова съвкупност в съответствие с нейни обобщаващи характеристики („съгласувани оценки”) се осигурява непреднамереността на подбора и се намалява изместеността на получаваните оценки. Така в крайна сметка се постига по-голяма точност в стойностите на обобщаващите параметри на генералната съвкупност.

За процеса на калибрация се използват както наличните данни от дадено извадково изследване, така и допълнителна информация за характеристики на генералната съвкупност, като комбинирането им се извършва посредством калибрационни уравнения (функции). Използва-

нето на такава процедура е възможно при наличието на информация от допълнителни източници, която да характеризира в различни аспекти изследваната съвкупност - това са различните административни регистри, статистически преброявания или други изчерпателни записи за единиците в съвкупността.

### 6. Аналитичен модел за калибрация на данни

Общо универсално аналитично представяне на разработените модели за калибриране на данните е трудно да се направи, тъй като те са сложни математически конструкции и съществуват различни варианти на моделите. Един опростен вариант на модел за калибрация на данни може да се представи в следния вид<sup>4</sup>:

Приема се, че обект на изследване е наличната генерална съвкупност  $U$ , която се състои от  $N$  елементи, като  $U = \{1, \dots, k, \dots, N\}$ . От проведеното изследване е необходимо да се оцени значението на променливата  $J$ . Нека с  $y_k = (y_{k1}, \dots, y_{kJ})'$  означим вектор, значенията на променливата  $J$  за  $k$ -я елемент на съвкупността.

В изследването крайната цел е получаването на оценка на вектора от всички сумарни значения за променливата:

$$T_y = \sum_{k \in U} y_k = Y'_U \mathbf{1}_N,$$

където:

с  $Y'_U$  е означена матрица с  $N \times 1$  значения на  $y$ .

При формирането на извадката се допуска, че  $n$  единици от съвкупността  $U$  са включени в извадката  $s$ . За всяко извадково изследване крайната цел е да се получат оценки  $T_y$ . Ролята на „стандартна“ оценяваща формула на сумарните данни се изпълнява от оценъчната формула на

<sup>4</sup> За представяне на модела са използвани публикациите:

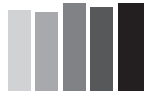
Task Force on the implementation of NACE, Rev. 2 - Handbook on methodological aspects related to sampling designs and weights estimations, Eurostat, 2006.

S. Lundstrom (Statistics Sweden), C. Sarndal (Statistics Canada), Calibration as a Method for Deriving Nonresponse Adjusted Weights.

C. E. Sarndal, The calibration approach in survey theory and practice, Statistics Canada, Vol. 33, No 2, 2007, p. 99 - 119.

C. В. Степанов, Калибровка выборки, М., 2009.





Хорвиц - Томсън (Н-Т), която се определя като:

$$\hat{\mathbf{T}}_y = \sum_{k \in s} d_k \mathbf{y}_k,$$

където:

$d_k = \frac{1}{\delta_k}$  е извадково тегло за единицата  $k$ , а  $\delta_k$  е вероятност за включване на единицата  $k$  в извадката<sup>5</sup>.

Въпреки равните възможности за включване на всички единици от съвкупността  $U$  в извадката  $s$  по различни причини липсват отговори (nonresponse). Сред различните способности за намаляване на влиянието на неучастието на избраните единици в изследването върху получаваните оценки калибрацията на данните дава добри възможности.

Много често при проектирането на извадкови изследвания са налични променливи ( $x_k$ ), които са обвързани с променливата  $y$ . Тази обвързаност и наличните данни за тези променливи се използват за подобряване на точността на оценките на изследвания параметър -  $T_y$ .

Цялата тази допълнителна информация може да се означаи и представи като вектор  $X_k$ . За да продължи процедурата, е необходимо да се състави т.нар. оценител<sup>6</sup>.

Същността на процеса на калибриране на данните накратко се изразява в следното. Приема се, че са известни сумарните (обобщаващите) оценки на съвкупността за променливите  $x$  и че те трябва да се оценят по данни от извадката, като се използва оценяващата формула (Н-Т). Това предполага да се получат оценки  $T_x$  чрез:

$$\hat{\mathbf{T}}_x = \sum_{k \in s} d_k \mathbf{x}_k.$$

Получените оценки  $\hat{T}_x$  обаче невинаги могат да осигурят точково съвпадение (точково оценяване) със съответните сумарни данни  $T_x$  на съвкупността, което се изразява в отклонението  $\hat{T}_x - T_x$ .

За да се избегне тази разлика (грешка на калибрацията), оценяващата формула може да се промени, като се заменят извадковите тегла  $d_k$  с нови тегла  $w_k$ , които се включват в калибровъчната формула:

<sup>5</sup> Task Force on the implementation of NACE, Rev. 2 ..., Eurostat, 2006, Annex A, p. 16.

<sup>6</sup> За по-подробно запознаване с функциите и видовете оценители вж.: S. Lundstrom (Statistics Sweden), C. Sarndal (Statistics Canada), Calibration as a Method for Deriving Nonresponse Adjusted Weights (Statistics Sweden).

$$\hat{\mathbf{T}}_{xC} = \sum_{k \in S} w_k \mathbf{x}_k,$$

където:

$(w_k, x_k)$  са изследваните тегла без отклонения в калибровката и удовлетворяват равенството:

$$\hat{\mathbf{T}}_{xC} - \mathbf{T}_x = \sum_{k \in S} w_k \mathbf{x}_k - \mathbf{T}_x = \mathbf{0}.$$

Смисълът на използването на този оценител е, ако използваните калибровъчни тегла ( $w_k$ ) са в състояние да намалят или ако е възможно да отстранят грешката при получаване на сумарните оценки на  $x$ , то те могат да се използват в оценъчната формула при калибрацията и да намалят грешката при получаването на сумарните оценки за  $y$ :

$$\hat{\mathbf{T}}_{yC} = \sum_{k \in S} w_k y_k.$$

Това аналитично представяне на калибрацията на данни показва само общата идея на тази методология. Съществуват различни модели (оценяващи формули), които се прилагат в статистическата практика.

Най-често използваните калибрационни функции са:

- линейна функция:  $f(x) = y = a + bx$ ;
- експоненциална функция:  $e^x = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{x^n}{n!}$ ;
- прекъснатата (ограничена, отрязана\*) линейна функция;

(\*Функцията  $f(x)$  е ограничена в интервала  $(a, b)$ , ако съществуват две числа  $A, B$  такива, че  $A \leq f(x) \leq B$  за всяко  $x \in (a, b)$ .)

- логит функция (ограничена):  $\text{logit}(p) = \log\left(\frac{p}{1-p}\right)$ .

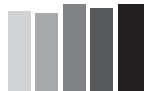
Независимо от тяхното разнообразие и сложен математически апарат те са достъпни за по-широк кръг специализирани потребители, тъй като имат своите софтуерни анализи в готови програмни продукти.

Известни калибрационни програми са: CALMAR, GES, BASCULA, CLAN и g-CALIB<sup>7</sup>. От посочените пет програми беше установено, че по-достъпна за приложение е програмата g-CALIB, която е базирана в софтуерния продукт SPSS. Останалите основно са базирани в SAS софтуер, а той не е широко разпространен в нашата страна.

## 7. Калибрация на данни от проведено емпирично изследване

За пример ще използваме „Епидемиологично изследване на насилие на деца в балканските страни” (BECAN), което е реализирано от

<sup>7</sup> Цялата математическа разработка и програмно осигуряване на тези подходи в сравнителен аспект могат да се видят в: C. Vanderhoeft, Generalised Calibration under SPSS, g-CALIB, Statistics Belgium, 2002.



екип в ЮЗУ „Неофит Рилски”.

За реализацията на поставените основни цели и аналитични задачи по този проект е проведено извадково изследване. Обект на изследване са ученици, обхванати във формалното образование, на възраст 11, 13 и 16 години. Изследването е реализирано чрез извадка от определените целеви съвкупности, обект на изследването. Наблюдението е проведено в три области на страната.

Използваната извадка е излъчена пропорционално на броя на изследваната съвкупност във всяка област. За всяка област извадката е стратифицирана по местонамиране на училищата (град, село) и по възраст на изследваните лица. За подходящ модел на извадката е възприет този на двустепенната гнездова извадка - с гнездо на първа степен училището и на втора степен паралелките (класове), като в тях са анкетирани всички ученици. Целта е избраният модел да осигури представителност и необходимата точност на резултатите общо, по области и възрасти.

В представянето на този пример за калибрация на данните се правят сравнения на резултатите, получени: пряко от изследването, от просто претегляне - с тегла от генералната съвкупност, и резултати след изпълнение на процедури за калибрация на данните.

Изпълнението на процедурите по претеглянето и калибрацията на данните от това извадково изследване включват:

1. Определяне на признаците, за които има данни за цялата генерална съвкупност и върху които могат да се приложат процедури по претегляне и калибрация на резултатите. За претеглянето на резултатите от изследването и изчисляването на калибрационните тегла са използвани статистически данни<sup>8</sup> за броя и разпределението на учениците по възраст в областите и по местонамиране - град, село. Общият брой (генерална съвкупност) на учениците в трите области от посочените възрасти за изследвания период (2009 - 2010 г.) по официални статистически данни е малко над 28 хиляди.

2. Изчисляване на относителните дялове по разновидностите на тези характеристики за общата съвкупност и за извадковата съвкупност.

3. Сравняване на тези характеристики и вземането на решение за претегляне и калибриране на събраните данни. Резултатите от направеното

<sup>8</sup> По данни на НСИ към октомври 2009 година.

ния анализ показаха, че е необходимо да бъдат предприети такива процедури с цел по-добро възпроизвеждане на основни структури на генералната съвкупност.

4. Избор на софтуер и модел за претегляне и калибриране на данните от изследването. С разполагаемата софтуерна среда у нас, единствено приложим е продуктът g-CALIB, който е базиран в SPSS.

5. Въз основа на получените данни от извадковото изследване и наличните данни за генералната съвкупност беше подготвен информационен файл съобразно изискванията на избрания софтуер и беше включен в него.

6. Претегляне на данните от изследването и калибрация на данните (изчисляване на калибрационни тегла).

Обикновеното претегляне на данните е извършено, като е използвана наличната статистическа информация за разпределението на изследваната съвкупност по избраните признаци. Използвана е познатата процедура, която включва използването на тегла ( $W_i$ ) обратно пропорционални на вероятността за включване на всяка единица в извадката ( $P_i$ ).

7. Претегляне на данните от извадката и генериране на многомерни разпределения. След провеждане на процедурите по претеглянето и калибрирането на данните, са произведени таблици, върху които е извършен анализ.

При сравняването на получените от извадката относителни дялове за възрастовите групи и местонамирането на училищата бяха установени различия (табл. 1).

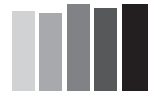
**1. Дял на общо анкетиранияте ученици в градовете  
в отделните възрасти**

(Проценти)

Възраст	Резултати от анкетата	Статистически данни (НСИ)
11 години	72	75
13 години	69	75
16 години	73	94

Аналогични са резултатите и по отношение на учениците, които учат в селата.

Установените различия по тези стратифициращи признаци показват необходимостта от претегляне на данните (корекция на теглата, с ко-



ито участват отделните страни), преди да се пристъпи към обработката на данните и тяхното анализиране.

Резултатите от изпълнените процедури по претеглянето на данните и калибрацията са представени в табл. 2.

## 2. Двумерно разпределение на изследваните лица по възраст, местонамиране на училището и по области

Възраст	Области	Непретеглени данни		Тегла, коригирани с неотговорилите (non-respons)		Калибрирани тегла		Общо
		населено място		населено място		населено място		
		град	село	град	село	град	село	
а	б	1	2	3	4	5	6	7
11 г.	Благоевград	56.5	43.5	71.6	28.4	64.2	35.8	100.0
	Варна	79.9	20.1	86.2	13.8	82.0	18.0	100.0
	Велико							
	Търново	66.2	33.8	81.6	18.4	75.5	24.5	100.0
	<b>Общо</b>	<b>71.5</b>	<b>28.5</b>	<b>81.5</b>	<b>18.5</b>	<b>74.8</b>	<b>25.2</b>	<b>100.0</b>
13 г.	Благоевград	56.4	43.6	71.6	28.4	62.3	37.7	100.0
	Варна	78.3	21.7	85.1	14.9	83.1	16.9	100.0
	Велико							
	Търново	62.9	37.1	79.3	20.7	75.5	24.5	100.0
	<b>Общо</b>	<b>68.8</b>	<b>31.2</b>	<b>79.4</b>	<b>20.6</b>	<b>74.6</b>	<b>25.4</b>	<b>100.0</b>
16 г.	Благоевград	58.8	41.2	73.5	26.5	89.5	10.5	100.0
	Варна	86.6	13.4	91.1	8.9	96.2	3.8	100.0
	Велико							
	Търново	72.0	28.0	85.3	14.7	95.9	4.1	100.0
	<b>Общо</b>	<b>72.7</b>	<b>27.3</b>	<b>82.8</b>	<b>17.2</b>	<b>93.9</b>	<b>6.1</b>	<b>100.0</b>
<b>Общо</b>	Благоевград	57.4	42.6	72.4	27.6	72.4	27.6	100.0
	Варна	81.2	18.8	87.2	12.8	87.2	12.8	100.0
	Велико							
	Търново	67.5	32.5	82.4	17.6	82.4	17.6	100.0
	<b>Общо</b>	<b>71.0</b>	<b>29.0</b>	<b>81.3</b>	<b>18.7</b>	<b>81.3</b>	<b>18.7</b>	<b>100.0</b>

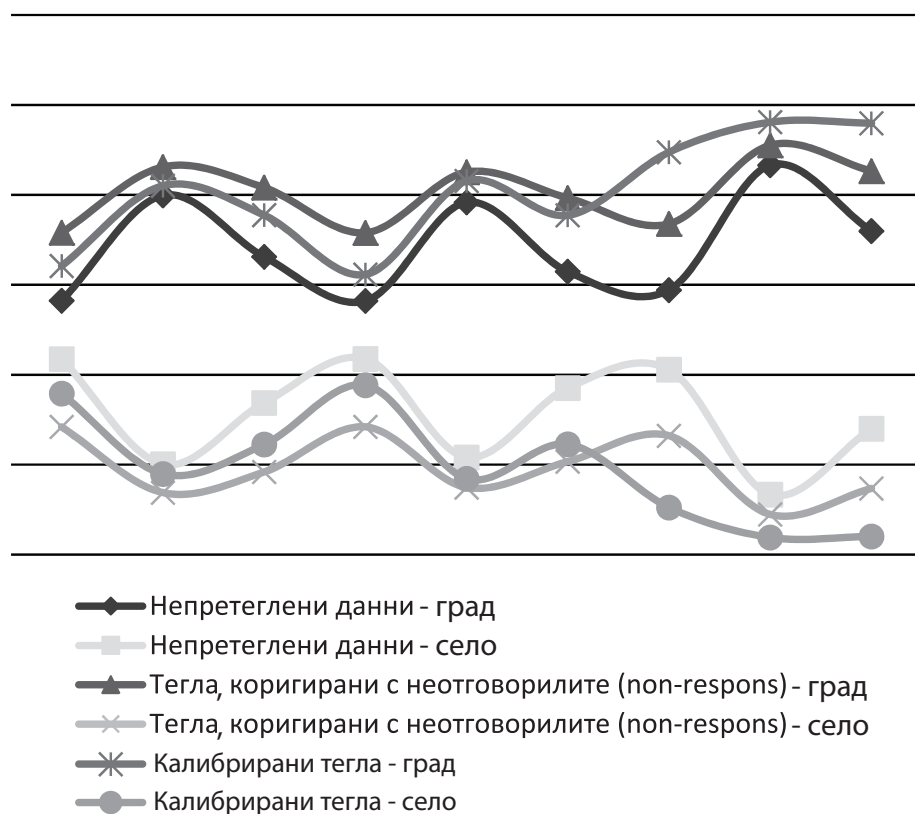
В табл. 2, в кол. 1 и 2 са посочени непретеглени данни (относителни дялове - в %), получени от изследването за всяка възрастова група поотделно за всяка област, разпределени по местонамиране на училищата - град, село. В кол. 3 и 4 е извършено обикновено претегляне, като са

използвани данни на НСИ от статистиката на образованието. От същите официални статистически данни са изчислени калибрационни тегла, които са представени в кол. 5 и 6.

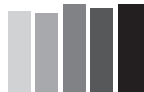
При сравняването на получените относителни тегла (в %) се установява, че има различия в зависимост от начините на претегляне. Представени са общите изводи относно получените тегла и посоката на различията между тях.

Различията визуално са показани на фиг. 1.

**Фиг. 1. Съотношение на теглата на изследваните страти по възраст, тип населено място и по области**



От табличното и графичното представяне на получените и изчислените тегла на отделните страти се установява, че и в трите области



относителните тегла на непретеглените данни за трите възрастови групи 11, 13 и 16 години в градовете са систематично по-ниски от претеглените и калиброваните данни. Най-високи тегла са получени при обикновеното претегляне и в трите области за градовете за 11- и 13-годишните в сравнение с непретеглените и калиброваните данни. За учениците на 16 години теглата от простото претегляне заемат междинни стойности между получените относителни дялове от анкетното изследване и калибрираните данни. За посочената последна възрастова група от градовете изчислените калибровъчни тегла имат най-високи стойности.

Разгледаните съотношения за стратите в селата са реципрочни. С най-големи относителни дялове за всички страти са получените от непретеглените данни. Междинно положение по стойност заемат теглата, получени в резултат на калибрацията за възрастовите страти 11 и 13 години и в трите области. За 16-годишните в селата калибровъчните тегла са с най-ниска стойност. За тази възрастова група теглата от простото претегляне имат междинни стойности спрямо теглата, получени от анкетата и калибрацията, а тези от простото претегляне са най-ниски за възрастовите групи 11 и 13 години.

Направените сравнения показват, че при изпълнение на извадката в градовете не е постигнат проектираният обхват и респективно в селата се получава надценяване. Тези несъответствия чрез корекция на теглата за всяка от 18-те страти най-добре са решени чрез получените калибрационни тегла. Предимството на калибрацията се заключава и в това, че присвоените индивидуални тегла на всяка единица по калибровъчните признаци едновременно дава възможност да се произведат аналитични таблици, без да е необходимо за всяка таблица да се извършва претегляне. Това е възможно, тъй като всяка от единиците в извадката е претегляна едновременно по всички използвани за калибрацията признаци.

В табл. 3 и 4 са представени данни за разпределението на изследваните лица по признаците пол и възраст.

За признака „пол“ не е налична предварителна официална статистическа информация и той не е използван при проектиране на извадката. След като са калибрирани данните по този признак, по-нататък произведените таблици ще включват и отразяват и половата структура на изследваната генерална съвкупност.

### 3. Двумерно разпределение на изследваните лица по пол и възраст

(Проценти)

Пол	Възраст - години			Общо
	11	13	16	

#### Непретеглени данни

Момичета	33.6	37.7	28.8	100.0
Момчета	31.3	29.3	39.5	100.0
<b>Общо</b>	<b>32.5</b>	<b>33.6</b>	<b>34.0</b>	<b>100.0</b>

#### Тегла, коригирани с неотговорилите (nonrespons)

Момичета	33.4	37.3	29.3	100.0
Момчета	30.5	28.5	41.0	100.0
<b>Общо</b>	<b>32.0</b>	<b>33.0</b>	<b>35.0</b>	<b>100.0</b>

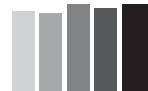
#### Калибрирани тегла

Момичета	36.5	33.7	29.9	100.0
Момчета	34.2	26.8	38.9	100.0
<b>Общо</b>	<b>35.4</b>	<b>30.4</b>	<b>34.3</b>	<b>100.0</b>

При сравняването на данните от табл. 3 може да се установи ефектът от допълнителните процедури по претеглянето на данните. В първата част на таблицата е представено полученото от анкетата разпределение на изследваните лица по двата признака - пол и възраст. Във втората част са претеглените резултати от изследването, като са коригирани теглата въз основа на информацията за възрастовите групи и са елиминирани неотговорилите. Фактически тук е отчетено разпределението на изследваните единици в генералната съвкупност само по признака „възраст”. Получените тегла в резултат на калибрацията (в третата част) имат по-голямо различие спрямо тези от непретеглените и претеглените данни, но тук по-важното е, че едновременно са отчетени разпределенията на изследваните лица в трите области по пол и възрастови групи.

Подобен анализ може да се направи и при получаване на разпределението на изследваните лица по възрастови групи и пол. По този начин ще се отрази половата структура във всяка възрастова група.





#### 4. Двумерно разпределение на изследваните лица по възраст и пол

(Проценти)

Пол	Възраст - години			Общо
	11	13	16	

##### Непретеглени данни

Момичета	53.2	57.7	43.6	51.4
Момчета	46.8	42.3	56.4	48.6
<b>Общо</b>	<b>100.0</b>	<b>100.0</b>	<b>100.0</b>	<b>100.0</b>

##### Тегла, коригирани с неотговорилите (nonrespons)

Момичета	53.3	57.7	42.6	51.0
Момчета	46.7	42.3	57.4	49.0
<b>Общо</b>	<b>100.0</b>	<b>100.0</b>	<b>100.0</b>	<b>100.0</b>

##### Калибрирани тегла

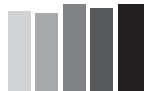
Момичета	53.2	57.3	45.1	51.7
Момчета	46.8	42.7	54.9	48.3
<b>Общо</b>	<b>100.0</b>	<b>100.0</b>	<b>100.0</b>	<b>100.0</b>

При прилагането на процедурите за калибрация на данни от извадки е предвидено, ако получените резултати след калибрацията не удовлетворяват определни математически критерии, по преценка на изследователя е възможно процедурата да се приложи многократно, докато се избере подходящият модел, т.е. възможно е да се отстранят отдалечените стойности на  $g$  теглата спрямо границите на определен интервал, който може да се определя напр. като се използват медианната оценка и нейното кватилно отклонение или други критерии. Следователно може да се каже, че калибрацията на данните от извадковите изследвания е един оптимизационен процес за разлика от останалите методи за просто претегляне на данни от извадки.

Математическата сложност на моделите за калибриране на данни изисква използването на специализиран софтуер. Това в определена степен ограничава нейното приложение. Освен това, все още е много малък опитът в нашата страна в областта на калибрирането на данни

при провеждане на извадковите изследвания и специално в областта на социалните изследвания. Все пак първи опити в това отношение има при обработката на данните в някои изследвания на Националния статистически институт, които са включени и в Европейската статистическа система (Евростат).

Прилагането на различните техники за претегляне и преди всичко калибрацията на данните в максимална степен решават проблемите в ситуациите на липсващи данни в Евростат, предизвикани от непълен обхват на планираните извадки, но трябва да се има предвид, че те невинаги могат да компенсират направените пропуски в отделните фази на извадковите изследвания. Във връзка с това не бива да се пренебрегва следователно и прилагането на различните методични и организационно-технически мерки и дейности за преодоляване на пропуските в проектираните извадкови съвкупности.

**ЦИТИРАНА ЛИТЕРАТУРА:**

**Калчев, Й.** (2005). Основни проблеми при проектиране на представителни извадкови изследвания, Социологически траектории, УИ „Св. Кл. Охридски“, С., с. 70.

**Кокрен, У.** (1976). Методы выборочного исследования, М. с. 381.

**ООН, Статистический отдел** (2007). Руководство по подготовке статистических данных об использовании времени для оценки оплачиваемого и неоплачиваемого труда, (ST/ESA/STAT/SER.F/93), Нью-Йорк, с. 159 - 160.

**Степанов, С. В.** (2009). Калибровка выборки, М., с. 1.

**Цонев, В.** (1970). Основи на репрезентативното изучаване, (литопечат, второ издание), С., с. 74.

**Deville, J. C., C. E. Sarndal** (1992). Calibration Estimators in Survey Sampling, Journal of the American Statistical Association; p. 376 - 382.

**Ekholm, A., S. Laaksonen** (1991). Weighting via response modeling in the Finnish Household Budget Survey, Journal of Official Statistics, Sweden.

**Kish, L.** (1965). Survey sampling, N.Y. Wiley.

**Kott, P.** (2006). Using calibration weighting to adjust for nonresponse and coverage errors. Survey Methodology, p. 133 - 142.

**Sarndal, C. E.** (2007). The calibration approach in survey theory and practice, Statistics Canada, Vol. 33, No. 2, p. 99 - 119.

**Task Force on the implementation of NACE, Rev. 2** (2006). Handbook on methodological aspects related to sampling designs and weights estimations, Eurostat, Annex A, p. 16.

**The Quality Guidelines (fourth edition) of Statistics Canada** (2003).

## КАЛИБРОВКА ДАННЫХ С СОЦИАЛЬНЫХ ИССЛЕДОВАНИЙ

*Йордан Калчев\*, Вера Велева\*\**

**РЕЗЮМЕ** Значительной проблемой при проведении представительных выборочных обследований является нехватка всех единиц запланированного объема выборок по различным причинам. Эти пробелы приводят к нарушениям репрезентативности и точности эмпирических данных. Организационные и методические приемы и инструменты, используемые конструкторами выборочных обследований, не всегда в состоянии компенсировать потерю информации в результате необследованных единиц.

На основе этого тезиса, в статье прослеживается воздействие неохвата на точность получаемых статистических оценок и поддерживается обосновка о необходимости взвешивания получаемых результатов в целях уменьшения размера нестохастической ошибки. В качестве решения проблемы подчеркиваются преимущества разработанных современных статистико-математических моделей для калибровки выборочных данных. На основании специализированной литературы коротко представлена сущность калибровки как новый систематический взгляд в теории и практике выборочных обследований и возможности для получения объективных оценок в случае невыполнения выборок, и даже при других ошибках, связанных с выборками.

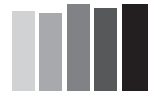
Применение калибровки иллюстрируется конкретным примером, основывающимся на данных с конкретного исследования, с использованием продукта g-CALIB, базированного в SPSS.

В заключении подчеркивается, что калибровка, в отличие от других методов взвешивания, является процессом оптимизации, и эту особенность необходимо учитывать при использовании этой процедуры.

---

\* Д-р, доцент на кафедре социологии Югозападного университета имени Неофита Рильского; e-mail: ikaltchev@abv.bg.

\*\* Главный ассистент на кафедре социологии Югозападного университета имени Неофита Рильского; e-mail: veleva\_v@abv.bg.



## CALIBRATION OF DATA FROM SOCIAL SURVEYS

*Jordan Kaltchev\*, Vera Veleva\*\**

**SUMMARY** A significant problem in the implementation of representative sample surveys is not covering due to various reasons of all units in the planned sample sizes. These gaps lead to violations of the representativeness and accuracy of the empirical data. The undertaken by the designers of sample surveys organizational and methodological techniques and tools cannot always compensate for the loss of content as a result of the unexplored units.

Based on this argument, the paper monitors the influence of lack of range in the accuracy of statistical estimates received and the rationale for the need to weigh the results obtained is supported in order to reduce the amount of non-stochastic error. As a solution of the problem the advantages of the developed modern statistical and mathematical models for calibration of data samples are highlighted. Based on the specialized literature, the nature of the calibration system is briefly presented as a new system review in the theory and practice of sample surveys and opportunities to achieve objective assessments whenever there is default and even some other sampling errors.

Application of calibration is illustrated by a specific example based on data from a study using g-CALIB, based in SPSS.

In conclusion it is stated that calibration is an optimization process, unlike other methods of weighting and this feature should be taken into account when using this procedure.

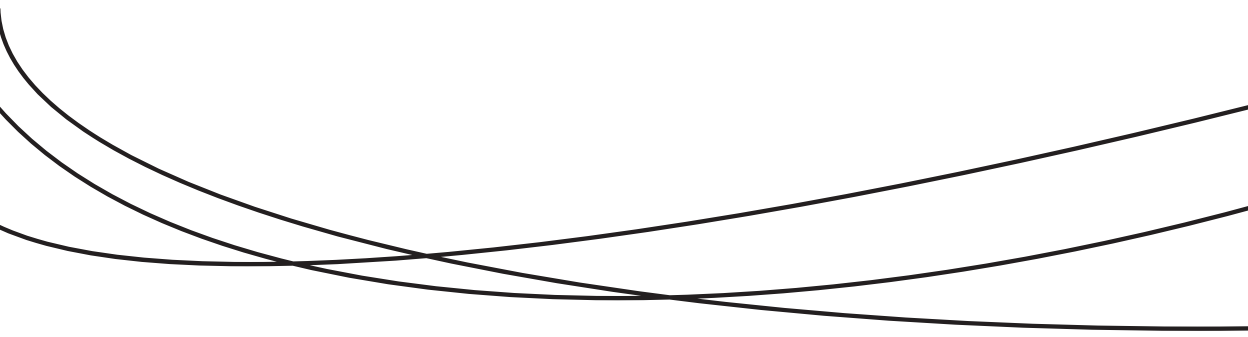
---

\* PhD, Associate Professor, South-West University 'Neofit Rilski'; e-mail: ikaltchev@abv.bg.

\*\* Chief Assistant, South-West University 'Neofit Rilski'; e-mail: veleva\_v@abv.bg.

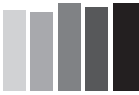


**РАЗВИТИЕ НА СТАТИСТИЧЕСКАТА  
ТЕОРИЯ И ПРАКТИКА**









## ВРЪЗКА МЕЖДУ ИКОНОМИЧЕСКИТЕ ОЧАКВАНИЯ И СТОПАНСКАТА ДИНАМИКА В ЕС-27

*Антон Герунов\**

### **1. Въведение**

Икономическите очаквания в същността си са прогнози, които агентите формират за бъдещите реализации на дадена променлива. За целите на моделирането тези очаквания трябва да бъдат описани максимално кратко и пълно в определена математическа форма - например уравнение или система от уравнения, които да могат да бъдат изчислени с наличните данни. Формирането на очакванията обаче става на микроикономическо ниво. Теоретичните макроикономически модели често извеждат математически механизма за формиране на очакванията, моделирайки агентите като хомогенни оптимизиращи единици (Gali, 2008). По-новите подходи отслабват това допускане, като позволяват определена хетерогенност или разнородност (Grandmont, 1998; Evans, Nonkarohja, 2001). Подобен механизъм на предварително задаване на прогностичните механизми поставя на дневен ред въпроса доколко реалните емпирични данни отговарят на теоретичните допускания. Целта на изследването е да направи обзор на основните емпирични резултати от наблюденията на потребителите и бизнеса и да очертае факторите, които влияят върху динамиката им. Изследователската част включва както разглеждане на основните тенденции и взаимовръзки между данните за очакванията и някои ключови макроикономически индикатори в 27-те държави - членки на Европейския съюз (ЕС), така и анализ на факторите, които влияят върху инфлационните очаквания.

### **2. Исторически контекст на наблюденията на потребителите и бизнеса**

Данните от наблюденията на потребителите и бизнеса имат сравнително кратка, но нееднозначна история. Първите систематични изследвания чрез метода на социологическите проучвания водят към средата

---

\* Асистент, катедра „Икономика”, Стопански факултет, Софийски университет „Св. Климент Охридски“; e-mail: gerunov@uni-sofia.bg.

на XX век, когато George Katona започва проучване на потребителските нагласи като водещ индикатор за определяне на бъдещо потребление. Хипотезата му е базирана на идеята, че социологически извлечените очаквания са мярка както за желанието, така и за обективната възможност за осъществяване на потребление. Данните започват да се събират по методологията, разработена от Katona от Центъра за анкетни изследвания (Survey Research Center) при Мичиганския университет през 1952 г. като част от изследователската програма за определяне на финансовите възможности на домакинствата, първоначално спонсорирана от Федералната резервна система (FED). В средата на петдесетте години успоредно с нарастващия интерес към очакванията FED сформира комисията Smithies, която трябва да установи доколко подобни анкети могат да се използват за предвиждане на бъдещо потребление.

Комисията Smithies (FED, 1955) достига по-скоро до негативен извод, който до голяма степен намира отзвук и в последващи ранни изследвания на анкетите (Tobin, 1959; NBER, 1960; Juster, 1964). Тези резултати поставят под съмнение полезността на този метод и донякъде пречат на широкото му навлизане в основния инструментариум на икономиката от този период. Въпреки това Центърът за анкетни изследвания при Мичиганския университет продължава да събира данни и към момента разполага с най-дългите времеви редове на анкети за икономическите очаквания в САЩ. Първоначалният скептицизъм не спира разширяването на анкетните изследвания за икономически очаквания в други икономики - от началото на 70-те години много от страните в Организацията за икономическо сътрудничество и развитие (ОИСР) - Австралия, Канада, Франция, Германия, Италия, Япония и Обединеното кралство - включват анкети за очакванията като част от програмите си за събиране на статистически данни за икономиката (Golinelli, Parigi, 2004).

Статистическата служба на ЕС (Евростат) също разполага с анкетни данни за икономическите очаквания за широк спектър от променливи - ценови равнища, финансово състояние на домакинствата, обща среда, обезпеченост на бизнеса с поръчки и др. - за държавите - членки на ЕС, както и за няколко периферни за ЕС държави с перспектива за членство. Популярността на анкетните проучвания се разраства във вре-



мето, като към настоящия момент 45 държави измерват регулярно очакванията по този начин, а редица други са предприемали еднократни или периодични изследвания на потребителските и бизнес нагласите. Първата група държави са представени в табл. 1, а втората група основно включва латиноамерикански държави като Чили, Колумбия, Коста Рика, Доминиканската република, Перу, Уругвай, Венецуела и други (Curtin, 2007).

### 1. Държави, които регулярно провеждат анкети за потребителски и бизнес очаквания

Ид.	Държави	Ид.	Държави	Ид.	Държави
AR	Аржентина	ES	Испания	NL	Нидерландия
AT	Австрия	FI	Финландия	NO	Норвегия
AU	Австралия	FR	Франция	NZ	Нова Зеландия
BE	Белгия	HK	Хонконг	PL	Полша
BG	България	HU	Унгария	PT	Португалия
BR	Бразилия	ID	Индонезия	RO	Румъния
CA	Канада	IE	Ирландия	RU	Руска федерация
CH	Швейцария	IT	Италия	SE	Швеция
CN	Китай	JP	Япония	SI	Словения
CY	Кипър	KO	Република Корея	SK	Словакия
CZ	Чешка република	LT	Литва	TH	Тайланд
DE	Германия	LU	Люксембург	TW	Тайван
DK	Дания	LV	Латвия	UK	Обединено кралство
EE	Естония	ML	Малайзия	US	САЩ
EL	Гърция	MX	Мексико	ZF	Република Южна Африка

Източник: Curtin, 2007.

Заедно с разширяването на обхвата на анкетните изследвания и наличието на все по-дълги времеви редове, тяхната популярност също нараства. Получените резултати регулярно се разпространяват от средствата за масово осведомяване и намират място в прогнозите на бизнеса. Емпиричните икономически изследвания също използват все по-активно данните от анкетите, като тенденцията се засилва през последните две десетилетия. Всичко това става на фона на натрупването на научни доказателства за широката им полза като прогностичен инструмент и на обяснителните им възможности за икономическата динамика (Ang et al., 2007).

### 3. Основни емпирични резултати от наблюденията

Анкетните данни започват да намират все по-широко приложение при изследване на стопанската динамика, като на несигурността в междувремеви оптимизационни проблеми се отделя все по-голямо внимание (Knotek, Khan, 2011). Макар измерването на очакванията да има своите методологически особености и проблеми (Dominitz, Manski, 2003), съвременната макроикономическа теория отчита анкетните данни като адекватно приближение за реално формираните очаквания и по съответен начин ги включва в процеса на моделиране и оценка на политики (Clark, Nakata, 2008; Cooper, Willis, 2010). Поради ключовата роля на Кривата на Филипс<sup>1</sup> прогнозирането на инфлацията е традиционно от особен интерес за макроикономистите и затова редица проучвания се фокусират именно върху този сегмент от очакванията. Използвайки поредица от модели на векторна авторегресия<sup>2</sup> върху данни от Ливингстънското проучване (Livingston survey), Mehra и Herrington (2008) откриват, че очакваната инфлация се влияе основно от реализираната инфлация, промяната в цените на основни стоки и от движения в самата нея (т.е. автокорелационна зависимост<sup>3</sup>). Това изследване, а и някои други (Gurkaynak et al., 2007) представят известни доказателства, че временните шокове върху икономиката водят до по-слаби ефекти върху очакванията на индивидите в последните две десетилетия спрямо предишните две. Стабилизирането на общата бизнес среда предполага, а и политиката на централните банки цели до голяма степен да закотви очакванията, така че икономическата система да бъде по-предвидима за отделните агенти, а паричната политика - по-ефективна. Закотвянето на очакванията ключово зависи от общата динамика - в зависимост от промяната на средата агентите интелигентно променят поведението си. Carroll (2001, 2003) моделира очакванията като информирани от новинарското отразяване на инфлацията и открива много различна динамика в зависимост от

<sup>1</sup> Емпиричната зависимост между инфлацията и отклонението на икономиката от потенциалното ѝ производство.

<sup>2</sup> Иконометрична система от уравнения, при която всяка от променливите, включена в системата, се обяснява със собствените си лагове и лаговете на другите променливи.

<sup>3</sup> Автокорелационната зависимост предполага, че настоящите реализации на дадена променлива имат статистически значима корелация с предходните реализации.



това доколко инфлацията е значителен проблем и съответно е отразена в средствата за масово осведомяване.

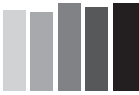
Изследването на Roos (2005) също потвърждава, че агентите полагат повече усилия за формиране на прецизни очаквания, тогава когато пределната печалба от това надвишава пределните разходи от усилията. Пример за такива моменти са не само епизоди на растяща инфлация (откъдето и значението ѝ за стопанския оборот нараства), но и непосредствено преди избори. Когато пределните приходи от прецизна прогноза са ниски, агентите използват много по-опростени механизми и полагат значително по-малко усилия за прогнозиране. Освен че поведението на агентите е нехомогенно спрямо времето и общата икономическа среда, анкетните изследвания разкриват и значителна хетерогенност дори в една и съща извадка. Емпиричните данни поставят под силно съмнение икономическото допускане за представителен агент, формиращ хомогенни очаквания на базата на пълна информация за стопанската система.

Изследвайки очакванията за ценовото равнище на представителен панел от американци, De Bruin et al. (2010) откриват ясно изразени тенденции и влияние на демографски фактори и финансова грамотност. Разкрива се тенденция лицата от женски пол, неженените, по-бедните и по-старите да имат значително по-високи инфлационни очаквания. При тези групи е видима тенденцията да се фокусират повече върху цените, които те самите плащат, а не върху индекса на потребителските цени. Разликите в механизма на формиране на очакванията са донякъде обусловени от финансовите познания на индивидите, но не напълно. Корелация на очакванията с определени демографски променливи се наблюдава и в други бази данни - напр. тази на Мичиганския университет. Souleles (2004) изследва структурата на грешките при тези данни и открива връзка между нея и демографската структура на извадката. Една от възможните хипотези е, че определени групи допускат систематични грешки при прогнозирането - напр. групата на работниците с по-нисък образователно-квалификационен статус е подложена на систематични отрицателни шокове поради преминаването към икономика на знанието.

Социологическите изследвания върху процеса на формиране на нагласите на агентите водят и до друг ключов извод - влиянието на средата върху процеса на изграждане на очакванията е осезателен. Използ-

вайки данни за немската икономика от Центъра за европейски изследвания при Манхаймския университет, Lux (2009) показва значим ефект на социалните влияния върху общата оценка на бизнес средата. Тези резултати могат да бъдат интерпретирани в рамките на кейнсианското разбиране, че ирационалните настроения, които обхващат едновременно широки групи агенти, определят икономическата динамика. Общите пазарни настроения са потенциално важни и в много други ситуации (Duffy, 2008a; Chauvet, Guo, 2003; De Grauwe, 2010), като те често могат да имат сериозни последици на системно ниво като при формирането и разпадането на финансови балони (Lux, 1995). Ефектът на социалната среда върху индивидуалното формиране на очаквания е в ясен разрез с методологическия индивидуализъм на неокласическата теория. От друга страна, подобни наблюдения са в съзвучие с емпиричните и експерименталните данни за индивидуалното поведение на микроикономическо ниво (Camerer, 2003). Тези резултати от изследванията на анкетните очаквания поставят под съмнение рационалността на формираните очаквания - тема, която е широко застъпена в съвременните изследвания. Carroll (2003) изчислява, че агентите не използват пълноценно цялата налична информация - данните показват, че те обновяват информационното си множество веднъж годишно, което генерира значителна негъвкавост на макрониво. До подобен резултат достига и Roos (2005), изследвайки разликите между прогнози на потребители и експерти. Дори в общественото пространство да са налични прогнози, които са близко до идеала за „рационални“ очаквания, това не означава, че те задължително се приемат и прилагат от вземащите решения агенти. Изследването на структурата на грешките в данните от Мичиганската анкета също води до отхвърляне на хипотезата, че очакванията са формираны стриктно рационално (Souleles, 2004).

В едно от най-пълните изследвания на икономическите очаквания до този момент Golinelli и Parigi (2004) разглеждат времеви редове за осем държави за периода от 70-те години на XX в. до 2002 г. на тримесечна база и откриват, че резултатите от модел на векторна авторегресия с най-често използваните макроикономически индикатори не се припокриват изцяло с очакванията на агентите. Директните тестове за рационалност върху анкетните данни също водят до резултати, които



са в разрез с предположенията на хипотезата за рационално формиране (Mankiw et al., 2004). От друга страна, самите очаквания носят в себе си значително количество допълнителна прогностична информация. Възможността на социологическите данни да предвидят бъдещата динамика отвъд възможностите на известните към момента макропроменливи е добре установена и в редица други изследвания (Curtin, 2007; Ang et al., 2007). Данните поставят под значително съмнение тезата, че тези прогнози са хомогенно формирани от оптимизиращи икономически агенти. По-новите подходи моделират очакванията като агрегирания резултат от използването на прости поведенчески правила (евристики). Разглеждайки данни от анкетните изследвания на Мичиганския университет, Pfajfar и Santoro (2012) откриват, че хетерогенността е основна характеристика на измерените очаквания. Изследването на движението и факторите, влияещи върху формирането на икономическите очаквания ще позволи тяхното поставяне в контекста на стопанската динамика и ще покаже доколко идеята за тяхното хетерогенно формиране е емпирично оправдана.

#### **4. Основни тенденции и взаимовръзки при потребителските и бизнес очакванията в Европейския съюз**

Европейският съюз е важен икономически блок, обединен около ключовите идеи за свободно движение на хора, стоки и капитали. Еврозоната, от своя страна, е единната валутна зона, към която държавите - членки на ЕС, следва задължително да се включат според присъединителните си договори. Единната валута предполага и единна парична политика, провеждана от Европейската централна банка, което е икономически устойчиво само ако държавите членки представляват в действителност оптимална валутна зона, т.е. икономическите цикли са синхронизирани в достатъчна степен и факторите за производство са мобилни (Mundell, 1961). Синхронизацията на бизнес циклите има своята интерпретация и от гледна точка на икономическите очаквания, допускайки, че съвкупното предлагане е отчасти предопределено и от изненадата в ценовото равнище (Fisher, 1977), то и общоравновесната икономическа динамика е предопределена от структурата на очакванията. Ако в някои държави членки агентите очакват коренно различни нива на инфлация спрямо други, то и реализацията на ценовите рав-

нища ще бъде различна, дори в условия на сходни параметризации на съответстващите Криви на Филипс. Това ще доведе до различни нива на растежа и десинхронизация на икономическия цикъл. От тази гледна точка е интересно да се проследи динамиката на очакванията на бизнеса и обществеността за ключови макроикономически променливи - обща среда или цялостно състояние на икономиката (приемаме го за въпрос, изясняващ движенията на реалния БВП), и очакванията за цените (приемаме го за въпрос относно инфлацията). Успешното функциониране на европейското икономическо пространство предполага синхронизация на икономическите очаквания. В иконометричен смисъл това предполага времевите им редове да са в дългосрочна стабилна връзка (коинтегрирани). Разглеждане на динамиката на очакванията ще покаже не само дали това е така в действителност, но и ще ни насочи доколко анкетните данни са свързани с други ключови макроикономически агрегати и могат да бъдат използвани като водещ индикатор за промените в средата.

Ежемесечно европейските статистически служби събират данни за настроеността сред потребители и фирми с помощта на социологическа анкета, изпратена до представителна извадка от над 40 000 индивидуални потребители и над 125 000 фирми. Данните са налични от 1985 г. за по-старите държави членки и от сравнително по-скоро за по-новите, като източникът е Евростат. Въпросите са предимно количествени, като изискват от отговарящите да използват ликовата скала, за да дадат субективна оценка за развитието на икономическата динамика. Въпросът за инфлационните очаквания на домакинствата е:

В сравнение с последните 12 месеца как очаквате да се развият цените през следващите 12 месеца?

Те ще:

++ се увеличат по-бързо

+ се увеличат със същия темп

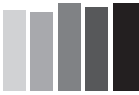
= се увеличават по-бавно

- останат непроменени

-- намалелят

N не знам





Останалите въпроси следват сходна логика (за подробно описание вж. The Joint Harmonised EU Programme of Business and Consumer Surveys). Отговорите се претеглят като силно положителните (++) се претеглят по 1, положителните - по 0.5, неутралните (=) - по 0, отрицателните (-) - по -0.5, а силно отрицателните (--) - по -1, и официално се публикува балансът на отговорите. Базата данни е публично достъпна в интернет на сайта на Евростат.

### **Структура на очакванията:**

#### **● Потребителско доверие**

Социологическите анкети за потребителско доверие са основен източник на информация относно настроенията на домакинствата и субективната им оценка за общото икономическо състояние в страната и за индивидуалните им очаквания за потребление и богатство. По същество потребителското доверие е индекс на въпроси, обхващащи няколко микроикономически и макроикономически показатели според оценката на индивидуалното домакинство, и се очаква на агрегирано ниво да бъде добър водещ индикатор за потреблението и оттам за общата динамика на brutния вътрешен продукт (Carroll et al., 1994). В действителност се наблюдава емпирична зависимост, като в общия случай потребителското доверие е причина по Грейнджър за динамиката на растежа, но и самият растеж се явява причина по Грейнджър за потребителските очаквания (Curtin, 2007). Това показва сложният механизъм на обратна връзка между индивидуалните настроения и общата динамика. От една страна, очакванията на домакинствата отразяват възприятието за текущото ниво на риск в стопанската система и представляват прогноза за бъдещето развитие. При негативни очаквания домакинствата намаляват потреблението си, което подтиска съвкупното търсене и оттам оказва отрицателен натиск върху растежа.

От друга страна, развитието на икономиката информира очакванията на индивидите и води до обновяване на техните очаквания и съответно промяна на потребителското поведение спрямо новите възприятия. Подобен механизъм на сложно формиране на очакванията с потенциално еволюционен елемент (Anufriev et al., 2008) може да обясни двупосочната причинност по Грейнджър. При всички случаи съществуване-

то на трансмисия от очакванията към реалното поведение предполага, че страните от ЕС би трябвало да имат синхронизирани потребителски очаквания, за да може да се гарантира и синхронизация на икономическия цикъл. Емпирично се наблюдава огромна разлика в това, доколко потребителското доверие в държавите членки е синхронизирано със средните нива в ЕС-27. В групата от силно свързани западноевропейски икономики се наблюдава изключително висока корелация между националните и средните за ЕС показатели, като във Франция тя достига  $r = 0.93$ , в Белгия -  $r = 0.90$  и в Нидерландия -  $r = 0.88$ . Интересно е да се отбележи, че най-голямата европейска икономика - Германия, има сравнително по-слабо синхронизирани очаквания с останалата част от ЕС - корелационният коефициент е едва 0.56, вероятно дължащ се на немалкия вътрешен пазар на страната. България е сравнително синхронизирана с ЕС като  $r = 0.71$ .

Някои от държавите членки са съвсем слабо корелирани със средните за ЕС нива. При Малта и Словакия корелационните коефициенти са съответно 0.23 и 0.19, а при Естония връзката е дори отрицателна с  $r = -0.14$ . Това вероятно се дължи отчасти на късното присъединяване на някои от тези страни към Общността и на различната динамика на глобалната криза след 2008 - 2009 г., която може ясно да бъде проследена и при трите най-слабо синхронизирани страни на фиг. 1. Предвид много различната степен на синхронизация между държавите членки би било интересно да се разгледа до каква степен отделните държави са корелирани помежду си в своите потребителски очаквания. Макар и с различно ниво на синхронизация с общото ниво на потребителско доверие в ЕС, отделни групи държави формират блокове на силно синхронизирани очаквания. Групата на Италия, Португалия, Ирландия, Испания, Кипър и Гърция е една от тях. Те се характеризират както със сравнително интензивни икономически връзки, така и със сходна география (всички са морски държави, а повечето - на Средиземно море), което вероятно е и водещ фактор, имаха твърде сходна динамика по време на икономическата криза, като всяка от тях в даден момент беше заплашена от неустойчиви нива на лихвите по дълга си.



**Фиг. 1. Динамика на потребителското доверие в изследваната държава и ЕС**

**Най-силно синхронизирани държави**



**Най-слабо синхронизирани държави**



Друга подобна група е групата на Обединеното кралство, Белгия, Нидерландия и Франция, които са географски приближени и поддържат интензивни връзки помежду си, а трета група е очакваният блок между Австрия, Швеция, Германия, Финландия, Дания и Люксембург. Очаквано се наблюдава и корелация между страните в Централна и Източна Европа - Полша, Словакия, Чешката република и по-слабо между балтийските държави. Накратко, основният извод е, че в рамките на ЕС не съществува приближаване към средните нива на потребителско доверие, но се оформят отделни регионални блокове със силни икономически, политически и културни връзки помежду си, при които потребителското доверие, а отчасти и икономическият цикъл имат много сходна динамика.

● **Бизнес климат в индустрията**

Макар и получил по-малко внимание в литературата, бизнес климатът в индустрията също представлява значителен интерес като водещ

индикатор за икономическата активност<sup>4</sup>. Следва да се подчертае, че той отново е съставен индикатор, включващ набор от въпроси за настоящото и бъдещото състояние на производствените предприятия, и като такъв може да бъде водещ индикатор за икономическата динамика. Синхронизацията на очакванията за бизнес климат в рамките на ЕС-27 предполага еднаква динамика на използваните мощности. Докато индикаторът за потребителско доверие е интересен от гледна точка на управление на търсенето, то бизнес климатът в индустрията представя икономическата динамика от гледна точка на предлагането. Синхронизацията на икономическите цикли сред държавите - членки на ЕС, предполага и сравнително синхронизиране на предлагането на макроикономическо ниво. От гледна точка на индивидуалните страни наблюдаваме най-силна синхронизация към средните за ЕС нива на бизнес климат в индустрията от страна на традиционно най-големите индустриални производители в ЕС: Австрия с  $r = 0.95$ , Германия с  $r = 0.93$  и Нидерландия с  $r = 0.92$ . От една страна е естествено индустриалните икономики да са сравнително силно синхронизирани, а от друга, следва да отчетем и чисто математическия ефект, че претеглените очаквания на тези три държави оказват непропорционално голям ефект върху динамиката на осреднения индекс. На обратния полюс са Кипър, България и Ирландия със съответни корелационни коефициенти - 0.39, 0.36 и -0.04. Докато при Ирландия резултатът вероятно се дължи на изключително кратките времеви редове, налични в Евростат, то при България и Кипър резултатите се обясняват от сравнително малката важност на индустрията за националната икономика и все още относително слабата интеграция между индустриалните предприятия в тези две държави с водещите производители в държавите от ЕС. Допълнително в случая с България следва да се вземе под внимание фактът, че в профила на износа преобладават суровини, които поради конкурентната си цена могат да имат контрациклично търсене.

<sup>4</sup> Изследването се фокусира върху бизнес климата в индустрията и услугите, тъй като тези сектори заемат основната част от БВП и тяхната динамика е силно свързана с динамиката му.

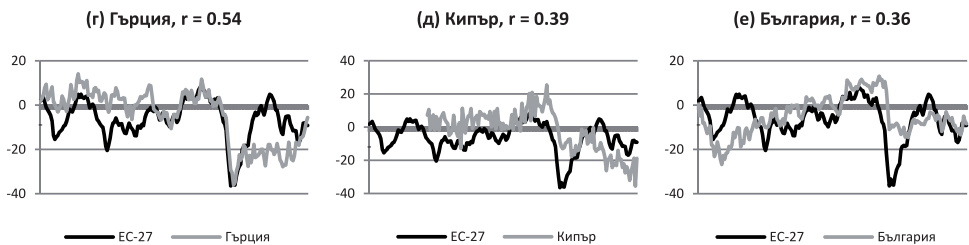


**Фиг. 2. Динамика на бизнес климата в индустрията в изследваната държава и ЕС-27**

**Най-силно синхронизирани държави**



**Най-слабо синхронизирани държави**

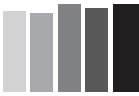


Разглеждайки корелационната матрица на бизнес климата, се забелязва по-високата степен на синхронизация спрямо потребителското доверие между страните в ЕС. Отново са видими определени блокове, като те са обусловени от икономическата и културната близост и интеграцията на индустриалните им сектори. Откроява се ясно оформена група по отношение на динамиката на бизнес климата, в която влизат Португалия, Франция, Люксембург, Гърция, Италия, Испания и Нидерландия като държави със сравнителна географска близост. Свободното движение на стоки предполага, че много от производствените фирми в този район използват междинни продукти от техните съседи, което води и до синхронизация на очакванията. Очаквано се откроява и групата на немскоезичните и скандинавските държави, включваща Австрия, Германия, Финландия, Швеция, Нидерландия и Дания. Сред страните от Централна и Източна Европа също се забелязва групиране, както и при балтийските държави, но корелациите при тях са сравнително по-ниски. Интересно е да се отбележи, че очакванията в индустрията на България

са едни от най-слабо синхронизираните в рамките на ЕС. Най-високата корелация е с Полша ( $r = 0.73$ ), но в общия случай корелациите са много малки и не достигат статистическа значимост. Това е симптом, че България все още не е напълно интегрирана в европейската индустрия. В заключение може да се каже, че както при потребителското доверие, така и при климата в индустрията се наблюдава липса на синхронизация на ниво ЕС, но се оформят клъстери от държави с много близка динамика. Блоковете в този случай повтарят в голяма степен тези със силна синхронизация на потребителското доверие, като индустриалните държави в ЕС се характеризират с особено силна интеграция, докато по-новите държави членки са с по-слаба.

#### ● Бизнес климат в услугите

Бизнес климатът в услугите е обобщен индексен индикатор, който е аналогичен на бизнес климата в индустрията, но за сектора на услугите. Трябва да се отбележи, че икономиките от ЕС са в голяма степен доминирани от услугите, като при всички секторът формира доста над половината от brutния вътрешен продукт. Това предполага, че динамиката на очакванията в услугите биха се отразили на икономическата динамика, но емпирично връзката се оказва сравнително слаба. Макар че не може да бъде използван като водещ индикатор за прогнозиране на стопанската конюнктура и трудно може да се очаква синхронизация на очакванията в него предвид големия дял на международно нетъргуеми услуги, той следва да бъде разгледан за получаване на максимално пълна картина за формираните икономически очаквания. В съответствие с теоретичните очаквания, големите европейски икономики, предоставящи международно търгуеми услуги, са силно синхронизирани с осредненото ниво на бизнес климата в сектора на услугите в ЕС-27. На първо място изпъква Обединеното кралство, като корелационният коефициент достига  $r = 0.89$ , следват Италия и Франция с коефициенти съответно 0.89 и 0.88. Особено в случая на Обединеното кралство следва да споменем големия дял на международно търгуеми финансови и консултантски услуги. Силно синхронизираните икономики в общия случай представляват не просто страни с голям дял на услугите, но и с успешен износ на продук-



кти от сектора. Не бива да се пропуска фактът, че туризмът също влиза в тази категория, което обяснява водещото място на Франция и Италия.

**Фиг. 3. Динамика на бизнес климата в услугите в изследваната държава и ЕС-27**

### Най-силно синхронизирани държави



### Най-слабо синхронизирани държави



Очаквано, по-слабо интегрирани икономики, които изнасят по-малко количество услуги, се характеризират и с по-слаба синхронизация на очакванията спрямо средните за ЕС. Най-ниската корелация е 0.29 за Ирландия, но това може да се дължи на кратките налични времеви редове. Показателно е, че следващите две най-слабо синхронизирани държави са България и Румъния с корелационни коефициенти съответно 0.53 и 0.57. Разглеждайки корелационната структура на бизнес климата в услугите се забелязват няколко интересни факта. Преди всичко размерът на корелациите е по-висок спрямо потребителското доверие и съизмерим с този на бизнес климата в индустрията. В този случай е силно изразен блокът на страните от Централна и Източна Европа, като клъстерът включва Чешката република, България, Румъния, Естония, Латвия, Ун-

гария, Словакия и Италия. Другият оформен клъстер е на немскоезичните и скандинавските страни - Дания, Германия, Швеция, Нидерландия, включително Полша, но без Австрия. Това групиране допълнително подчертава важността на географската близост за синхронизация на очакванията в услугите. Вероятната причина е свързаността на секторите в граничещи си страни и оттам известна свързаност на очакванията. Друга част от обяснението се дължи на относителната синхронизация на бизнес циклите на географски близките държави. Забелязва се и обичайният вече блок на страните от Западна Европа, като прави впечатление високата корелация на Обединеното кралство с почти всички държави членки, подчертаващо интернационализацията на сектора на услугите на тази държава. Данните следва да се тълкуват с необходимото внимание, тъй като корелацията между очакванията не означава задължителна интеграция, но силно насочва към идеята за синхронизация на секторите, което предполага известна свързаност.

Обобщавайки резултатите, може да се каже, че при синхронизацията на очакванията в сектора на услугите се наблюдава позната картина, при която определени блокове сходни страни се групират и показват много близка динамика, но по същество липсва обща тенденция за приближаване към средните за ЕС нива. По отношение на услугите данните трябва да се интерпретират с особено внимание, тъй като голяма част от динамиката им се дължи на общата макроикономическа динамика в отделните страни.

#### • Динамика на инфлационните очаквания

Инфлационните очаквания традиционно попадат в центъра на изследователските интереси при проучване на механизма за формиране на очаквания от страна на агентите. От една страна, инфлационните очаквания предопределят ценовото равнище и оттам чрез традиционната Крива на Филипс равнището на съвкупно предлагане в икономиката (Lucas, 1973). От друга страна, емпирично се наблюдава силна връзка между тях и реализираните ценови равнища, като редица изследвания показват значителните прогностични възможности на анкетните данни





(Ang et al., 2007). Въпреки че инфлационните очаквания имат сложен механизъм на формиране, влияещ се от редица обективни и субективни фактори (Mehra, Herrington, 2008), координацията им е ключова за синхронизация на бизнес циклите. Несъвършената им координация може да предизвика значителни диференциали в ценовите равнища в държавите членки и оттам до различен производствен разрыв - положителен или отрицателен, което от своя страна, ще доведе до нуждата от различни инструменти на фискалната и паричната политика. Емпирично наблюдаваме значими различия и пълна липса на приближение към средните за ЕС нива. Най-високата корелация със средните нива за ЕС-27 бележи Германия с  $r = 0.87$ , последвана от Люксембург с  $r = 0.82$  и Белгия с  $r = 0.79$ . Тези държави са от западната част на континента с история на ценова стабилност, като обществеността в тях няма основание да очаква значителни ценови разлики спрямо съседите си, с които имат интензивни икономически и неикономически контакти.

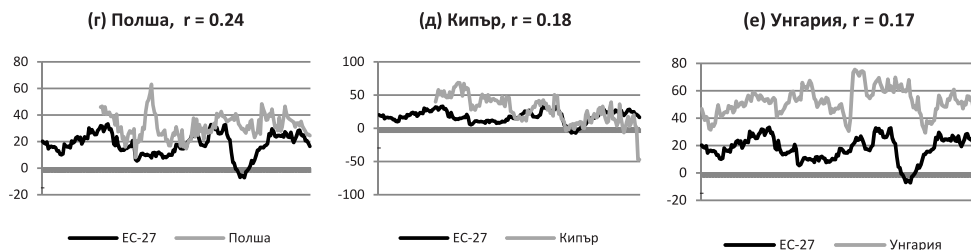
Показателно е, че най-малко синхронизирани са новите държави членки - Полша е едва с  $r = 0.24$ , а корелационните коефициенти на Кипър и Унгария са съответно 0.18 и 0.17. И трите държави следват независима парична политика, при което е рационално за стопанските агенти в тях да формират инфлационни очаквания на базата основно на действията на централните им банки, взимайки под ограничено внимание очакванията или реализациите на ценовите равнища в останалата част от ЕС. Интересно е да отбележим и сравнително слабата координация на инфлационните очаквания в България - корелацията със средните за ЕС нива е едва  $r = 0.38$  и е съизмерима с корелацията с еврозоната -  $r = 0.39$ . Предвид системата на валутен борд и еврото като резервна валута може да се очаква значително по-тясна координация между очакванията за стойността на еврото в нашата страна и в еврозоната. Липсата на силна подобна връзка означава, че потенциално очакванията за инфлацията в България са изградени на базата на непълната информация, т.е. те не са формирани съвършено рационално.

**Фиг. 4. Динамика на инфлационните очаквания в изследваната държава и ЕС-27**

**Най-силно синхронизирани държави**

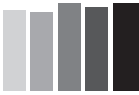


**Най-слабо синхронизирани страни**



Разглеждайки корелационната структура на инфлационните очаквания, веднага прави впечатление осезателно по-ниският размер на корелациите спрямо предишните индикатори на потребителско доверие и бизнес климат в индустрията и услугите. Докато съществува известна координация на очакванията за производство и потребление в ЕС-27 - вероятно движени от общата стопанска динамика, то очакванията за цените са в голяма степен некоординирани. Въпреки наличието на отделни клъстери от държави с по-висока степен на синхронизация по отношение на инфлацията не се забелязват ясно отделени блокове. Особено внимание заслужава фактът, че дори в държавите - членки на еврозоната, която се характеризира с обща парична политика, очакванията не са координирани. Тези резултати показват строго индивидуалния и хетерогенен процес на формиране на инфлационните очаквания, обусловен както от фундаментални икономически, така и от психологически фактори.

Можем да обобщим, че именно инфлационните очаквания - теоретично най-важните сред разглежданите групи - не следват ясна логика и

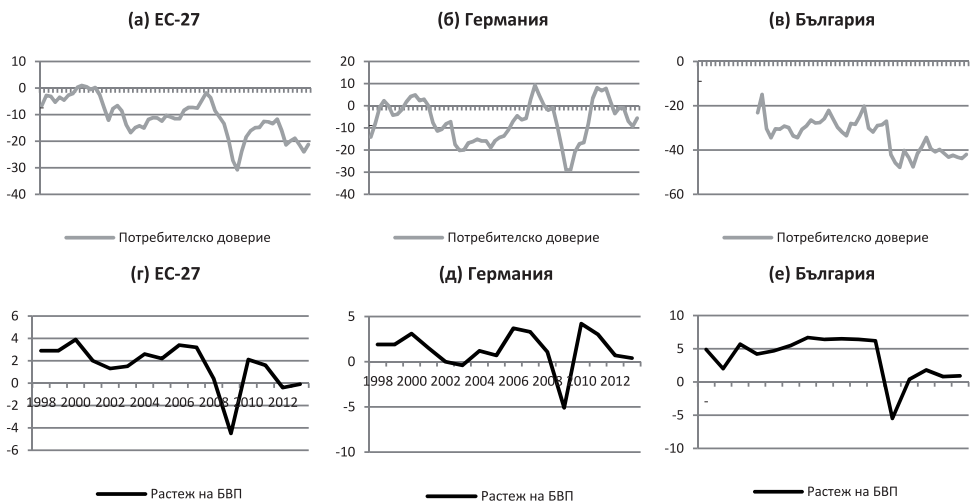


синхронизация, като се забелязват ярки различия в рамките на ЕС. Основният извод е, че ниската синхронизация на очакванията подчертава невъзможността ЕС да бъде оптимална валутна зона поради несинхронизираните си икономически цикли. Данните също така насочват към идеята, че очакванията се формират на базата на редица неикономически фактори, които дори при сходни икономически фундаменти при държавите от еврозоната, могат да доведат до много различни настроения и прогнози за ценовото равнище.

### 5. Динамика на очакванията спрямо макроикономическата динамика

Всичко казано дотук показва, че очакванията на икономическите агенти не са силно синхронизирани в общото европейско икономическо пространство, но това поставя въпроса доколко въпросните очаквания имат реални последици за макроикономическата динамика.

**Фиг. 5. Динамика на потребителското доверие и годишния икономически растеж в ЕС**

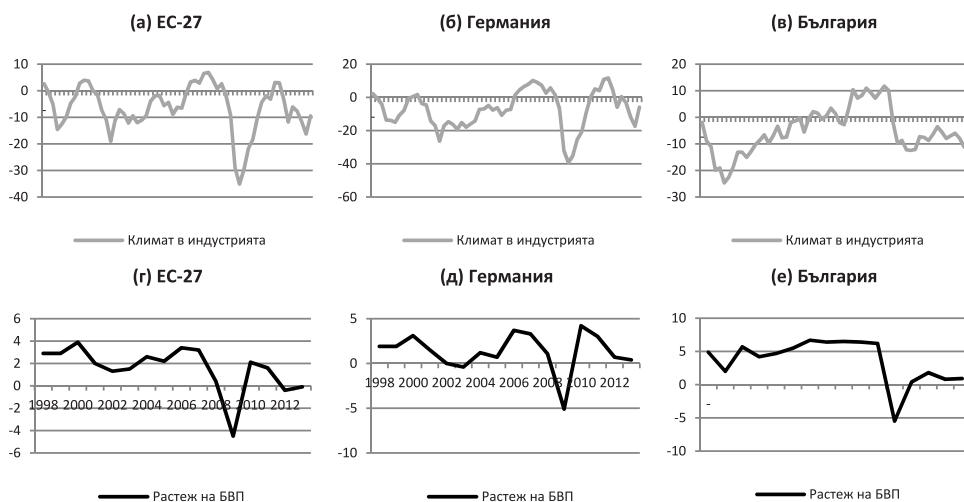


Разглеждаме взаимовръзките между общите очаквания на потребителите, производителите и сектора на услугите спрямо реалното нарастване на брутния вътрешен продукт. Потребителското доверие е силно корелирано с динамиката на брутния продукт в страните от ЕС-27 - тенденция, която се забелязва практически ясно във всички държави член-

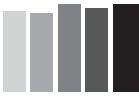
ки, като потребителите чрез своите очаквания „предвиждат” краткосрочната стопанска динамика.

Следва да се отбележи, че мащабът на балансовите стойности на очакванията не е съизмерим с очакваната промяна на основните агрегати - напр. в България периоди на отрицателен баланс от -25 процентни пункта (п.п.) до -35 п.п. са свързани с растеж от 4 - 6%, докато в Германия много по-оптимистични баланси от над 10 п.п. са свързани с по-скромен растеж от порядъка на 2 - 4%. Поради комплексните причини, които влияят върху растежа, от една страна, и механизма на формиране на очакванията, от друга, не се наблюдават устойчиви коинтеграционни връзки между времевите редове в нито една от изследваните страни. Подобна тенденция се наблюдава и между динамиката на показателя „климат в индустрията” и растежа - в разгледания период в държавите от ЕС двата индикатора имат тенденцията да се движат еднопосочно макар и по-слабо изразено. Наблюдават се и доста по-големи различия в рамките на извадката, като в случаите на Естония, Унгария, Словакия, Словения и Малта можем да отхвърлим нулевата хипотеза за липса на коинтеграция при ниво на значимост от 10% или по-малко.

**Фиг. 6. Динамика на климата в индустрията и годишният икономически растеж в ЕС**

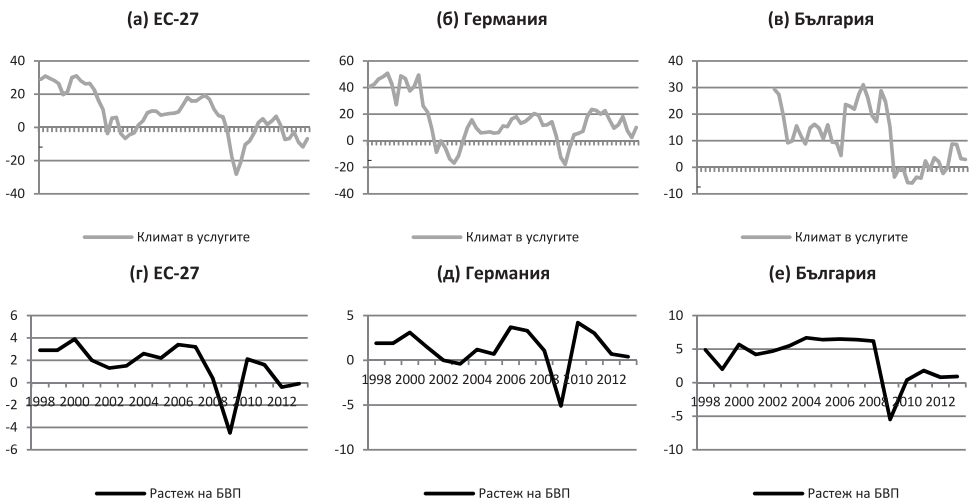


Климатът в услугите в много по-малка степен проследява стопанската динамика. Въпреки че в очакванията са отразени основни икономическа



мически шокове - напр. кризата през 2008 - 2009 г. води до влошено възприятие за климата, в общия случай достигаме до неинтуитивното заключение, че макар и голяма част от икономиките на ЕС-27 да са доминирани от сектора на услугите, то очакванията в него не предполагат в достатъчна степен бъдещите икономически развития. Вероятната причина е сравнителната нееластичност на търсенето на услуги, което е доста по-малко чувствително към циклични спадове. Дори и при спад на икономическата активност доставчиците на услуги не очакват съизмерим спад на техните дейности.

**Фиг. 7. Динамика на климата в услугите и годишният икономически растеж в ЕС**

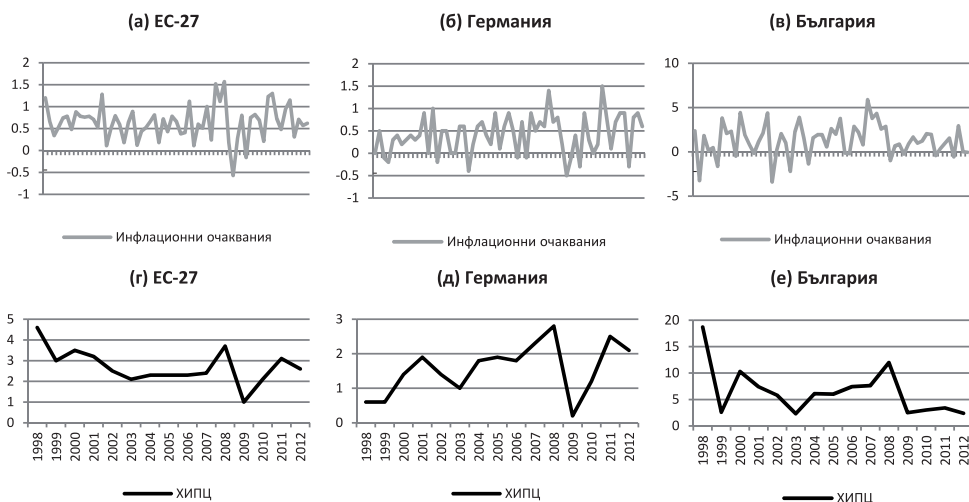


Тази логика може ясно да се проследи и в липсата на коинтеграция между времевите редове за очаквания в сферата на услугите и растежа. Единствените две държави, при които се наблюдава коинтеграционна зависимост, са Естония и Финландия - две не особено големи отворени икономики, силно зависими от производството и експорта на услуги. Спокойно може да се твърди, че на европейско ниво индикаторът за бизнес климат в този сектор не е особено информативен за целите на прогнозирането. Липсата на коинтеграционни връзки между бизнес климата и растежа може отчасти да се дължи на несъвършеното измерване на обществените нагласи. В този смисъл следва да се изследват

възможностите за прецизиране на въпросите чрез включване на числени оценки или засилен фокус върху отделните компоненти на индекса, а не само балансовата му стойност (Dominitz, Manski, 2003).

От особен интерес за макроикономиката са възприятията на обществеността за ценовото равнище. Чрез механизма на инерционното формиране на цени и заплати очакванията за ценово равнище предопределят и неговата реализация и следователно - равнището на съвкупно предлагане. Теоретичните очаквания в такъв случай са инфлационните очаквания да са силно свързани с реализацията на ценовите равнища. При наличие на стабилна Крива на Филипс за периода времевите редове на цените и очакваните цени ще бъдат коинтегрирани. Емпирично се наблюдава силна синхронизация между очакваните и реализираните промени на ценовото равнище, като очакванията са водещ индикатор за последвалата реализация на ценовото равнище. Това е особено видимо както на агрегирано ниво на Европейския съюз, така и на нивото на индивидуалните държави членки.

**Фиг. 8. Динамика на инфлационните очаквания и реализираната годишна инфлация в ЕС**



Струва си да отбележим особената динамика на двата индикатора за България. Предвид историята на хиперинфлация в страната (1996 - 1997 г.) обществеността е особено чувствителна към повише-



ние на ценовите равнища в условия на икономическа криза, което и вероятно обяснява отчасти защо в периода след 2010 г. инфлационните очаквания се повишават на фона на сравнително ниска и стабилна инфлация. Дългосрочната зависимост между очаквания и реализации на инфлационната динамика е видима и в коинтеграционната структура на времевите редове - при повечето държави нулевата хипотеза за липса на коинтеграция е отхвърлена на нива на статистическа значимост под 5%. Резултатите показват ясната и стабилна връзка между очакванията и реалната динамика, подчертавайки недвусмислено важноста на поведенческите стопански агрегати за реализираната динамика.

## 2. Тест за коинтеграция на Philips-Ouliaris при нулева хипотеза за липса на коинтеграция

Държави	Значимост	Държави	Значимост
<b>ЕС-27</b>	>0.15	Литва	<b>0.028</b>
Белгия	<b>0.043</b>	Люксембург	0.105
България	<b>0.046</b>	Унгария	<b>0.045</b>
Чешка република	<b>0.017</b>	Малта	>0.15
Дания	0.123	Нидерландия	>0.15
Германия	>0.15	Австрия	<b>0.05</b>
Естония	<b>0.067</b>	Полша	<0.01
Ирландия	<b>0.021</b>	Португалия	<b>0.021</b>
Гърция	<b>0.014</b>	Румъния	< <b>0.01</b>
Испания	>0.15	Словения	< <b>0.01</b>
Франция	<b>0.031</b>	Словакия	< <b>0.01</b>
Италия	>0.15	Финландия	>0.15
Кипър	>0.15	Швеция	0.105
Латвия	< <b>0.01</b>	Обединено кралство	<b>0.01</b>

При някои икономики от извадката не може да се отхвърли нулевата хипотеза за липса на коинтеграция на обичайни нива на значимост. Вероятната причина за това са структурни промени в рамките на разглеждания период, при които коинтеграционният вектор между времевите редове се е изменил. При наличие на рационални очаквания това би било резултат от променени икономически фундаменти, докато при поведенческо формиране на очакванията е възможно да е настъпила

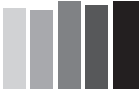
промяна във възприятията. Предвид установената връзка между инфлационните очаквания и реализации, както и особената им важност за макроикономическото моделиране, ще проследим кои макроикономически величини влияят върху тяхното формиране.

### **6. Изследване на факторите, влияещи върху инфлационните очаквания**

Стопанските очаквания се формират на базата както на обективни, така и на субективни фактори. Икономическите агенти се опитват да ги оптимизират в рамките на когнитивните си ограничения, но и се влияят от това доколко средата потвърждава техните прогнози или не (Hommes, 2011; De Grauwe, 2012). В този смисъл е вероятно икономическите очаквания да се влияят както от обективни макроикономически величини, така и от субективни характеристики на агентите като формиране на навик. Допълнително можем да очакваме, че тези величини не са статични във времето и резки промени в режима на функциониране на икономиката ще променят и набора от фактори, които имат влияние. За да изследваме тези хипотези разделяме данните на два периода - преди и след глобалната икономическа криза. Първият е от януари 2003 до декември 2007 г., а вторият - от януари 2008 до април 2013 година.

Икономическата теория насочва, че обективни фактори като реализираната инфлация  $\pi_t$ , безработицата  $u_t$  (чрез Кривата на Филипс) и информацията, която се съдържа в лихвените проценти  $r_t$ , следва да влияят върху инфлационните очаквания. Допълнително добавяме и лаг на очакванията  $E_{t-1}[\pi_t]$  като мярка за формиране на навик и в рамките на многомерен регресионен модел разглеждаме влиянието на тези величини върху очакванията. Резултатите са представени в табл. 3. Маккар в повечето страни да е видим ясният авторегресионен компонент, прави впечатление, че има не само хетерогенност между страните, но и хетерогенност между различните периоди. Като цяло в резултатите се наблюдават две тенденции, като едната е на засилване на важността на лагнатите очаквания. Това е видимо както в увеличението на коефициента пред лага, така и в ниските нива на статистическата му значимост. В България и Румъния лагът не достига обичайни нива на статистическа значимост през първия период, но го прави през втория.





На този фон картината при останалите индикатори не е еднозначна - в зависимост от местната специфика агентите избират да използват или не данни от пазара на труда и финансовия сектор, като няма ясно изразен мотив. В първия период реализираната инфлация достига статистическа значимост в едва четири от държавите, докато във втория тя е значима в девет държави на нива от поне 5%, България е сред двете групи. Смяната на режима в икономическата система насочва агентите да разчитат предимно на предходни реализации на променливата, която прогнозира, вероятно поради несигурността на други прогностични подходи. Безработицата достига значимост на нива от поне 5% в шест от разглежданите държави през първия период и в седем през втория, като съвпадението не е пълно. В България безработицата не е статистически значима в нито един от периодите. Лихвените проценти на около една трета от страните достигат значимост на нива от поне 5% и в двата периода, като съвпадението отново не е пълно. За България те остават незначими в първия период и достигат значимост на нива под 10% през втория. При тези резултати се наблюдава особено интересна от икономическа гледна точка тенденция - при 23 от 27 държави членки се наблюдава повишение на коригирания  $R^2$ , показващ по-добра обяснителна сила на модела. През кризисния период очакванията на агентите стават по-предвидими. Вероятно това се дължи на факта, че поради икономическата несигурност агентите предпочитат да екстраполират реализации на ценовото равнище, отколкото да разчитат на несигурни прогнози. Следва да направим важното уточнение, че това означава по-малко рационалност по време на низходяща фаза на икономическия цикъл или формиране на „животински настроения“ по Кейнс (1936), които влияят на стопанската динамика отвъд фундаменталните икономически фактори.

Направените тестове показват, че хипотезата за еволюционна динамика на икономическите очаквания не може да бъде отхвърлена - очакванията се обясняват с различен набор от променливи в различни фази на бизнес цикъла. Комбинирайки тези резултати с достиженията в областта на поведенческата икономика и макроикономиката (Branch, 2004; Hommes et al., 2011; De Grauwe, 2012), можем да предположим, че набор от индивидуални агенти динамично оптимизират използваните прогностични методи в условия на несъвършена рационалност и непълна информация за стопанската система.

### 3. Иконометрично изследване на инфлационните очаквания

Първият ред представя коефициентите, а вторият - точното ниво на статистическа значимост (p-value)

Държави	януари 2003 - декември 2007 г.						януари 2008 - април 2013 г.					
	Конст.	$E_{t-1}[\pi_t]$	$\pi_t$	$u_t$	$\tau_t$	Кор. R <sup>2</sup>	Конст.	$E_{t-1}[\pi_t]$	$\pi_t$	$u_t$	$\tau_t$	Кор. R <sup>2</sup>
<b>ЕС-27</b>	<b>16.78</b>	<b>0.80</b>	<b>1.27</b>	<b>-1.60</b>		<b>0.86</b>	<b>-3.81</b>	<b>0.96</b>	<b>1.13</b>	<b>0.45</b>		<b>0.93</b>
	<b>0.01</b>	<b>0.00</b>	<b>0.32</b>	<b>0.01</b>			<b>0.20</b>	<b>0.00</b>	<b>0.24</b>	<b>0.14</b>		
Евразона	27.70	0.87	0.65	-2.49	-0.95	0.87	13.61	1.03	0.54	-0.65	-1.90	0.93
Белгия	0.06	0.00	0.63	0.03	0.49	0.71	0.10	0.00	0.51	0.23	0.04	0.85
	-38.93	0.64	0.94	2.96	4.90		6.55	0.91	0.02	-0.19	1.13	
България	0.03	0.00	0.16	0.07	0.00	0.60	0.60	0.00	0.98	0.89	0.13	0.71
	33.75	0.46	4.11	-1.17	-0.38	0.60	32.31	0.75	1.44	-1.38	-1.82	0.71
Чешка република	0.55	0.09	0.03	0.55	0.94	0.71	0.04	0.00	0.07	0.17	0.07	0.83
	32.73	0.86	-2.28	-2.21	-2.48		16.61	0.86	-2.64	-0.49	-2.33	
Дания	0.12	0.00	0.36	0.03	0.51	0.57	0.43	0.00	0.11	0.78	0.29	0.91
	-19.95	0.50	4.03	0.06	4.14		15.88	0.90	7.65	-0.32	-2.98	
Германия	0.11	0.00	0.04	0.96	0.02	0.85	0.23	0.00	0.00	0.73	0.05	0.91
	-369.79	0.33	-27.56	14.04	44.88		12.57	0.83	1.17	-2.16	1.24	0.91
Естония	0.01	0.03	0.00	0.05	0.00	0.42	0.02	0.00	0.32	0.03	0.16	0.86
	-5.80	0.52	5.07	1.83	2.98		13.23	0.71	8.72	-0.04	-1.65	
Ирландия	0.73	0.00	0.10	0.14	0.21	0.56	0.08	0.00	0.00	0.89	0.01	0.90
	-2.92	0.77	0.91	1.58	0.14		-0.81	0.90	2.38	-0.02	0.32	
Гърция	0.80	0.00	0.58	0.54	0.89	0.63	0.96	0.00	0.24	0.97	0.89	0.77
	29.92	0.68	0.14	-2.67	0.74		-6.07	0.31	0.52	-1.54	7.57	
Испания	0.27	0.00	0.87	0.09	0.80	0.70	0.34	0.02	0.49	0.00	0.00	0.81
	19.61	0.67	-0.12	-1.35	0.05		-25.62	0.70	-0.39	0.16	4.87	
Франция	0.02	0.00	0.90	0.02	0.95	0.52	0.03	0.00	0.71	0.44	0.02	0.84
	5.54	0.53	1.78	-0.66	1.99		3.85	0.91	0.31	0.04	-0.77	
Италия	0.70	0.00	0.39	0.62	0.04	0.80	0.82	0.00	0.86	0.98	0.50	0.81
	-5.59	0.61	0.56	-1.95	3.68		-4.62	0.86	0.62	0.40	0.22	
	0.66	0.00	0.62	0.01	0.06		0.52	0.00	0.40	0.41	0.82	



Кипър	11.32	0.83	-0.56	-1.23	0.69	10.90	0.62	1.66	0.44	2.92	0.40
Латвия	0.11	0.00	0.59	0.36		0.58	0.00	0.31	0.04	0.98	0.90
	17.15	0.63	1.02	-0.05	0.31	2.09	0.85	4.60	0.15	-0.37	
Литва	0.06	0.00	0.56	0.91	0.51	0.81	0.00	0.01	0.71	0.18	0.80
	35.86	0.55	0.90	-0.50	-0.99	37.12	0.64	4.96	-0.70	-2.17	
	0.00	0.00	0.61	0.16	0.22	0.00	0.00	0.01	0.04	0.01	
Люксембург	-20.89	0.42	2.44	1.04	6.38	15.21	0.91	2.33	-2.59	-0.72	0.84
	0.04	0.00	0.03	0.48	0.00	0.16	0.00	0.05	0.21	0.30	
Унгария	18.16	0.92	0.11	-1.16	-0.50	22.79	0.66	3.18	-1.35	0.75	0.81
	0.10	0.00	0.94	0.31	0.20	0.01	0.00	0.00	0.01	0.14	
Малта	5.55	1.00	1.25	-0.79	-0.15	-18.06	0.90	0.53	3.44	-0.00	0.73
	0.43	0.05	0.15	0.43	0.85	0.41	0.00	0.45	0.13	1.00	
Нидерландия	-19.05	0.82	1.63	0.75	4.62	8.98	0.91	1.64	-0.77	-1.17	0.79
	0.48	0.00	0.41	0.79	0.24	0.55	0.00	0.34	0.69	0.59	
Австрия	-6.78	0.73	2.06	0.97	2.28	27.76	0.83	1.47	-3.96	-1.88	0.84
	0.48	0.00	0.41	0.49	0.09	0.00	0.00	0.29	0.01	0.00	
Полша	27.49	0.18	0.75	-0.70	0.43	5.98	0.42	3.89	0.08	1.79	0.34
	0.01	0.33	0.83	0.07	0.78	0.69	0.00	0.05	0.92	0.20	
Португалия	11.46	0.67	-1.64		-0.10	47.97	0.60	1.45	-2.13	0.16	0.71
	0.19	0.00	0.29		0.94	0.11	0.00	0.52	0.05	0.96	
Румъния	199.03	0.28	11.20	0.69	-14.53	31.96	0.56	6.33	-1.43	-0.31	0.53
	0.07	0.24	0.32	0.94	0.12	0.00	0.00	0.00	0.18	0.13	
Словения	20.15	0.81	2.61	-1.51	-1.31	-62.43	0.64	4.31	2.57	8.56	0.64
	0.25	0.00	0.16	0.43	0.46	0.05	0.00	0.02	0.01	0.05	
Словакия	7.62	0.91	0.35	-0.29		-17.57	0.90	3.91	1.09	1.39	0.87
	0.13	0.00	0.74	0.46		0.33	0.00	0.10	0.17	0.50	
Финландия	2.12	0.88	2.22	-0.46	1.08	2.55	0.97	3.03	0.32	-1.47	0.92
	0.74	0.00	0.12	0.36	0.23	0.72	0.00	0.09	0.65	0.05	
Швеция	-5.77	0.50	0.00	-0.89	6.21	-16.93	0.97	4.13	2.16	-0.12	0.90
	0.68	0.01	1.00	0.48	0.02	0.05	0.00	0.00	0.01	0.88	
Обединено кралство	-13.27	0.69	2.92	3.47		0.32	0.89	0.90	0.20		0.79
	0.07	0.00	0.06	0.02	0.60	0.96	0.00	0.63	0.79		

## 7. Заключение

Очакванията на икономическите агенти са ключов показател за стопанските системи. Индивидите формират нагласи за стопанската система и вземат решения на тяхна база, с което влияят върху реалната динамика на стопанството. Очакванията за висока инфлация или рецесия могат лесно да се превърнат в самосбъдващи се пророчества, дори при наличието на много малки по големина екзогенни шокове в системата. Настоящото изследване разглежда динамиката на няколко групи очаквания на базата на анкетни данни, събирани от статистическите служби в държавите от ЕС-27 за периода 1998 - 2013 година. Този преглед ясно показва, че икономическите очаквания не са синхронизирани в държавите - членки на ЕС, и по-скоро наблюдаваме клъстеризиране на страните на базата на социални, икономически и културни връзки, отколкото склонност към доближаване до средните за ЕС нива. Ясно се открояват групите на немскоезичните и скандинавските страни, на централноевропейските и южноевропейските страни като отделни блокове, следващи своя собствена различна динамика. Втори важен извод е високата свързаност между динамиката на очакванията и реално наблюдаваната стопанска динамика - наблюдава се ясно изразена корелация между растежа, от една страна, и потребителското доверие и бизнес климата, от друга. Връзката между инфлационните очаквания и реализираната инфлация е особено силна, като двете са в дългосрочна коинтеграционна зависимост.

Представените резултати ясно очертават ключовата важност на икономическите очаквания за динамиката на стопанските системи, като подчертават значимостта на инфлационните очаквания и тяхната висока свързаност с редица ключови макроикономически величини. Формирането на тези очаквания изглежда е плод на еволюционен процес, при който агентите се влияят от различни типове информация в различни фази на бизнес цикъла. Това ни насочва към идеята, че икономическите очаквания са изначално хетерогенни и следва да се моделират като продукт на комплексни взаимодействия между стопанските агенти и икономическата система.

**ЦИТИРАНА ЛИТЕРАТУРА:**

**Ang, A., G. Bekaert, M. Wei** (2007). Do macro variables, asset markets, or surveys forecast inflation better?, *Journal of Monetary Economics* 54 (4), 1163 - 1212.

**Anufriev, M., T. Assenza, C. Hommes, D. Massaroa** (2008). Interest Rate Rules and Macroeconomic Stability under Heterogeneous Expectations, Technical report, CeNDEF, University of Amsterdam.

**Camerer, C. F.** (2003). Behavioral Game Theory: Experiments in Strategic Interaction, Princeton University Press.

**Carroll, C. D.** (2001). The Epidemiology of Macroeconomic Expectations (8695), Technical report, National Bureau of Economic Research.

**Carroll, C. D.** (2003). Macroeconomic Expectations of Households and Professional Forecasters, *The Quarterly Journal of Economics* 118 (1), 269 - 298.

**Carroll, C. D., J. C. Fuhrer, D. W. Wilcox** (1994). Does consumer sentiment forecast household spending? If so, why?, *American Economic Review* 84 (5), 1397 - 1408.

**Chauvet, M., J.-T. Guo** (2003). Sunspots, animal spirits, and economic fluctuations, *Macroeconomic Dynamics* 7 (1), 140 - 169.

**Clark, T. E., T. Nakata** (2008). Has the Behavior of Inflation and Long-Term Inflation Expectations Changed?, *FRBKC Economic Review* 93 (1), 17 - 50.

**Cooper, B. R., J. L. Willis** (2010). Coordination of Expectations in the Recent Crisis: Private Actions and Policy Responses, *FRBKC Economic Review* 101 (1), 5 - 39.

**Curtin, R.** (2007). Consumer Sentiment Surveys: Worldwide Review and Assessment, *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis* 3 (1), 7 - 42.

**De Bruin, W. B., W. Vanderklaauw, J. S. Downs, B. Fischhoff, G. Topa, O. Armantier** (2010). Expectations of Inflation: The Role of Demographic Variables, Expectation Formation, and Financial Literacy, *The Journal of Consumer Affairs* 44 (2), 381 - 402.

**De Grauwe, P.** (2012). Lectures on Behavioral Macroeconomics, Princeton: Princeton University Press.

**Dominitz, J., C. F. Manski** (2003). How Should We Measure Consumer Confidence (Sentiment)? Evidence from the Michigan Survey of Consumers' (W9926), Technical report, National Bureau of Economic Research.

**Duffy, J.** (2008). Experimental Macroeconomics, New Palgrave Dictionary of Economics, Palgrave MacMillan.

**Evans, G. W., S. Honkapohja** (2001). Learning and Expectations in Macroeconomics, Princeton University Press.

**FED** (1955). Smithies Committee report, Reports of the Federal Reserve Consultant Committee on Consumer Survey Statistics, Federal Reserve/US Congress.

**Fischer, S.** (1977). Long-Term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule, *Journal of Political Economy* 85 (1), 191 - 205.

**Gali, J.** (2008). Monetary Policy, Inflation and the Business Cycle, Princeton University Press.

**Golinelli, R., G. Parigi** (2004). Consumer Sentiment and Economic Activity: A Cross Country Comparison, *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis* 1(2), 147 - 170.

**Grandmont, J.-M.** (1998). Expectations Formation and Stability of Large Socioeconomic Systems, *Econometrics* 66 (4), 741 - 781.

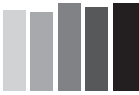
**Guerrakaynak, R. S., A. N. Marder, A. T. Levin, E. T. Swanson** (2007). Inflation Targeting and the Anchoring of Inflation Expectations in the Western Hemisphere, *FRBSF Economic Review* 25, 25 - 47.

**Hommel, C. H.** (2011). The Heterogeneous Expectations Hypothesis: Some Evidence from the Lab, *Journal of Economic Dynamics and Control* 35 (1), 1 - 24.

**Juster, F. T.** (1964). Anticipations and Survey. An Analysis of Consumer Behavior, Princeton: Princeton University Press.

**Keynes, J. M.** (1936). The General Theory of Employment, Interest and Money, Macmillan, London.

**Knotek, E. S., S. Khan** (2011). How Do Households Respond to Uncertainty Shocks?, Federal Reserve Bank of Kansas, City Economic Review Second Quarter 2011, 63 - 92.



**Lucas, R. E.** (1973). Some International Evidence on Output-Inflation Trade-offs, *American Economic Review* 63, 326 - 334.

**Lux, T.** (1995). Herd Behaviour, Bubbles and Crashes, *The Economic Journal* 105 (431), 881 - 896.

**Lux, T.** (2009). Rational forecasts or social opinion dynamics? Identification of interaction effects in a business climate survey, *Journal of Economic Behavior, Organization* 72, 638 - 655.

**Mankiw, N. G., R. Reis, J. Wolfers, M. Gertler, K. Rogoff, ed.** (2004). Disagreement about Inflation Expectations, *NBER Macroeconomics Annual* 2003, Volume 18, pp. 209 - 270.

**Mehra, Y. P., C. Herrington** (2008). On the Sources of Movements in Inflation Expectations: A Few Insights from a VAR Model, *Economic Quarterly* 97(2), 121 - 146.

**Mundell, R.** (1961). A Theory of Optimum Currency Areas, *The American Economic Review* 51 (4), 657 - 665.

**NBER** (1960). The Quality and Economic Significance of Anticipations Data, Special Conference Series, Princeton: Princeton University Press.

**Pfajfar, D., E. Santoro** (2010). Heterogeneity, learning and information stickiness in inflation expectations, *Journal of Economic Behavior, Organization* 75, 426 - 444.

**Roos, M. W.** (2005). TVWeather Forecast or Look through the Window? Expert and Consumer Expectations about Macroeconomic Conditions, *Kyklos* 58 (3), 415 - 437.

**Souleles, N. S.** (2004). Expectations, Heterogeneous Forecast Errors, and Consumption: Micro Evidence from the Michigan Consumer Sentiment Surveys, *Journal of Money, Credit and Banking* 36 (1), 39 - 72.

**Tobin, J.** (1959). On the Predictive Value of Consumer Intentions and Attitudes, *Review of Economics and Statistics* 41 (1), 1 - 11.

## СВЯЗЬ МЕЖДУ ЭКОНОМИЧЕСКИМИ ОЖИДАНИЯМИ И ЭКОНОМИЧЕСКОЙ ДИНАМИКОЙ В СТРАНАХ ЕС-27

*Антон Герунов\**

**РЕЗЮМЕ** Эта статья исследует динамику экономических ожиданий, сформированных в странах Европейского Союза за период с Января 1998 по Май 2013 года, с одновременным прослеживанием показателей потребительского доверия, балансовых показателей с наблюдений бизнеса и сформированных инфляционных ожиданий. При этом, очевидно, что ожидания, как правило, проявляют тенденцию не к определенному, среднему по ЕС уровню, а обособливается несколько ясно выраженных блоков. Наряду с этим, изучены факторы, влияющие на инфляционные ожидания, и обоснована теза, что, свою очередь они динамичны во времени, что предполагает гетерогенные механизмы их формирования.

---

\* Ассистент на кафедре экономики к Факультету экономики, Софийского университета „Св. Климента Охридского”; e-mail: gerunov@uni-sofia.bg.





## LINKAGES BETWEEN EXPECTATIONS AND ECONOMIC DYNAMICS IN EU-27

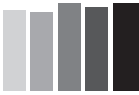
*Anton Gerunov\**

**SUMMARY** The paper studies the dynamics of economic expectations in the EU member states over the period 01.1998 to 05.2013 with particular focus on consumer confidence, business climate indicators and inflation expectations. It could be concluded that expectations do not converge to a uniform value within the EU but rather that groups of countries with similar dynamics cluster together. Additionally the factors influencing inflation expectations are explored thus providing evidence for the thesis that these are heterogeneously formed and dynamically changing.

---

\* Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, University of Sofia “St. Kliment Ohridski”; e-mail: gerunov@uni-sofia.bg.





## БИСПЕКТРАЛЕН АНАЛИЗ НА ВЛИЯНИЕТО НА ПРЕКИТЕ ЧУЖДЕСТРАННИ ИНВЕСТИЦИИ, РАВНИЩЕТО НА БЕЗРАБОТИЦА И ПАРИЧЕН АГРЕГАТ M2 ВЪРХУ ЦИКЛИЧНОСТТА НА КРАЙНОТО ПОТРЕБЛЕНИЕ НА ДОМАКИНСТВОТА

*Георги Червенски\**

### **Въведение**

Развитието на всяка национална икономика, включително и тази на България, е подложено на спадове и подеми с различна продължителност. Тези колебания са известни като икономически цикъл. Изследването и анализирането на природата на това явление биха рефлектирали върху възможностите на държавите да предотвратяват кризите още в ранен етап. Разработването на превантивни мерки от страна на правителствата за справяне с проблемите, генерирани от цикличното развитие на икономиката, би имало положителен ефект върху благосъстоянието на цялото население.

Най-силно засегнати от нестабилната икономическа среда са домакинствата. Крайното потребление на домакинствата се определя от настъпилите структурни промени в пазара на труда, загубата на работни места и безработицата, които се отразяват върху икономическия растеж. В него структуроопределящо значение има крайното потребление на домакинствата (Доклад на Световната банка, 2012).

Обект на изследването е крайното потребление на домакинствата, а предмет - цикличността в него.

Научната цел на статията е изследване с биспектрален анализ на влиянието на преките чуждестранни инвестиции, равнището на безработица и паричен агрегат M2 върху цикличността на крайното потребление на домакинствата.

Изследователските хипотези, които трябва да се проверят, са: първо, че са налице статистически значими циклични компоненти в динамичните редове, които се проучват, и второ, че цикличността на крайното потребление на домакинствата зависи от изменението на преките чуждестранни инвестиции, от равнището на безработица и от промените в паричен агрегат M2.

\* Асистент, катедра „Статистика”, Икономически университет - Варна;  
e-mail: georgich@ue-varna.bg.

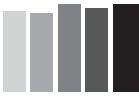
## 1. Тенденции на развитие на крайното потребление на домакинствата, преките чуждестранни инвестиции, равнището на безработица и паричен агрегат М2

Крайното потребление на домакинствата включва покупки на стоки от търговската мрежа на дребно, покупка на услуги (електроенергия, водоснабдяване, топлоенергия, транспортни и съобщителни услуги, жилищни наеми, образователни услуги, здравни услуги и др.), стоки, произведени от домакинствата за собствено крайно потребление, доходи в натура и условно начислена рента на жилища, обитавани от собствениците им (Радилов, 2013). То се изчислява в съответствие с т.нар. национална концепция. Включва потреблението на резиденти в чужбина и изключва потреблението на нерезиденти в страната. Крайното потребление на домакинствата има структуроопределящо значение в БВП. Неговият относителен дял нараства от 64.97% през 1998 г. на 68.82% през 2007 г., след което се наблюдава спад през 2012 г. с 4.69 пункта (табл. 1). Крайното потребление на домакинствата се изменя със среден темп, по-нисък от средния темп на изменение на БВП.

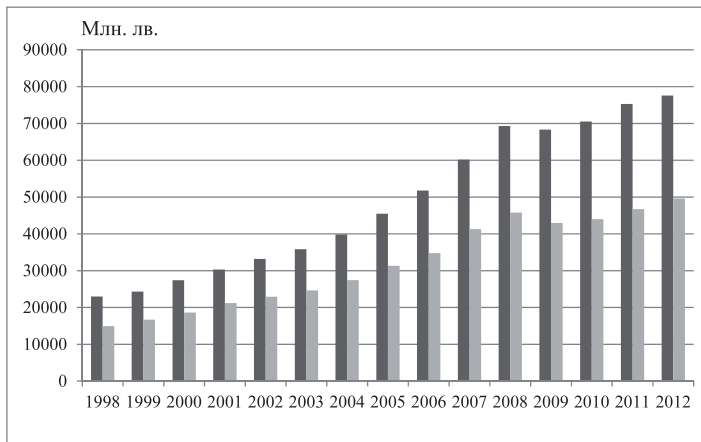
### 1. Брутен вътрешен продукт, крайно потребление на домакинствата и изследвани макропоказатели

№	Показатели	1998	2004	2007	2012	Индекс - 2012 в % към 1998	Среден темп на изменение - %
1	БВП по текущи цени - млн. лв.	22992	39824	60185	77582	337.44	109.08
2	Крайно потребление на домакинствата						
	Милиони левове	14937	27425	41301	49595	332.03	108.95
	Относителен дял от БВП - %	64.97	68.87	68.62	63.93	x	x
3	Средногодишно равнище на безработицата - %	12.2	12.67	7.75	11.09	x	x
4	Преки чуждестранни инвестиции - млн. евро	605.1	2735.9	9051.8	1480.5	244.67	106.60
5	Паричен агрегат М2 - млн. лв.	8847.84	18881.87	30879.76	40756.85	460.64	111.53

Нарастването на безработицата е следствие от закриването на работни места. С това се увеличава обемът на непроизведения БВП. Това е една от основните причини за спадане на крайното потребление на стоки и услуги на домакинствата.

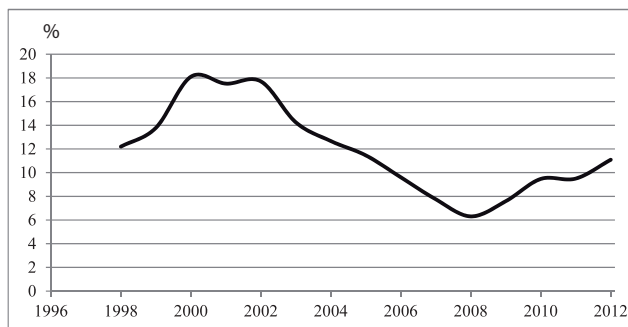


**Фиг. 1. Брутен вътрешен продукт и крайно потребление на домакинствата за периода 1998 - 2012 г. по текущи цени**



Средногодишното равнище на безработицата намалява от 12.2% през 1998 г. на 7.75% през 2007 г., в резултат на което нараства крайното потребление на домакинствата с 3.65 пункта през 2007 година. След този период средногодишното равнище на безработица нараства през 2012 г. на 11.09% и крайното потребление на домакинствата спада с 4.69 пункта. Най-високо равнище на безработица е регистрирано през 2000 г., когато достига 18.1%, а най-ниско - през 2008 г. - 6.31% (фиг. 2).

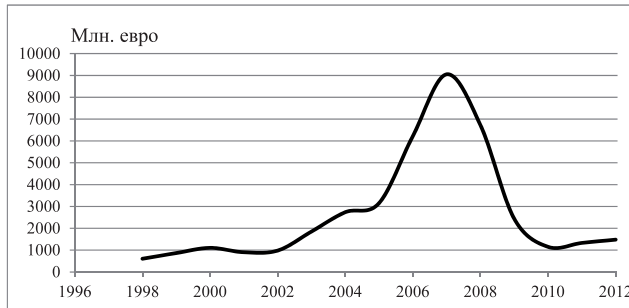
**Фиг. 2. Динамика на средногодишното равнище на безработица за периода 1998 - 2012 година**



Преките чуждестранни инвестиции оказват стимулиращ ефект върху българската икономика. Развитието им е силно зависимо от интереса на чуждестранните инвеститори. Една от основните задачи пред

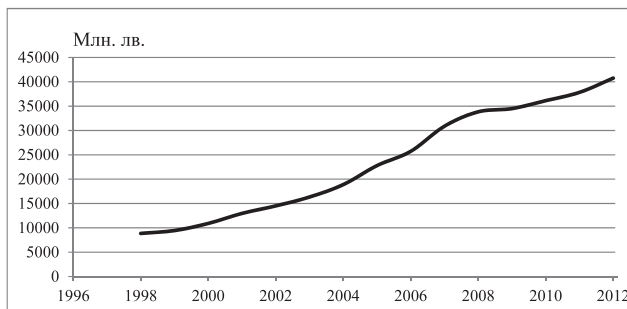
държавното управление е да създава условия за привличане на преки чуждестранни инвестиции с различни финансови и данъчни облекчения.

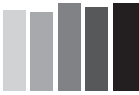
**Фиг. 3. Динамика на преките чуждестранни инвестиции в България за периода 1998 - 2012 година**



На фиг. 3 е представена динамиката на преките чуждестранни инвестиции в България. За периода 1998 - 2007 г. тяхната стойност нараства. Най-високата им стойност е в размер на 9 051.8 млн. евро през 2007 г., а през 2012 г. размерът им намалява на 1 480.5 млн. лв., което е свързано и с най-ниския относителен дял на крайното потребление на домакинствата спрямо брутния вътрешен продукт през 2012 година. Периодът 2008 - 2012 г. е свързан със спад в стойността на преките чуждестранни инвестиции в България. Причината е въздействието на световната икономическа криза, довела до несигурност в активността на инвеститорите и намаляване на склонността им за инвестиране в слабо развити и високорискови икономики.

**Фиг. 4. Динамика на паричен агрегат М2 за периода 1998 - 2012 г. (дефлиран с хармонизирания индекс на потребителските цени)**





Паричен агрегат М2 включва в състава си парите извън парично-финансовите институции и овърнайт депозитите плюс квазипарите (Парична статистика, 2014). Първите два компонента са най-бързо ликвидните финансови активи, тяхното предназначение е за незабавно разплащане без ограничения и санкции от страна на домакинствата. Динамиката на паричен агрегат М2 е представена на фиг. 4. Интересно е да се отбележи, че намаляването на крайното потребление на домакинствата в периода 2007 - 2012 г. е допринесло за увеличаването на паричен агрегат М2 с 9 877.09 млн. лева.

Изследването на статистическата значимост на цикличността в крайното потребление на домакинствата, преките чуждестранни инвестиции, равнището на безработица и в паричен агрегат М2 извършваме с подхода, предложен от доц. Л. Иванов (2004). За нуждите на изследването са събрани числени данни за крайното потребление на домакинствата, преките чуждестранни инвестиции, равнището на безработица и паричен агрегат М2 за периода 1998 - 2012 година.

## **2. Проверка за стационарност на динамичните редове за крайното потребление на домакинствата, равнището на безработица, преките чуждестранни инвестиции и паричен агрегат М2**

Проверката обхваща следните етапи:

- Данните за крайното потребление на домакинствата като елемент от БВП са събрани по съпоставими цени на 2005 г. и по тримесечия.
- Данните за преките чуждестранни инвестиции са събрани по тримесечия и са приведени в съпоставим вид чрез дефлиране с ХИПЦ<sup>1</sup>.
- Данните за равнището на безработицата са месечни. За да се превърнат в тримесечни, е използвана следната формула (Статев, 2009):

$$Q = \left(\frac{M_0}{2} + M_1 + M_2 + M_3/2\right)/3. \quad (1)$$

- Данните за паричен агрегат М2 също са събрани по месеци и чрез посочената формула са трансформирани в тримесечни. Приведени са в съпоставим вид чрез дефлиране с ХИПЦ.

<sup>1</sup> Хармонизиран индекс на потребителските цени - с него се измерва инфлацията в Европейския съюз. Изчислява се по единна хармонизирана методология. Различава се от индекса на потребителските цени по обхвата на домакинствата и различните подходи за конструиране на теглата. Те се определят по данни от националните сметки (бел. авт.).

Проверката за стационарност в динамичните редове е проведена чрез софтуерния продукт Eviews 7. Използван е тестът за проверка за единичен корен, разработен от Дики - Фулър и Филипс - Перон. Формулира се нулевата хипотеза, която гласи, че изследваният динамичен ред е нестационарен. Алтернативната хипотеза гласи, че изследваният динамичен ред е стационарен. Резултатите за граничното равнище на значимост от проведените тестове за единичен корен са дадени в табл. 2.

## 2. Резултати от проведените тестове за стационарност в изследваните показатели

Показатели	Дики - Фулър			Филипс - Перон			Заключение
	с кон- станта	с кон- станта и тренд	без кон- станта и тренд	с кон- станта	с кон- станта и тренд	без кон- станта и тренд	
Крайно потребление на домакинствата - млн. лв.	0.75	0.91	0.96	0.17	0.00	0.98	Нестационарен
Преки чуждестранни инвестиции - млн. лв.	0.47	0.86	0.25	0.15	0.47	0.11	Нестационарен
Равнище на безработицата - %	0.12	0.63	0.39	0.69	0.86	0.42	Нестационарен
Паричен агрегат M2 - млн. лв.	0.99	0.65	0.99	0.98	0.58	0.99	Нестационарен

Вземането на решение за приемане или отхвърляне на нулевата хипотеза се осъществява чрез сравняване на предварително възприето еталонно равнище на значимост  $\alpha = 0.05$  и изчисленото въз основа на данните гранично равнище на значимост (Хаджиев, В. и др., 2009). Тъй като граничното равнище на значимост е по-голямо от предварително възприетото еталонно равнище на значимост, приемаме нулевата хипотеза, от която следва, че в изследваните динамични редове е налице единичен корен (редовете са нестационарни).

След проверката на тестовете за стационарност в изследваните динамични редове, съставени от числени данни за крайното потребление на домакинствата, преките чуждестранни инвестиции, равнището на безработица и паричен агрегат M2 за периода 1998 - 2012 г., се установи, че те са нестационарни.





Наличието на единичен корен (редовете са нестационарни) означава, че в изследваните динамични редове има тенденция на развитие, която трябва да се премахне. Отстраняването се извършва по метода на последователните разлики (Величкова, 1981), след което редовете отново се тестват за стационарност чрез теста за единичен корен. Резултатите са дадени в табл. 3.

### 3. Резултати от проведените тестове за стационарност в изследваните показатели (първи последователни разлики)

Показатели	Дики - Фулър			Филипс - Перон			Заклучение
	с кон- станта	с кон- станта и тренд	без кон- станта и тренд	с кон- стан- та	с кон- станта и тренд	без кон- станта и тренд	
Крайно потребление на домакинствата - млн. лв.	<b>0.00</b>	<b>0.04</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	Стационарен
Преки чуждестранни инвестиции - млн. лв.	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	Стационарен
Равнище на безработицата - %	0.11	0.72	<b>0.01</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	Стационарен
Паричен агрегат М2 - млн. лв.	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	0.28	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	Стационарен

В табл. 3 с по-тъмен шрифт (bold) са отбелязани стойностите, при които се отхвърля нулевата хипотеза при  $\alpha = 0.05$ .

Проверката за стационарност на първите последователни разлики, получени при трансформирането на изходните динамични редове, показва, че всички изследвани редове не съдържат единичен корен (стационарни).

### 3. Проверка за наличие на сезонност в изследваните динамични редове с отстранена тенденция на развитие

Проверката за наличие на сезонен компонент в числените данни за изследваните динамични редове за крайното потребление на домакинствата, преките чуждестранни инвестиции, равнището на безработица и паричен агрегат М2 се „основава на идеите на Бокс и Пиърс за значимостта на автокорелационните коефициенти, но се използват само сезонните лагове” (1970).

Автокорелационните коефициенти, които ще използваме, ще бъдат с лаг 4, 8 и 12 поради факта, че работим с тримесечни данни. Формулата, по която се изчислява величината „S”, е:

$$S = r_4^2(N - 5) + r_8^2(N - 9) + r_{12}^2(N - 13). \quad (2)$$

Резултатите са поместени в табл. 4.

#### 4. Резултати от проведената проверка за наличие на сезонен компонент в изследваните показатели

Показатели	Автокорелационен коефициент				Сезонен компонент
	$r_4$	$r_8$	$r_{12}$	$S$	
Крайно потребление на домакинствата - млн. лв.	0.8	0.67	0.59	<b>71.58</b>	Да
Преки чуждестранни инвестиции - млн. лв.	0.41	0.38	0.27	<b>55.78</b>	Да
Равнище на безработицата - %	0.47	0.44	0.33	<b>64.84</b>	Да
Паричен агрегат M2 - млн. лв.	0.07	0.16	0.21	<b>20.08</b>	Да

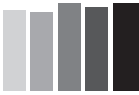
В табл. 4 с по-тъмен шрифт (bold) са отбелязани стойностите, при които се отхвърля нулевата хипотеза при  $\alpha = 0.05$ .

Получените емпирични стойности за  $S$  (табл. 4) се сравняват с теоретичната им характеристика. Теоретичната им характеристика е извлечена от разпределението със степени на свобода, равни на 3, и риск за грешка 5%. Тя е равна на 7.815. Всички емпирични характеристики за  $S$  са по-малки от теоретичната им характеристика. От това следва, че в тях има сезонен компонент.

За да отстраним сезонния компонент от статистическите редове, е приложен вграденият в Eviews 7 метод TRAMO/SEATS. С него се изчиства сезонният компонент в изследваните динамични редове с отстранена тенденция на развитие.

#### 4. Проверка за статистически значими циклични компоненти в изследваните динамични редове с отстранен тренд и сезонност

Проверката за наличие на статистически значим цикличен компонент се основава на статистическия тест, разработен от Бокс и Пиърс (1970). Значимостта на цикличния компонент според доц. Л. Иванов



можем да проверим чрез следната статистическа хипотеза: 1) нулевата хипотеза гласи, че динамичният ред не съдържа статистически значим цикличен компонент и 2) алтернативната хипотеза гласи, че динамичният ред, който се проверява, съдържа статистически значим цикличен компонент. Според доц. Л. Иванов „ако в коригирания динамичен ред за тенденцията и сезонността се открие автокорелация, тя е резултат от наличието на цикличен компонент. Статистически значимата автокорелация означава статистически значим цикличен компонент” (2004).

Изчислената тестова характеристика за проверка на статистическата хипотеза е:

$$Q_k = N(N + 2) \sum_{j=1}^k \frac{r_j^2}{N-j}, \quad (3)$$

където:

$N$  - брой наблюдения;

$k$  - максималният порядък, до който се изследва автокорелационната функция;

$r_j$  - автокорелационен коефициент от порядък  $j$ .

Емпиричната стойност на  $Q_k$  има  $\chi^2$  разпределение с  $k$  степени на свобода. Ако тя е по-голяма от теоретичната стойност, нулевата хипотеза може да се отхвърли при предварително подбран риск за грешка  $\alpha = 0.05$ .

Получените резултати за  $Q_k$  са поместени в табл. 5. Приема се, че автокорелационните коефициенти, с които работим, са от втори порядък (Иванов, 2004).

### 5. Резултати от проведената проверка за наличие на цикличен компонент в изследваните показатели

Показатели	$Q_k$	Циклически компонент
Крайно потребление на домакинствата - млн. лв.	<b>336.3</b>	<b>Значим</b>
Преки чуждестранни инвестиции - млн. лв.	<b>53.8</b>	<b>Значим</b>
Равнище на безработицата - %	<b>60.5</b>	<b>Значим</b>
Паричен агрегат M2 - млн. лв.	2.3	Незначим

В табл. 5 с по-тъмен шрифт (bold) са отбелязани статистически значимите циклически компоненти.

При равнище на значимост  $\alpha = 0.05$  в  $\chi^2$  разпределението критичната стойност за  $Q_k$  е 9.21. Тъй като емпиричните стойности на  $Q_k$  за

крайното потребление на домакинствата, преките чуждестранни инвестиции и равнището на безработица са по-големи от критичната им стойност, приемаме алтернативната хипотеза за статистическата значимост на цикличните компоненти в тези динамични редове. При паричен агрегат М2 емпиричната стойност на  $Q_k$  е по-малка от теоретичната, оттук следва, че цикличният компонент е статистически незначим.

Статистическата значимост на цикличните компоненти в динамичните редове за крайното потребление на домакинствата, преките чуждестранни инвестиции и равнището на безработица са статистически значими. Те са основата за биспектралния анализ.

### **5. Биспектрален анализ на цикличността на крайното потребление на домакинствата под влияние на преките чуждестранни инвестиции и равнището на безработица**

Биспектралният анализ (кроспектрален анализ) е обобщение на спектралния анализ при двумерен случай. Използва се, когато изучаваме зависимостите между динамичните редове чрез разлагането на тяхната вариация по честоти (Гренджер, Хатанака, 1972). Спектралните плътности  $f_{X(\omega)}$  и  $f_{Y(\omega)}$  на процесите  $\{X_t\}$  и  $\{Y_t\}$  се представят с функцията  $C_{r(\omega)}$ . Тя има следния вид:

$$C_{r(\omega)} = c_{\omega} + iq_{(\omega)}. \quad (4)$$

Тя се нарича кроспектър на процесите  $\{X_t\}$  и  $\{Y_t\}$ . Функцията  $c_{\omega}$  е прието да се нарича коспектър,  $q_{(\omega)}$  - квадратен спектър. Тези функции се подчиняват на неравенството за кохерентност:

$$c^2(\omega) + q^2(\omega) \leq f_x(\omega)f_y(\omega). \quad (5)$$

Показателят за корелация между честотните компоненти на двата процеса  $\{X_t\}$  и  $\{Y_t\}$  се нарича кохерентност на честотата  $\omega$ . Изчислява се по формулата:

$$C_{(\omega)} = \frac{c^2(\omega) + q^2(\omega)}{f_x(\omega)f_y(\omega)}. \quad (6)$$

Изменя се в границите:

$$0 \leq C_{\omega} \leq 1. \quad (7)$$

Кохерентността  $C_{\omega}$  е аналогична на квадрата на коефициента на корелация между две извадки. Тя се тълкува по аналогичен начин, т.е.



че колкото по-голяма е величината  $C_\omega$ , толкова по-голяма е теснотата на връзката между двете съставлящи (компоненти).

Графиката на функцията  $C_\omega$  за честотата  $\omega$  в интервала

$$0 \leq C_\omega \leq \pi \quad (8)$$

се нарича диаграма на кохерентност. Показателят за фазови измествания между честотните компоненти на двата процеса е:

$$\Psi(\omega) = \arctg\left[\frac{q(\omega)}{c(\omega)}\right]. \quad (9)$$

Графиката на функцията  $\Psi(\omega)$  за честота

$$\omega (0 < \omega < \pi) \quad (10)$$

се нарича фазова диаграма на спектъра.

Биспектралният анализ се извършва при отстранен тренд и сезонен компонент в динамичните редове. Динамичните редове са трансформирани в стационарни и в тях се съдържат само цикличен и случаен компонент.

За зависима променлива ( $Y$ ) е избрано крайното потребление на домакинствата, а за независими променливи ( $X_1$ ) - преките чуждестранни инвестиции, и ( $X_2$ ) - равнището на безработица. Направени са допълнителни кодировки на променливи, както следва: 1) крайното потребление на домакинствата = „dom“; 2) преките чуждестранни инвестиции = „FDI“ и 3) равнището на безработица = „Un“<sup>2</sup>.

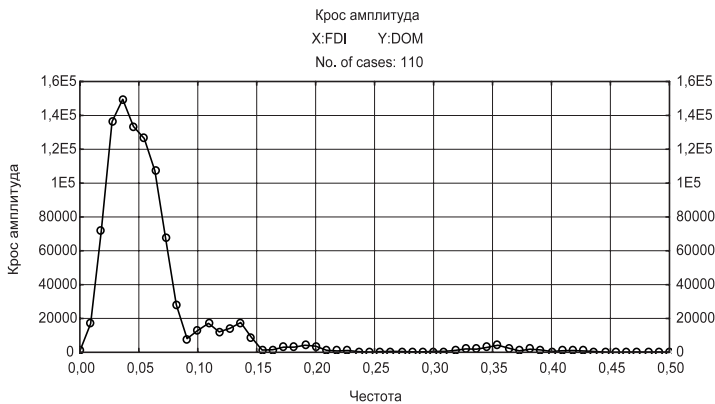
## 6. Резултати от проведения биспектрален анализ на крайното потребление на домакинствата и преките чуждестранни инвестиции

№	Честота	Период	Кросамплитуда	Кохерентен спектър	Фазов спектър
1	0.036364	27.5000	149551.8	0.975238	0.30883
2	0.109091	9.1667	17118.6	0.661664	1.04613
3	0.136364	7.3333	17611.9	0.721954	0.36470
4	0.190909	5.2381	4189.4	0.577393	2.90456

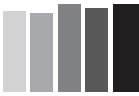
<sup>2</sup> При подготовката за провеждане на биспектрален анализ е използвана вградената функция „Tapering = 15%“ в Statistica 10, чрез което се цели да се ограничи разливането на спектрална плътност между съседни честоти. Използвана е и функцията „Padding“, като са добавени петдесет нули към края на статистическия ред, с което се цели спазване на условието за дължина на изследваните динамични редове (да не бъдат твърде къси, под 100 члена).

Кросамплитудата на цикличността на крайното потребление на домакинствата и цикличността на преките чуждестранни инвестиции показва, че има пресичане на периодичните им компоненти (табл. 6). Това пресичане е за периодичните им компоненти при честоти 0.04; 0.11; 0.14 и 0.19. Те отговарят на следните дължини на цикличните вълни в тримесечия: 28; 9; 7 и 5.

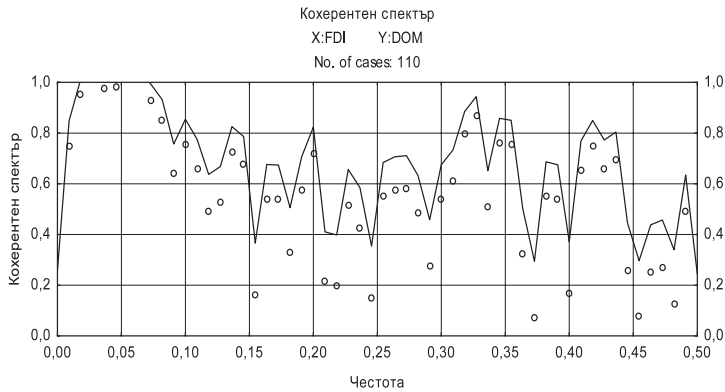
**Фиг. 5. Кросамплитуда на крайното потребление на домакинствата и преките чуждестранни инвестиции**



Кохерентният спектър (фиг. 6) ни дава информация, че най-съществена ковариация между цикличността на крайното потребление на домакинствата и цикличността на преките чуждестранни инвестиции се наблюдава при честота 0.04, която отговаря на дължина на вълната 28 тримесечия. Коефициентът на детерминация приема стойност 0.9752 (което се равнява на 97.52%). При честота 0.11, отговаряща на циклична вълна с продължителност 9 тримесечия, коефициентът на детерминация показва, че 66.16% от вариацията в крайното потребление на домакинствата може да бъде обяснено с вариацията в преките чуждестранни инвестиции. При честота 0.14, отговаряща на циклична вълна с дължина 7 тримесечия, коефициентът на детерминация обяснява 72.19% от ковариацията в изследваните показатели. Най-ниска стойност отбелязваме при честота 0.19 с дължина на цикличната вълна 5 тримесечия. При тази честота 57.73% от вариацията в двата изследвани показателя се дължи на взаимодействието помежду им.

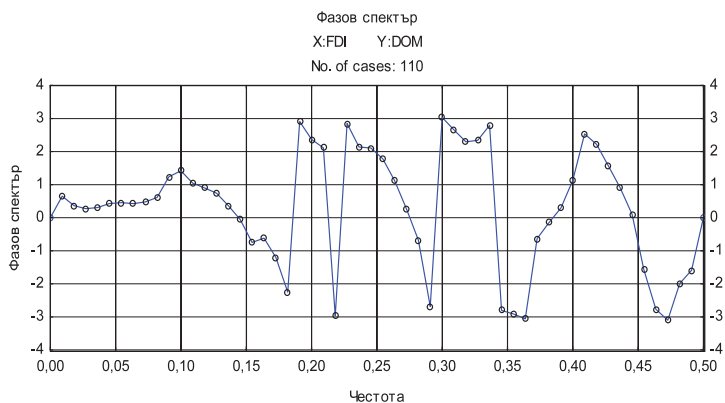


**Фиг. 6. Кохерентен спектър на крайното потребление на домакинствата и преките чуждестранни инвестиции**



Фазовият спектър (фиг. 7) ни дава информация, че първоначално построената хипотеза за връзката между цикличността на крайното потребление на домакинствата и цикличността на преките чуждестранни инвестиции се потвърждава при честоти 0.04 и 0.14, които отговарят на дължини на вълните съответно 28 и 7 тримесечия. Тя не се потвърждава при честоти 0.11 и 0.14, които отговарят на дължини на вълните съответно 9 и 5 тримесечия. Това може да се обясни с промяната в структурата на преките чуждестранни инвестиции. През 1999 г. 71% от преките чуждестранни инвестиции се насочват в индустрията, транспорта и съобщенията за разкриване на нови работни места. През 2011 г. само 34% от тях са насочени към разкриване на нови работни места (Тошева, 2011).

**Фиг. 7. Фазов спектър на крайното потребление на домакинствата и преките чуждестранни инвестиции**

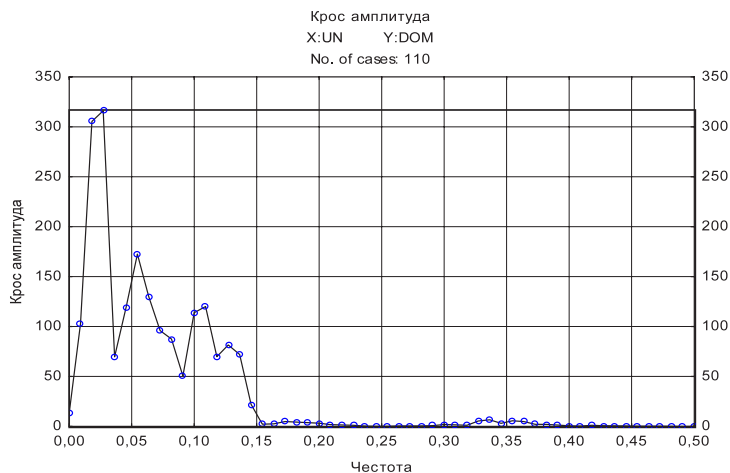


## 7. Резултати от проведения биспектрален анализ на крайното потребление на домакинствата и равнището на безработица

№	Честота	Период	Крос-амплитуда	Кохерентен спектър	Фазов спектър
1	0.027273	36.6667	316.0330	0.577842	-2.92243
2	0.054545	18.3333	172.5511	0.473355	2.70536
3	0.109091	9.1667	119.9733	0.858171	1.74418

Кросамплитудата на крайното потребление на домакинствата и равнището на безработица показва, че има пресичане на периодичните им компоненти (табл. 7). Това пресичане е за периодичните им компоненти при честоти 0.03; 0.05 и 0.11. Те отговарят на следните дължини на вълните в тримесечия: 37; 18 и 9.

**Фиг. 8. Кросамплитуда на крайното потребление на домакинствата и равнището на безработица**



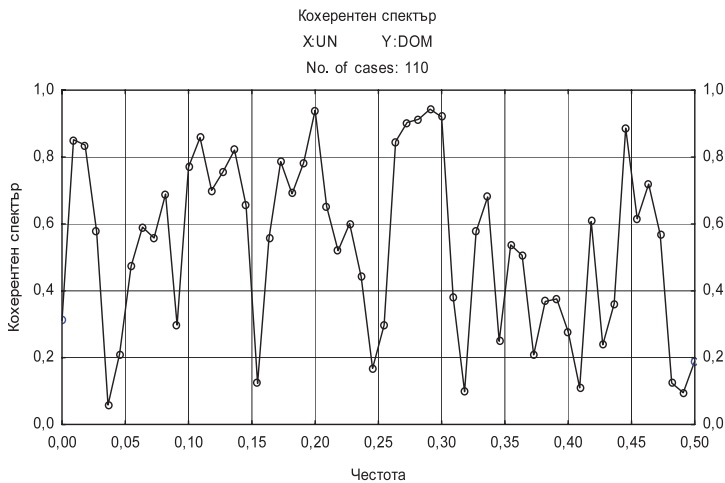
Кохерентният спектър (фиг. 9) ни дава информация, че най-съществена ковариация между цикличността на крайното потребление на домакинствата и цикличността на равнището на безработицата се наблюдава при честота 0.11, отговаряща на циклична вълна с продължителност 9 тримесечия. Коефициентът на детерминация е със стойност





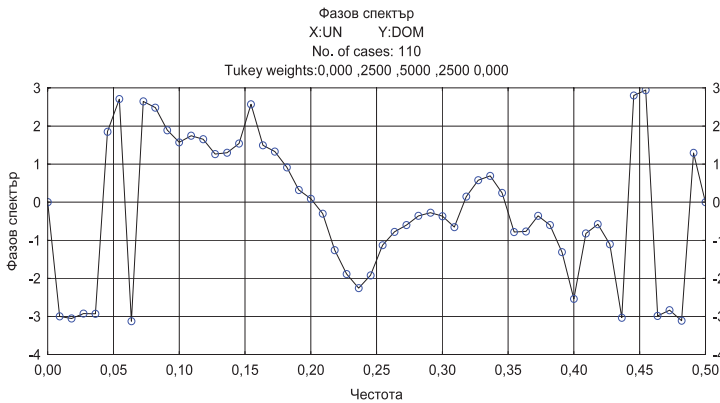
0.8581, или 85.81%. При честота 0.03, отговаряща на циклична вълна с продължителност 37 тримесечия, коефициентът на детерминация показва, че 57.78% от вариацията в крайното потребление на домакинствата може да се обясни с вариацията в равнището на безработица. При честота 0.05, отговаряща на циклична вълна с продължителност 18 тримесечия, отбелязваме най-ниска стойност на коефициента на детерминация, който обяснява 47.33% от ковариацията в изследваните показатели.

**Фиг. 9. Кохерентен спектър на крайното потребление на домакинствата и равнището на безработица**



Фазовият спектър (фиг. 10) ни дава информация, че първоначално построената хипотеза за връзката между цикличността на крайното потребление на домакинствата и цикличността на равнището на безработица се потвърждава при честота 0.03 и дължина на цикличната вълна 37 тримесечия. При честоти 0.05 и 0.11, които отговарят на периоди с дължина 18 и 9 тримесечия, предварително построената хипотеза за връзката между цикличността на крайното потребление и цикличността на равнището на безработица не се потвърждава. Това се обяснява със забавеното влияние на цикличността на средногодишното равнище на безработицата спрямо цикличността на крайното потребление на домакинствата.

**Фиг. 10. Фазов спектър на крайното потребление на домакинствата и равнището на безработица**



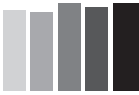
Биспектралният анализ на зависимостите между цикличността на крайното потребление на домакинствата, цикличността на преките чуждестранни инвестиции и цикличността на равнището на безработица е първа стъпка към изследване и на други фактори, които оказват влияние върху нея.

### Заклучение

Направените анализи и експерименти позволяват да се направят следните изводи:

- Предложена е примерна методика за извършване на биспектрален анализ с предварителни проверки за стационарност, за сезонност и за статистическа значимост на цикличните компоненти в динамичните редове за крайното потребление на домакинствата, преките чуждестранни инвестиции, равнището на безработица и паричен агрегат М2. Проверката на хипотезите се потвърждава само за цикличността на крайното потребление на домакинствата с цикличността на преките чуждестранни инвестиции и с цикличността на равнището на безработица.

- Анализът на кросамплитудата на цикличността на крайното потребление на домакинствата и цикличността на преките чуждестранни инвестиции показва, че има пресичане на цикличните им компоненти при честоти 0,04; 0,11; 0,14 и 0,19. Те отговарят на следните дължини на цикличните вълни в тримесечия: 28; 9; 7 и 5. Кохерентният спектър



ни дава информация, че най-съществената ковариация между тях е при честота 0.04 с дължина на цикличната вълна 28 тримесечия. Коефициентът на детерминация приема стойност 0.9752 (което се равнява на 97.52%). Фазовият спектър показва, че предварително формулираната хипотеза за връзката между цикличността на крайното потребление на домакинствата и цикличността на преките чуждестранни инвестиции се потвърждава при честоти 0.04 и 0.14, които отговарят на дължини на вълните съответно 28 и 7 тримесечия.

- Анализът на кросамплитудата на цикличността на крайното потребление на домакинствата и на цикличността на равнището на безработица показва, че има пресичане на периодичните им компоненти при честоти 0.03; 0.05 и 0.11, които отговарят на цикличните дължини на вълните в тримесечия: 37, 18 и 9. Кохерентният спектър показва, че най-съществена е ковариацията при честота 0.11, отговаряща на дължина на цикличната вълна 9 тримесечия. Коефициентът на детерминация е със стойност 0.8581 (или 85.81%). Фазовият спектър показва, че предварително формулираната хипотеза за връзката между цикличността на крайното потребление на домакинствата и цикличността на равнището на безработица се потвърждава при честота 0.03 с дължина на цикличната вълна 37 тримесечия.

**ЦИТИРАНА ЛИТЕРАТУРА:**

**България: Благосъстоянието на домакинствата по време на рецесията през 2010 година и периода на възстановяване (2012).** Доклад на Световната банка, отдел „Човешко развитие”, регион Европа и Централна Азия, Световна банка, февруари 2012, с. 101.

**Величкова, Н.** (1981). Статистически методи за изучаване и прогнозиране развитието на социално-икономическите явления. Наука и изкуство, С., с. 290 - 299.

**Гренджер, К. и М. Хатанака** (1972). Спектральный анализ временных рядов в экономике, М., Статистика, с. 82 - 86.

**Иванов, Л.** (2004). Анализ на статистическата значимост на цикличните компоненти в динамичните редове (приложни аспекти). Изд. „Народностопански архив“, Свищов, с. 18 - 26.

**Парична статистика** (2014). Българска народна банка, Общи методологически бележки, с. 47.

**Радилов, Д.** (2013). Икономическа статистика. Изд. „Наука и икономика”, Икономически университет - Варна, с. 455.

**Статев, Ст.** (2009). Финансово развитие и икономически растеж (пътят на България 1991 - 2006). Унив. изд. „Стопанство“, С., с. 103.

**Тошева, Ек.** (2011). Статистическо изследване на преките чуждестранни инвестиции в България за периода 1999 - 2011 г. Издателски комплекс на УНСС, С., с. 57.

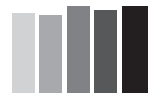
**Хаджиев, В. и др.** (2009). Статистически и иконометричен софтуер. Изд. „Наука и икономика”, Икономически университет - Варна, с. 70.

**Box, G. E. P. and D. A. Pierce** (1970). Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Moving Average Time Series Models, Journal of the American Statistical Association, 65, pp. 1509 - 1526.

**[http://www.nsi.bg/sites/default/files/files/metadata/GDP\\_1.1.3\\_Methodology.pdf](http://www.nsi.bg/sites/default/files/files/metadata/GDP_1.1.3_Methodology.pdf)**.

**<http://www.nsi.bg/bg/content/2212/бвп-%3F-азходи-за-крайно-потребление-национално-ниво>**.

**<http://www.nsi.bg/bg/content/4011/безработни-лица-и-коэффициенти-на-безработица-национално-ниво-статистически-райони>**.



**[http://www.bnb.bg/Statistics/StExternalSector/  
StDirectInvestments/StDIBulgaria/index.htm](http://www.bnb.bg/Statistics/StExternalSector/StDirectInvestments/StDIBulgaria/index.htm)**

**Подробен паричен отчет на БНБ.**

**[http://www.bnb.bg/Statistics/StMonetaryInterestRate/  
StMonetaryStatistics/StMonetarySurvey/index.htm](http://www.bnb.bg/Statistics/StMonetaryInterestRate/StMonetaryStatistics/StMonetarySurvey/index.htm)**

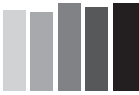
**БИСПЕКТРАЛЬНЫЙ АНАЛИЗ ВОЗДЕЙСТВИЯ ПРЯМЫХ  
ИНОСТРАННЫХ ИНВЕСТИЦИЙ, УРОВНЯ БЕЗРАБОТИЦЫ  
И ДЕНЕЖНОГО АГРЕГАТА М2 НА ЦИКЛИЧНОСТЬ  
КОНЕЧНОГО ПОТРЕБЛЕНИЯ ДОМАШНИХ ХОЗЯЙСТВ**

*Георги Червенски\**

**РЕЗЮМЕ** В статье с помощью биспектрального анализа исследуется воздействие прямых иностранных инвестиций, уровня безработицы и денежного агрегата М2 на цикличность конечного потребления домашних хозяйств. Автор доказывает наличие статистически значимых циклических составляющих в динамических рядах конечного потребления домашних хозяйств, прямых иностранных инвестиций и уровня безработицы. В денежном агрегате М2 нет статистически значимой циклической составляющей. Путем биспектрального анализа фазовым спектром доказано, что цикличность конечного потребления домашних хозяйств зависит от прямых иностранных инвестиций и уровня безработицы в Болгарии.

---

\* Ассистент на кафедре статистики, Университет экономики, г. Варна;  
e-mail: georgich@ue-varna.bg.



## **BISPECTRAL ANALYSIS OF THE IMPACT OF DIRECT FOREIGN INVESTMENT, UNEMPLOYMENT LEVEL AND MONETARY AGGREGATE M2 ON CYCLICITY OF THE FINAL HOUSEHOLD CONSUMPTION**

*Georgi Chervenski\**

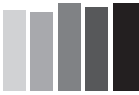
**SUMMARY** This article explores, with bispectral analysis, the impact of direct foreign investment, unemployment level and monetary aggregate M2 on the cyclicity of the final households consumption. Proved is the presence of statistically significant cyclical components in the dynamic series for final consumption of households, direct foreign investment and the level of unemployment. In monetary aggregate M2 does not have statistically significant cyclical component. With bispectral analysis by phase spectrum it is proved that the cyclicity of final consumption of households depends on direct foreign investment and on the level of unemployment in Bulgaria.

---

\* Assistant Professor, Statistics Department at the University of Economics, Varna;  
e-mail: georgich@ue-varna.bg.







## ДЕКОМПОЗИЦИЯ НА РАЗЛИКАТА В СРЕДНАТА ПРОДЪЛЖИТЕЛНОСТ НА ПРЕДСТОЯЩИЯ ЖИВОТ ЧРЕЗ АНАЛИЗ НА ОБГРЪЩАНЕТО И ВРЪЗКА С МЕТОДА НА DAS GUPTA (1978)

*Петя Брайнова\**

### **Въведение и цел**

Декомпозиционните техники имат изключително важно място в областта на демографската статистика, имайки предвид богатия теоретичен инструментариум, който предлагат, както и практическата им полезност в чисто приложен аспект. Методите за декомпозиране се развиват от втората половина на миналия век до днес и за този период множество изследователи от целия свят са дали своя принос. Без да претендираме за изчерпателност, можем да изброим имената на някои от тези изследователи, общото между които е, че са работили и постигнали значими резултати при декомпозирането на разликата между две средни величини и по специално, на разликата в СППЖ между две съвкупности: Kitagawa, Retherford, Cho, Das Gupta, Arriaga, Pollard, Pressat, Keyfitz, Vaupel, Romo, Русев, Andreev, Shkolnikov, Begun, Preston, Beltran-Sanchez и още много други.

**Целта на настоящото изследване** е да представи анализа на обгръщането - DEA - като декомпозиционна техника и същевременно с това да покаже неговата връзка с метода на Das Gupta (1978) за декомпозиция на разликата в СППЖ. Класическото предназначение на DEA е да сравнява производствената ефективност на хомогенни единици (напр. предприятия, банки, университети, болници и др.). Пример за такова сравнение е икономическият анализ на ефективността на болничните услуги в България за периода 2010 - 2012 г. на авторския колектив Салчев, Атанасов, Димитрова-Савова и Грива.

**До настоящия момент** DEA е иновативно приложен като декомпозиционна техника от Брайнова (2012) при декомпозирането на разликата в СППЖ между две съвкупности по няколко фактора. В статията си от 2012 г. Брайнова сравнява съвкупностите на мъжете и жените в България през 2008 г., като единиците, подлежащи на анализ, са 12

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

възрастово-полови групи - 6 възрастови групи за мъжете и 6 - за жените. Разгледаните декомпозиционни фактори за всяка възрастово-полова група поотделно са делът на хората с индекс на телесната маса (ИТМ) в норма и делът на нетютюнопушещите в съответната група, като източник на данните е официалният източник на статистическа информация за Европа - Евростат.

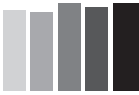
**В настоящото изследване** за сравнителни съвкупности са взети населението на Дания и населението на Швеция за 2008 г., като са разгледани четири възрастови групи - 27 - 34, 35 - 44, 45 - 54 и 55 - 64. Обектът на декомпозиране (Брайнова, 2012) е съответната разлика в СППЖ между страните за всяка възрастова група, разгледаните декомпозиционни фактори са класическите демографски характеристики - пол и образование<sup>1</sup>, а информационният източник отново е Евростат. В първата част на изложението са представени последователно методът на Das Gupta (1978), анализът на обгръщането DEA, използваният декомпозиционен модел заедно с неговите ограничения и получените ефекти вследствие на DEA декомпозицията. Във втората част на изложението са описани четирите основни случая на DEA декомпозицията<sup>2</sup> и техните интерпретации, връзката на DEA декомпозицията с метода на Das Gupta, предимствата на анализа на обгръщането и накрая получените изводи и заключения.

### 1. Метод на Das Gupta (1978)

**Методът на Das Gupta (1978)** е класически декомпозиционен метод в демографската статистика. Той декомпозира разликата между средни величини на две съвкупности ( $P_1$  и  $P_2$ ). В настоящото изследване методът е приложен върху разликата в СППЖ между Дания и Швеция по възрастови групи. Формулата на Das Gupta е в сила за краен брой

<sup>1</sup> Причината първата възрастова група да бъде 27 - 34 (вместо 25 - 34 по аналогия на следващите групи) е, че броят на висшистите се стабилизира след 26-годишна възраст. Страните са избрани по признак в Евростат, за тях да има данни по избраните фактори и същевременно наблюдаваните разлики в СППЖ за дела на жените и дела на висшистите да бъдат възможно най-големи за постигане на по-добро диференциране след анализа на обгръщането.

<sup>2</sup> Четирите основни случая са конструирани с помощта на хипотетични съвкупности, аналогични на използваните хипотетични съвкупности от Das Gupta (1978) при извеждане на неговата декомпозиционна формула.



фактори и в случая ще разгледаме два декомпозиционни фактора - пол и образование, отбелязани съответно с  $I$  и  $J$ . Формулата на Das Gupta е подобрение на формулите на Kitagawa (1955) и Retherford и Cho (1973), като нейните основни предимства са, че в нея не присъства ефектът на взаимодействието между факторите, нито съществува зависимост от реда на пренебрегването на тези фактори при изчисление на ефектите. За да избегне ефекта на взаимодействието, Das Gupta използва хипотетични съвкупности  $R_{ij}$  и  $r_{ij}$ , които удовлетворяват следната зависимост:

$$R_{ij} = r_{ij} = \frac{R_{ij} + r_{ij}}{2} = \frac{T_{ij} + t_{ij}}{2} \quad (1)$$

където  $T_{ij}$  и  $t_{ij}$  са съответно СППЖ, които съответстват на единиците от съвкупности  $P_1$  и  $P_2$  (в случая едноименни възрастови групи в Дания и Швеция<sup>3</sup>), принадлежащи на  $i$ -тата категория на фактор  $I$  (пол) и същевременно на  $j$ -тата категория на фактор  $J$  (образование).

**Das Gupta дефинира четири различни ефекта -  $I(I, J)$ ,  $J(I, J)$ ,  $I(J, I)$ ,  $J(J, I)$** , като означението  $(I, J)$  след името на съответния ефект означава, че на първа стъпка се пренебрегва факторът  $J$  (образование) и съответно се отделя  $I$  ефектът от пола, а на втора стъпка се пренебрегва  $I$  (полът) и по този начин се пресмята  $J$  ефектът от образованието. За да избегне зависимостта на декомпозиционната формула от реда на пренебрегване на факторите, Das Gupta прави още едно полагане:

$$\begin{aligned} I \text{ effect} &\doteq \frac{1}{2}(I(I, J) + I(J, I)) \\ J \text{ effect} &\doteq \frac{1}{2}(J(I, J) + J(J, I)) \end{aligned} \quad (2)$$

откъдето следва, че

$$r_{..} - R_{..} = I \text{ effect} + J \text{ effect} = \sum_i \sum_j \left( \frac{r_{ij} + R_{ij}}{2} \right) \left( \frac{n_{ij}}{n_{..}} - \frac{N_{ij}}{N_{..}} \right), \quad (3)$$

където  $N_{ij}$  и  $n_{ij}$  са съответно броят на единиците от съвкупности  $P_1$  (съответната възрастова група на Дания) и  $P_2$  (съответната възрастова група на Швеция), принадлежащи на  $i$ -тата категория на фактор  $I$  (пол) и

<sup>3</sup> За по-голяма прегледност на формулите не е въведен допълнителен индекс, който да се мени по възрастовите групи.

същевременно на  $j$ -тата категория на фактор  $J$  (образование), а  $N_{..}$  и  $n_{..}$  са общите обеми съответно на съвкупностите  $P_1$  и  $P_2$ . По този начин Das Gupta елиминира ефекта на взаимодействието, като го разпределя поравно между ефектите от факторите пол и образование и **формулата на Das Gupta придобива следния вид:**

$$t_{..} - T_{..} = I \text{ effect} + J \text{ effect} + \sum_i \sum_j \left( \frac{\frac{n_{ij}}{n_{..}} + \frac{N_{ij}}{N_{..}}}{2} \right) (t_{ij} - T_{ij}). \quad (4)$$

Формула (4) не съдържа ефект на взаимодействието между факторите  $I$  и  $J$  и същевременно не зависи от реда на тяхното изчисление, където последното събираемо се нарича **остатъчен ефект**<sup>4</sup>. Тя е приложима и при повече от два фактора, като трябва да се има предвид, че при  $n$  на брой фактори, всеки от ефектите представлява средна аритметична на  $n!$  събираеми, точно колкото е броят на възможните подредби на  $n$  елемента.

**За практическото приложение на метода на Das Gupta (1978)** са изготвени два вида  $IJ$  матрици с размерност 3 x 2 (3 образователни степени (в т.ч. висше образование) и 2 пола):

- Първият вид матрици съдържат абсолютния брой на хората от съответния пол и същевременно притежаващи съответната степен на образование, като те са изготвени за всяка възрастова група във всяка страна поотделно. Това прави четири възрастови групи по две страни, което е равно на осем  $IJ$  матрици от първия вид. На базата на тези матрици се изчисляват съответните  $IJ$  разпределения, участващи в декомпозиционната формула.

- Вторият вид матрици съдържат средната продължителност на живота на хората на възраст, равна на долната граница на всяка изследвана възрастова група, които са от съответния пол и същевременно притежават съответната степен на образование. Това прави четири възрастови групи по две страни, което е равно на осем  $IJ$  матрици от втория вид. На базата на тези матрици се изчисляват съответните  $IJ$  специфични средни величини, участващи в декомпозираната разлика.

<sup>4</sup> Същият остатъчен ефект присъства и във формулата на Kitagawa (1955).



След приложението на метода на **Das Gupta (1978)** върху данните от съответните 16 *IJ* матрици за всяка от четирите възрастови групи поотделно, чрез поетапно пресмятане на всички събираеми, съставлящи декомпозиционни ефекти, се получават резултатите, посочени в табл. 1.

### 1. Декомпозиционни резултати от метода на **Das Gupta (1978)** по възрастови групи

Възрастови групи	Ефект от пола в години	Ефект от образованието в години	Остатъчен ефект в години	Общ ефект в години (разлика в СППЖ в полза на Швеция)
27 - 34	0.04	-0.29	-2.05	-2.30
35 - 44	0.02	-0.14	-2.05	-2.17
45 - 54	0.01	-0.09	-1.93	-2.02
55 - 64	0.01	-0.03	-1.60	-1.62

За всяка възрастова група стойностите на ефектите от фактора пол са положителни и показват каква би била<sup>5</sup> разликата в СППЖ между Дания и Швеция, ако дяловете на жените са равни на реалните си стойности, а дяловете на висшистите за двете страни са равни помежду си и също така са равни на средноаритметичната на техните реални дялове. С други думи, ако пренебрегнем ефекта на образованието и вземем предвид ефекта на фактора пол, разликата ще се обърне в полза на Дания и ще приеме стойности близки до 0 (вж. табл. 1, колона 2). По аналогичен начин се интерпретират и ефектите от фактора образование, като при него разликата в СППЖ остава в полза на Швеция, но абсолютната ѝ стойност намалява за всяка от възрастовите групи, като при най-възрастните клони към 0.

#### **Анализ на обгръщането (Data Envelopment Analysis - DEA)**

След представянето на класическия декомпозиционен метод на **Das Gupta (1978)** следва описание на анализа на обгръщането (DEA), който също ще бъде приложен като декомпозиционна техника на разликата в СППЖ между две съвкупности.

**Анализът на обгръщането (DEA)** е непараметричен, базиран на техниката на линейното оптимизиране и измерва ефективността на мно-

<sup>5</sup> За коректната интерпретация на резултатите е важно да се отбележи, първо, че ефектите от метода на **Das Gupta** не доказват наличието на каквито и да било причинно-следствени връзки и второ, че не е задължително при увеличаване на броя на факторите остатъчният ефект да намалява.

жество еднородни единици<sup>6</sup>. Ефективността е изразена като съотношение на продукцията (outputs) и използваните за нейното производство ресурси (inputs). Най-ефективните единици получават стойност на ефективността равна на 1 (100% ефективност) и стават еталон за останалите единици. Най-общо, функцията на ефективност за всяка единица има вида:

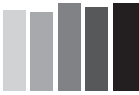
$$Efficiency_{DMU} = \frac{Outputs_{DMU}}{Inputs_{DMU}} = \frac{\sum w_i * output_i}{\sum w_j * input_j}, \quad (5)$$

където  $i$  се мени от 1 до броя на продуктите, а  $j$  - от 1 до броя на ресурсите. По-точно, **ефективността** е частно между претеглената сума от всички произведени продукти и претеглената сума от всички използвани за тяхното производство ресурси. Разгледаните в анализа ресурси и продукти ще бъдат наричани с общото име „фактори на DEA”. Теглата им ( $w_i, w_j$ ) се определят от самия анализ при оптимизиране на ефективността на всяка единица, като стойностите на теглата са възможно най-благоприятни за нея. Това означава, че всяка от разглежданите единици получава най-големи тегла на продуктите, които произвежда най-ефективно, или на ресурсите, които използва най-ефективно, в зависимост от ориентацията на модела.

Например в статията на Брайнова (2012) продукцията е сумата от вече изживения среден брой години на всяка възрастова група и средния брой години предстоящ живот, което за краткост ще наричаме „общ брой години живот”. Ресурсите характеризират здравословния начин на живот на всяка група, а именно процентът на непущачите и процентът на хората с индекс на телесна маса (ИТМ) в норма в групата. Хипотезата е, че при увеличаване на дяловете на хора с ИТМ в норма и увеличаване на дяловете на непущачи средната продължителност на предстоящия живот също нараства, т.е. здравословният начин на живот произвежда дълголетие. По този начин DEA влиза в ролята на декомпозиционна техника на разликата в СППЖ между мъжете и жените за всяка от разглежданите възрастови групи.

Имайки предвид, че анализът на обгръщането функционира според алгоритъма на известния „симплекс метод” за решаване на оптимиза-

<sup>6</sup> На езика на DEA тези единици се наричат единици за вземане на решения, т.нар. Decision making units (DMUs).



ционни задачи, целта на всяка единица в анализа е да произведе възможно най-много продукция с използване на определено количество ресурси (**модел, ориентиран към изхода**) или да използва възможно най-малко ресурси за производството на определено количество продукция (**модел, ориентиран към входа**). Ако една единица има ефективност, равна на 1 (100%), тя се намира на **границата на производствените възможности** (*DEA-frontier*). Тази граница се определя от всички единици, които имат оптимална ефективност. Важно е да се отбележи, че оптималната ефективност се изчислява в контекста на всички разглеждани единици в анализа, без наличие на предварително дефиниран еталон.

**Анализът на обгръщането предлага множество модели** в зависимост от естеството на задачата, която искаме да решим. Те се определят по своята ориентация (към входа/изхода) и по броя на оптималните нива на ефективност. Авторите 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.

## **2. DEA модел за декомпозиция на разликата в СППЖ**

За декомпозиране на разликата в СППЖ между възрастовите групи на Дания и Швеция по факторите пол и образование е използван DEA модел, **ориентиран към входа с ограничени множители, който допуска едно ниво на ефективност за оптимално**<sup>7</sup>. Този модел минимизира претеглената сума на ресурсите (пол и образование) при фиксирана претеглена сума на продукта (общ брой години живот), като неизвестните величини са оптималните тегла на ресурсите и продукта. Моделът решава толкова на брой линейни оптимизационни задачи, колкото са на брой сравнителните единици в анализа (в случая 8 задачи по 4 за всяка страна), т.е. решава се отделна задача за всяка възрастова група. В ориентирания към входа модел, ефективността на всяка изследвана единица може да приема стойности от 0 до 1 (0 до 100%), което показва какъв

<sup>7</sup> Използваният модел (**Input-oriented constant return to scale (CRS) model with restricted multipliers**) определя само едно ниво като 100% ефективно и съпоставя всички единици с него. Границата на производствените възможности е правата линия, определена от всички единици, имащи оптимално съотношение между продукти и ресурси.

процент от използваните ресурси биха оправдали получената продукция, така че производственият процес да бъде ефективен. **В конкретния случай** ефективността на всяка възрастова група показва, какъв трябва да бъде делът на жените и делът на висшистите в нея, така че „произведените“ години живот да бъдат оптимални, като изчислението е направено в контекста на останалите седем възрастови групи.

**Входните данни за последващата DEA декомпозиция** по метода на Брайнова (2012) се съдържат в една матрица с размерност  $8 \times 3$  (табл. 2), като по редове са разположени възрастовите групи за всяка от страните (4 възрастови групи за 2 страни). В първите две колони са разположени декомпозиционните фактори дял на жените и дял на завършилите висше образование в съответната възрастова група за съответната страна. В последната колона се намира т.нар. общ брой години живот, дефиниран като сума на средната продължителност на предстоящия живот за хората на възраст, равна на долната граница на всяка изследвана възрастова група и стойността на тази долна граница (изживения брой години до момента).

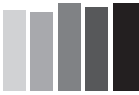
## 2. Входни данни за DEA декомпозицията

Номер на групата - $i$	Име на групата	Дял на жените - $I$	Дял на висшистите - $J$	Общ брой години живот - $t$
1	27 - 34 Дания	49.9	33.1	79.5
2	35 - 44 Дания	49.3	31.8	79.7
3	45 - 54 Дания	49.5	29.3	80.2
4	55 - 64 Дания	50.1	25.1	81.3
5	27 - 34 Швеция	49.0	38.5	81.9
6	35 - 44 Швеция	49.0	30.2	82.1
7	45 - 54 Швеция	49.3	27.5	82.4
8	55 - 64 Швеция	49.9	25.3	83.2

## 3. Метод на замяната - ограничение върху теглата

В случая анализът на обгръщането се използва като декомпозиционна техника и тогава ресурсите (полът и образованието) влизат в ролята на декомпозиционни фактори. В резултат на DEA декомпозицията





за всяка единица (възрастова група в съответната страна) се изчисляват както нейната ефективност, така и оптималните тегла на факторите и продукта. Представената DEA декомпозиция е осъществена по **ориентиран към входа модел с ограничени множители**. Този метод изисква предварително фиксиране на съотношението между някои от теглата. Това ограничение е необходимо, тъй като в противен случай е възможно декомпозиционните ефекти да варират в много широки граници. Последното би довело до проблем с интерпретирането на резултатите, тъй като получените стойности биха противоречали на действителността.

Един възможен подход в този случай е фиксирането на параметър, равен на съотношението между съответните тегла, да бъде извършено по **метода на замяната** (trade-off approach), разработен от руския учен Podinovski. При този подход стойностите на ресурсите и продуктите се менят едновременно, така че промените им са технологично съвместими със съответния производителен процес. В резултат на тези технологично съвместими замени (trade-offs) диференциацията между отделните единици по отношение на производствената им ефективност става по-голяма и същевременно се избягват евентуални нулеви тегла. В своя статия Podinovski (2002) посочва основното предимство на метода на замяната пред други подобни методи - **той запазва радиалната природа на ефективността**. Под радиална природа на ефективността (при моделите, ориентирани към входа) се разбира свойството стойностите на всички ресурси да се намаляват в една и съща пропорция, а именно до достигане на оптимална ефективност на производствения процес, докато стойностите на продуктите остават постоянни. Podinovski допълва, че ако вместо ограничения, базирани на допустими замени, се използват такива от съображения за важността на различните фактори или съображения за тяхната парична равностойност, радиалната природа на ефективността не би се запазила. Повече информация по тази тема може да се намери в статията на Allen et all (1997) и в книгата на Thanassoulis (2001).

**На практика методът на замяната работи чрез дефиниране на неравенства между теглата на факторите и продукта, като всяко неравен-**

ство съответства на допустима замяна в производителния процес. Ако разгледаме входните данни от табл. 2 и тяхната динамика по възрастовите групи за двете страни, можем да обобщим:

- Когато дялът на жените нарасне средно с 0.2%, общият брой години нараства с 0.5 години.

- Когато дялът на висшистите намалее средно с 3.5%, общият брой години нараства с 0.5 години.

- Когато дялът на жените нарасне средно с 0.2%, дялът на висшистите намалява с 3.5%.

На езика на метода на Podinovski (2002) това може да се представи по следния начин:

$$0.5 * \text{брой\_години} - 0.2 * \text{дял\_жени} \leq 0$$

$$0.5 * \text{брой\_години} + 3.5 * \text{дял\_висшисти} \leq 0$$

$$-0.2 * \text{дял\_жени} + 3.5 * \text{дял\_висшисти} \leq 0$$

Неизвестните променливи в последните три неравенства са всъщност неизвестните тегла на съответните фактори, които се получават в резултат на анализа на обгръщането. Оттук от първото неравенство

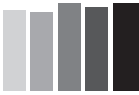
получаваме  $\frac{\text{брой\_години}}{\text{дял\_жени}} \leq 0.4$ . От второто получаваме противоречие

с положителните по дефиниция стойности. От третото неравенство

получаваме  $\kappa = \frac{\text{дял\_висшисти}}{\text{дял\_жени}} \leq 0.055$ . За ограничително условие е достатъчно да фиксираме съотношение на теглото на дела на висшистите и теглото на дела на жените  $\kappa = 0.055$ . Нека означим последното ограничително равенство с (6). Така си осигуряваме ненулеви тегла на факторите пол и образование за всяка възрастова група.

**Следващата стъпка в анализа на обгръщането** е зареждането на входните данни от табл. 2 заедно с ограничение (6) за теглата, на базата на които се пресмятат резултатите (4 параметъра) по избрания DEA модел за всяка от осемте възрастови групи, а именно:

- Стойност на функцията на ефективност
- Оптимално тегло на ресурса „пол“
- Оптимално тегло на ресурса „образование“
- Оптимално тегло на продукта „общ брой години живот“.



### 3. Резултати след приложение на ДЕА модела

Номер на групата - $i$	Име на групата	Ефективност	Тегло на пола - $w^J$	Тегло на обработването - $w^J$	Тегло на общия брой години
1	<b>27 - 34 Дания</b>	<b>0.9482</b>	0.0193	0.0011	0.0119
2	35 - 44 Дания	0.9630	0.0196	0.0011	0.0121
3	45 - 54 Дания	0.9666	0.0196	0.0011	0.0121
4	55 - 64 Дания	0.9732	0.0194	0.0011	0.0120
5	27 - 34 Швеция	0.9878	0.0196	0.0011	0.0121
6	35 - 44 Швеция	0.9986	0.0197	0.0011	0.0122
7	45 - 54 Швеция	0.9989	0.0197	0.0011	0.0121
8	<b>55 - 64 Швеция</b>	<b>1.0000</b>	0.0195	0.0011	0.0120

Резултатите от приложението на анализа на обгръщането показват, че изследваните осем възрастови групи имат близки стойности на ефективност, като се наблюдава плавно покачване на ефективността с нарастване на възрастта и при двете страни. Като цяло ефективността на групите от Швеция е по-висока в сравнение с Дания, макар че разликите са пренебрежими. Нека разгледаме двете „гранични групи в анализа” - населението на Дания на възраст между 27 и 34 години има ефективност 95% (0.9482) и живее средно до 79.5 години, а населението на Швеция между 55 и 64 години има оптимална ефективност 100% (1) и живее до 83.2 години (табл. 2). При интерпретацията на по-ниската ефективност при „производството“ на години живот на групата „Дания 27 - 34” в сравнение с групата „Швеция 55 - 64” трябва да се има предвид, че дялът на жените и на висшистите са пропорционални на общия брой години живот. Данните от табл. 2 показват, че групата „Дания 27 - 34” живее средно с 3.7 години по-малко от групата „Швеция 55 - 64”, въпреки че висшистите в групата „Дания 27 - 34” са със 7.8% повече от тези в групата „Швеция 55 - 64”<sup>8</sup>. За да достигнат оптимална ефективност в общия си брой години живот (при модел, ориентиран към входа<sup>9</sup>), дяловете на

<sup>8</sup> Дяловете на жените в двете гранични групи съвпадат (49.9%).

<sup>9</sup> При модел, ориентиран към изхода, достигането на оптимална ефективност би изисквало повишаване на общия брой години живот при наличните дялове жени и висшисти.

жените и на висшистите от групата „Дания 27 - 34” би трябвало да са равни на 95% от настоящите им стойности. С други думи, в контекста на останалите възрастови групи и техните преживяемости, наличните дялове на жените и висшистите от групата „Дания 27-34” предполагат по-голям брой години общ живот от 79.5, което обяснява неоптималната ефективност на тази група.

#### 4. DEA декомпозиция и получените от нея ефекти

Терминът „DEA декомпозиция” е въведен за първи път от Брайнова (2012). При DEA декомпозицията всяка единица (в случая възрастова подгрупа на съответната страна) е отделен обект на декомпозиционния процес. На следваща стъпка се преминава от ниво „възрастова група в съответната страна” на ниво „възрастова група” и на практика се декомпозира всяка от  $n$ -те разлики  $t_{n+i} - t_i$  в СППЖ между всеки две едноименни възрастови групи на съответните страни, където  $i$  се мени от 1 до  $n$  (броя на групите, в случая е  $n = 4$ ). Според Брайнова DEA декомпозицията на разликата в СППЖ между две съвкупности има следния аналитичен вид:

$$t_{n+i} - t_i = A_i + B_i + C_i + D_i, \quad (7)$$

където:

$$A_i \doteq \left( \frac{w_{n+i}^I * I_{n+i} + w_i^I * I_i}{2} \right) (t_{n+i} - t_i),$$

$$B_i \doteq \left( \frac{t_{n+i} + t_i}{2} \right) (w_{n+i}^I * I_{n+i} - w_i^I * I_i),$$

$$C_i \doteq \left( \frac{w_{n+i}^J * J_{n+i} + w_i^J * J_i}{2} \right) (t_{n+i} - t_i),$$

$$D_i \doteq \left( \frac{t_{n+i} + t_i}{2} \right) (w_{n+i}^J * J_{n+i} - w_i^J * J_i),$$

където  $I_i$  и  $J_i$  са стойностите съответно на факторите  $I$  и  $J$  (пол и образование) за  $i$ -тата група,  $w_i^I$  и  $w_i^J$  са съответните им оптимални тегла, получени в резултат на анализа,  $t_i$  е общият брой години живот за  $i$ -тата



група, като  $i$  се мени от 1 до  $n$  ( $n = 4$ ). Общият брой на изследваните единици е  $2n$  - по  $n$  на брой единици (възрастови групи) за всяка от двете съвкупности (страни), между които се пресмята разлика в СППЖ.

Можем да направим следната **интерпретация на получените ефекти чрез анализа на обгръщането:**

- **Ефектът  $A_j$** , измерва влиянието на фактора  $I$  (пол) при условие, че НЕ се отчита различната му степен на влияние върху СППЖ на двете съвкупности (страни) и същевременно факторът  $J$  (образование) е изолиран.

- **Ефектът  $B_j$** , отчита различната степен на влияние на фактора  $I$  (пол) върху СППЖ на двете страни. Ако искаме да измерим влиянието на пола и същевременно да отчетем различната му степен на влияние върху СППЖ (при условие, че факторът образование е изолиран), трябва да пресметнем сумата на първите два ефекта ( $A_i + B_i$ ).

- **Ефектът  $C_j$** , измерва влиянието на фактора  $J$  (образование) при условие, че НЕ се отчита различната му степен на влияние върху СППЖ на двете страни и същевременно факторът  $I$  (пол) е изолиран.

- **Ефектът  $D_j$** , отчита различната степен на влияние на фактора  $J$  (образование) върху СППЖ на двете страни. Ако искаме да измерим влиянието на образованието и същевременно да отчетем различната му степен на влияние върху СППЖ (при условие, че факторът пол е изолиран), трябва да пресметнем сумата на последните два ефекта ( $C_i + D_i$ ).

Резултатите от ДЕА декомпозицията на разликата в СППЖ между Дания и Швеция по пол и образование по възрастови групи са посочени в табл. 4.

#### 4. Резултати от ДЕА декомпозицията по възрастови групи

Възрастови групи	А ефект пол	В ефект пол	С ефект образование	Д ефект образование	Общ ефект (разлика в СППЖ в полза на Швеция)
27 - 34	-2.26	0.51	-0.09	-0.51	-2.35
35 - 44	-2.26	-0.12	-0.08	0.12	-2.34
45 - 54	-2.14	-0.14	-0.07	0.14	-2.21
55 - 64	-1.82	0.03	-0.05	-0.03	-1.87

Получените декомпозиционни резултати не са пряко сравними с резултатите от метода на Das Gupta (табл. 1) поради нееднородното естество на получените ефекти и поради зависимостта на резултатите от фиксирания параметър  $\kappa = 0.055$ . **Следователно възниква необходимостта да се потърси друга зависимост**, която:

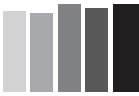
- Да не зависи от параметъра  $\kappa$ .
- Да характеризира DEA декомпозицията.
- Да осигурява сравнимост между резултатите на метода на Das Gupta и DEA декомпозицията.

### 5. Хипотетични съвкупности

Дотук имаме DEA декомпозиция за всяка възрастова група, но тя не дава като резултат чистите ефекти на факторите (пол и образование) за разлика от метода на Das Gupta. Затова по **аналогия с Das Gupta разглеждаме хипотетични съвкупности**, чиито стойности са средноаритметични от реалните стойности на факторите пол и образование на двете страни за  $i$ -тата възрастова група, а именно:

$$Q_i = Q_{n+i} = \frac{I_{n+i} + I_i}{2} \text{ и } R_i = R_{n+i} = \frac{J_{n+i} + J_i}{2}. \quad (8)$$

Вследствие на полагането (8) оптималното тегло  $w_i^I$  ( $w_i^J$ ) на фактора  $I$  - пол ( $J$  - образование), което се отнася за  $i$ -тата възрастова група съвпада при двете страни (Дания и Швеция). С други думи, от полагането (8) за всяко  $i$  от 1 до 4 следват равенствата  $w_{n+i}^I = w_i^I$  и  $w_{n+i}^J = w_i^J$  и след заместването им в ефектите  $B_i$  и  $D_i$  от формула (7) се получава, че  $B_i = D_i = 0$ . По този начин получаваме друг декомпозиционен случай на разликата в СППЖ за  $i$ -тата възрастовата група между двете страни. Полагането (8) означава, че използваната хипотетична съвкупност се характеризира с едни и същи (средноаритметични) разпределения при двете страни както по фактора  $I$  (пол), така и по фактора  $J$  (образование) и с реалните стойности на съответния общ брой години живот за всяка възрастова група за съответната страна, а именно  $t_{n+i}$  за  $i$ -тата възрастова група за Швеция и  $t_i$  за  $i$ -тата възрастова група за Дания. Получените декомпозиционни резултати в този частен случай са представени в табл 5.



### 5. Резултати от DEA декомпозицията при използване на хипотетични съвкупности за пола и образованието

Възрастови групи	А ефект пол	В ефект пол	С ефект образование	Д ефект образование	Общ ефект (разлика в СППЖ в полза на Швеция)
27 - 34	-2.26	0.00	-0.09	0.00	-2.35
35 - 44	-2.26	0.00	-0.08	0.00	-2.34
45 - 54	-2.14	0.00	-0.07	0.00	-2.21
55 - 64	-1.82	0.00	-0.05	0.00	-1.87

От сравнението между табл. 4 и 5 се вижда, че ефектите А и С (и общият ефект) се запазват след използването на съответните хипотетични съвкупности, а ефектите В и D се нулират. Дотук беше описан само един от възможните случаи на DEA декомпозиция при използване на хипотетични съвкупности. Следва описание и на останалите три случая.

### 6. Четири случая на DEA декомпозиция при използване на хипотетични съвкупности. Взаимно изключване и адитивност на случаите.

С помощта на използваните различни хипотетични съвкупности по отношение на независимите декомпозиционни фактори (пол и образование) както поотделно, така и заедно можем да конструираме общо четири взаимноизключващи се случая:

1. **Не ползваме хипотетични съвкупности**, т.е. всички величини в анализа приемат реалните си стойности  $I_{n+i}, I_i, J_{n+i}, J_i, t_{n+i}$  и  $t_i$ .
2. Използваме хипотетична съвкупност **само по отношение на фактора J (образование)**, т.е.  $R_i = R_{n+i} = \frac{J_{n+i} + J_i}{2}$ , а всички останали величини (пол и общ брой години живот) приемат реалните си стойности  $I_{n+i}, I_i, t_{n+i}$  и  $t_i$ .
3. Използваме хипотетична съвкупност **само по отношение на фактора I (пол)**, т.е.  $Q_i = Q_{n+i} = \frac{I_{n+i} + I_i}{2}$ , а всички останали величини (образование и общ брой години живот) приемат реалните си стойности  $J_{n+i}, J_i, t_{n+i}$  и  $t_i$ .
4. Използваме хипотетични съвкупности **по отношение и на двата фактора I (пол) и J (образование)**, т.е.  $Q_i = Q_{n+i} = \frac{I_{n+i} + I_i}{2}$  и

$R_i = R_{n+i} = \frac{J_{n+i} + J_i}{2}$ , а зависимите средни величини (общ брой години живот) приемат реалните си стойности  $t_{n+i}$  и  $t_i$ <sup>10</sup>.

На практика всяка от тези хипотетични съвкупности уеднаквава стойностите на едноименните възрастови групи на Дания и Швеция по съответния фактор и по този начин изолира неговото влияние в декомпозиционния процес. За всеки един от първите три случая (и за всяка от четирите възрастови групи) се пресмята отделна DEA декомпозиция, като получените декомпозиционни резултати са представени в табл. 6. Непосредствено след числените резултати, поместени в табл. 6, е описана адитивността на отделните случаи, както и интерпретацията на всеки от тях.

#### 6. Декомпозиционни резултати за случаи № 1, № 2 и № 3 по възрастови групи

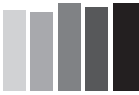
Случай № 1 - отчитат се и полът, и образованието	А ефект	В ефект	С ефект	Д ефект	Общ ефект (разлика в СППЖ в полза на Швеция)
27 - 34	-2.26	<b>0.51</b>	-0.09	<b>-0.51</b>	-2.35
35 - 44	-2.26	<b>-0.12</b>	-0.08	<b>0.12</b>	-2.34
45 - 54	-2.14	<b>-0.14</b>	-0.07	<b>0.14</b>	-2.21
55 - 64	-1.82	<b>0.03</b>	-0.05	<b>-0.03</b>	-1.87

Случай № 2 - отчита се само полът	А ефект	В ефект	С ефект	Д ефект	Общ ефект (разлика в СППЖ в полза на Швеция)
27 - 34	-2.26	<b>0.05</b>	-0.09	<b>-0.05</b>	-2.35
35 - 44	-2.26	<b>0.02</b>	-0.08	<b>-0.02</b>	-2.34
45 - 54	-2.14	<b>0.01</b>	-0.07	<b>-0.01</b>	-2.21
55 - 64	-1.82	<b>0.01</b>	-0.05	<b>-0.01</b>	-1.87

Случай № 3 - отчита се само образованието	А ефект	В ефект	С ефект	Д ефект	Общ ефект (разлика в СППЖ в полза на Швеция)
27 - 34	-2.26	<b>0.45</b>	-0.09	<b>-0.45</b>	-2.35
35 - 44	-2.26	<b>-0.13</b>	-0.08	<b>0.13</b>	-2.34
45 - 54	-2.14	<b>-0.15</b>	-0.07	<b>0.15</b>	-2.21
55 - 64	-1.82	<b>0.02</b>	-0.05	<b>-0.02</b>	-1.87

<sup>10</sup> Декомпозиционният случай № 4 е описан в точка 4 и резултатите за него се съдържат в табл. 5.





Ефектите  $A_i$  и  $C_i$  (които НЕ отчитат различната степен на влияние съответно на факторите пол и образование върху двете съвкупности) приемат едни и същи стойности при всеки от случаите - означени с  $a_i$  и  $c_i$  в табл. 7. Според табл. 6 между декомпозиционните резултати от различните случаи съществува адитивност по отношение на ефектите  $B_i$  и  $D_i$ . По-точно, сумата от ефекта  $B_i$  от случай № 2 и ефекта  $B_i$  от случай № 3 за  $i$ -тата възрастова група е равна на ефекта  $B_i$  от случай № 1<sup>11</sup>.

Таблица 7 представлява обобщение на декомпозиционните резултати от четирите разгледани случаи. Освен адитивност по отношение на ефекта В, се наблюдава и аналогична адитивност при ефекта D, като индексът  $i$  се мени от 1 до 4 по възрастовите групи при всеки от случаите.

### 7. Обобщени декомпозиционни резултати за случаи № 1, № 2, № 3 и № 4 по възрастови групи

DEA	Декомпозиционни ефекти				Декомпозирана разлика
Случай №	$A_i$	$B_i$	$C_i$	$D_i$	
1	$a_i$	$b_i$	$c_i$	$d_i$	$t_{n+i} - t_i$
2	$a_i$	$b_i * \pi_i$	$c_i$	$d_i * \pi_i$	$t_{n+i} - t_i$
3	$a_i$	$b_i * (1 - \pi_i)$	$c_i$	$d_i * (1 - \pi_i)$	$t_{n+i} - t_i$
4	$a_i$	0	$c_i$	0	$t_{n+i} - t_i$

Като се има предвид как са дефинирани хипотетичните съвкупности, характеризиращи случаите № 1, № 2 и № 3, е възможна следната **интерпретация** на всеки от тях:

**Случай № 1** показва декомпозиционните ефекти при условие, че се отчита влиянието **и на двата фактора** пол и образование ( $I$  и  $J$ ) върху общия брой години живот.

**Случай № 2** показва декомпозиционните ефекти при условие, че се отчита влиянието **само на фактора пол** ( $I$ ) върху общия брой години живот, факторът образование ( $J$ ) е пренебрегнат.

<sup>11</sup> Теоретично в сумата от чистите ефекти може да се добави и случай № 4, но това не ни дава нищо ново, тъй като той се характеризира с нулеви ефекти  $B_i$  и  $D_i$ .

**Случай № 3** показва декомпозиционните ефекти при условие, че се отчита влиянието **само на фактора образование** ( $J$ ) върху общия брой години живот, факторът пол ( $I$ ) е пренебрегнат.

**В резултат на намерената адитивност между случаите и имайки предвид интерпретацията на случаите № 2 и № 3, може да се заключи, че числото  $\Pi_i \doteq \frac{\pi_i}{1 - \pi_i}$ , получено от табл. 7, оценява съотношението между чистите ефекти от факторите пол и образование за  $i$ -тата възрастова група.** Намерената числова характеристика  $\Pi_i$  притежава желаните свойства:

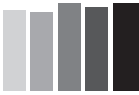
- Не зависи от предварително фиксирания параметър  $\kappa^{12}$ , който задава връзка между теглата на факторите пол и образование.
- Получава се в резултат на DEA декомпозицията.
- Осигурява сравнимост на резултатите между DEA декомпозицията и метода на Das Gupta.

### **7. Връзка между DEA декомпозицията и метода на Das Gupta**

Последното твърдение се нуждае от допълнително разяснение, което да покаже защо намерената числова характеристика  $\Pi_i$  осигурява връзка между двата метода. **Характеристиката  $\Pi_i$  е изведена в резултат на DEA декомпозицията** и приема стойностите  $\{0.12, -0.11, -0.6, 0.59\}$  съответно за възрастовите групи  $\{27 - 34, 35 - 44, 45 - 54, 55 - 64\}$  (вж. табл. 6). Това потвърждава второто от желаните три свойства. Данните на Евростат<sup>13</sup>, използвани за DEA декомпозицията, са използвани и за да се декомпозира разликата в СППЖ по метода на Das Gupta по същите фактори (пол и образование) и в рамките на същите възрастови групи. Резултатите по метода на Das Gupta са показани в табл. 1. **При използването на тези входни данни стойностите на  $\Pi_i$  по възрастови групи ще се запазят, каквато и стойност да изберем за параметъра  $\kappa$ , което верифицира първото свойство.**

<sup>12</sup> Каквото и да е фиксираното от изследователя ограничение, съотношението  $\Pi_i$  не променя стойността си за всяка от възрастовите групи.

<sup>13</sup> Методът на Das Gupta изисква данните на входа да бъдат агрегирани по начин, различен от този при DEA декомпозицията, но на практика началните данни, използвани при двата метода, са едни и същи. Малките разлики при разликите в СППЖ по възрастови групи между двата метода се дължат именно на различното агрегиране на входните данни.



Нека вземем сумата на чистите ефекти от факторите пол и образование, пресметнати по метода на Das Gupta (I effect + J effect), и я разпределим в намереното съотношение  $\Pi_i$ . Получените стойности са много близки до оригиналните стойности на чистия ефект от пола  $I$  и чистия ефект от образованието  $J$ , пресметнати по метода на Das Gupta.

### 8. Сравнение между чистите ефекти от факторите пол и образование по метода на Das Gupta и разпределението на сумата им в съотношение $\Pi_i$

Възрастови групи	Das Gupta (1978)		DEA декомпозиция	
	чист ефект от разпределението по пол	чист ефект от разпределението по степен на образование	сумата от ефектите на пола и образованието - $\pi_i$	сумата от ефектите на пола и образованието $(1 - \pi_i)$
27 - 34	0.0	-0.3	0.0	-0.2
35 - 44	0.0	-0.1	0.0	-0.1
45 - 54	0.0	-0.1	0.0	-0.1
55 - 64	0.0	0.0	0.0	0.0

Всичко това означава, че намерената характеристика  $\Pi_i$  може да се използва като оценка на съотношението между чистите ефекти, получени по метода на Das Gupta. С други думи,  $\Pi_i$  задава нетривиална и независима от ограниченията на анализа на обгръщането връзка между DEA декомпозицията и метода на Das Gupta (1978), което е основна цел на настоящото изследване и потвърждава последното трето свойство.

### 8. Предимства на анализа на обгръщането DEA

Тук са представени накратко основните предимства на анализа на обгръщането, изхождайки от неговите свойства.

**Първо** предимство на използвания анализ е, че може да работи с **всякакви хомогенни единици** (не само възрастово-полови групи). Това го прави мощен инструмент, адаптивен към много и разнообразни задачи. Освен това, DEA може да работи и с **повече от два ресурса**<sup>14</sup>, които в настоящия случай се явяват декомпозиционни фактори. Това разширява изследователските хоризонти и при наличие на необходимите данни допринася за вдълбочеността на проведения анализ.

<sup>14</sup> За да се осигури коректност на анализа, някои автори препоръчват съотношението между сумарния брой на ресурсите и продуктите и броя на единиците в анализа да се мени в определени граници, които варират при различните автори.

**Второ** предимство е фактът, че DEA позволява използването на ресурси и продукти в **различни мерни единици**. Следователно DEA декомпозицията е възможна, без ограничение от вида на мерните единици на факторите, което улеснява изследвателя и същевременно позволява да включим в анализа повече фактори. В резултат на това полето на приложение на метода се разширява и не на последно място се постига по-голямо разнообразие от получени резултати.

**Третото** предимство на предложения анализ има чисто технически характер и се отнася за начина на изчисление на решението на оптимизационната задача, което може да се осъществи с помощта на стандартно приложение към Excel, нар. Solver parameters, създадено за решение на линейни оптимизационни задачи, или чрез специална програма, нар. DEAFrontier, създадена от Joe Zhu<sup>15</sup>. Увеличаването на броя на изследваните фактори не оказва съществено влияние върху сложността и **скоростта на изчисление на търсените параметри** и при двете приложения.

## 9. Резултати и заключения

В заключение можем да обобщим получените резултати:

**Първо**, настоящото изследване верифицира използването на анализа на обгръщането DEA в ролята на декомпозиционна техника. Този резултат е принос сам по себе си, тъй като дава нестандартно приложение на DEA в областта на демографската статистика. Подробно описание на DEA декомпозицията може да се намери в статията на Брайнова (2012), където е изложена декомпозиция на СППЖ между мъжете и жените в България според факторите индекс на телесна маса и тютюнопушене по данни на Евростат за 2008 година.

**Второ**, конструирани са четири взаимноизключващи се случая на DEA декомпозиция, чиито резултати са адитивни помежду си. Два от тези случая се характеризират с чистото влияние само на един от факторите (при случай № 2 е изолиран факторът образование, а при случай № 3 - факторът пол). Изследването показва как съотношението на техните резултати  $P_i$  може да се използва като оценка на съотношението на чистите ефекти от метода на Das Gupta (1978). Важно е да се отбележи, че съотношението  $P_i$  е независимо от ограниченията на използвания

<sup>15</sup> Програмата DEAFrontier може да се инсталира върху платформата на Solver parameters и е безплатна при условие, че се използва за научни цели.



DEA модел и при разпределяне на сумата от чистите ефекти на Das Gupta в това съотношение, получените резултати са много близки до самите чисти ефекти на Das Gupta. По този начин намерената характеристика  $P_i$  задава търсената връзка между двата използвани подхода - анализа на обгръщането DEA и метода на Das Gupta (1978).

**Трето,** анализът на обгръщането допринася към декомпозицията и други нови числови характеристики в лицето на функцията на ефективност и оптималните тегла на ресурсите и продуктите за всяка единица (вж. табл. 3). Това обогатява възможностите за интерпретация на декомпозиционните резултати и не на последно място, разкрива нова методологическа гледна точка в областта на декомпозиционните техники.

**В заключение** анализът на обгръщането е гъвкав и мощен инструмент за анализ на разнообразна статистическа информация с множество различни приложения предимно от практически характер. Основният принос на настоящата статия е, че тя предлага ново приложение на този анализ, което в по-голямата си степен е методологическо. Така DEA е поставен в контекста на декомпозиционните техники, които само по себе си поставя началото на редица изследователски предизвикателства.

**ЦИТИРАНА ЛИТЕРАТУРА:**

**Брайнова, П.** (2012). Влиянието на индекса на телесната маса и тютюнопушенето върху разликата в средната продължителност на предстоящия живот, *Статистика*, кн. 1-2/2012, с. 67 - 89.

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

**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.

**Салчев П., П. Атанасов, Т. Димитрова-Савова, Х. Грива** (2012). Икономически анализ и оценка на ефективността на болничните услуги в България чрез DEA метода в периода 2010 - 2012 г., *Национален център по общественото здраве и анализи* (под печат в *Българско списание за общественото здраве*).

**Allen R., A. Athanassopoulos, R. G. Dyson, E. Thanassoulis** (1997). Weights Restrictions and Value Judgments in DEA: Evolution, Development and Future Directions. *Annals of Operations Research*; 73, pp. 13 - 34.

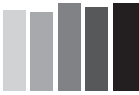
**Cook W. D., J. Zhu** (2008). *Data Envelopment Analysis, Modeling Operational Processes and Measuring Productivity*.

**Cooper W. W., L. M. Seiford, K. Tone** (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.

**Das Gupta, P.** (1993). *Standardization and Decomposition of Rates: A User's Manual*. Current Population Reports Series P-23, No. 186. U.S. Bureau of the Census, Washington, DC.

**Eurostat**, Database Population on 1 January by age, sex and educational attainment (ISCED 1997).



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

**Podinovski, V. V.** (2002). Weight restrictions and radical measures of efficiency, *Warwick Business School Research paper № 352*, University of Warwick, UK.

**Retherford R. D., L. J. Cho** (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.

**Thanassoulis, E.** (2001). *Introduction to the Theory and Application of Data Envelopment Analysis*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.

## ДЕКОМПОЗИЦИЯ РАЗНИЦЫ В СРЕДНЕЙ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТИ ПРЕДСТОЯЩЕЙ ЖИЗНИ С ПОМОЩЬЮ ОБОЛОЧЕЧНОГО АНАЛИЗА ДАННЫХ И СВЯЗИ С МЕТОДОМ DAS GUPTA (1978)

*Петя Брайнова\**

**РЕЗЮМЕ** Представлен так называемый „оболочечный анализ данных” - Data Envelopment Analysis (DEA), как прием декомпозиции и указана его связь с методом Das Gupta (1978). Метод Das Gupta декомпозирует разницу в средней продолжительности предстоящей жизни (СППЖ) между двумя совокупностями по нескольким факторам, при этом кроме чистых эффектов факторов, в формуле присутствует и остаточный эффект. Метод DEA декомпозирует разницу в СППЖ (общий эффект) по факторам с учетом или без учета их различной степени воздействия на СППЖ исследуемых совокупностей. В итоге этого, полученная декомпозиция не содержит чистых эффектов и зависит от предварительно фиксированного параметра, равного соотношению между весами факторов, что порождает проблему сопоставимости между DEA декомпозицией и методом Das Gupta. В настоящем исследовании предлагается методологическое решение этой проблемы посредством числовой характеристики, независимой от ограничений анализа.

---

\* Докторант на кафедре статистики и эконометрии, Университет национального и мирового хозяйства (УНМХ); e-mail: petia\_brainova@abv.bg.





## A DECOMPOSITION OF THE DIFFERENCE IN LIFE EXPECTANCY THROUGH DATA ENVELOPMENT ANALYSIS AND ITS RELATIONSHIP WITH THE METHOD OF DAS GUPTA (1978)

*Petya Braynova\**

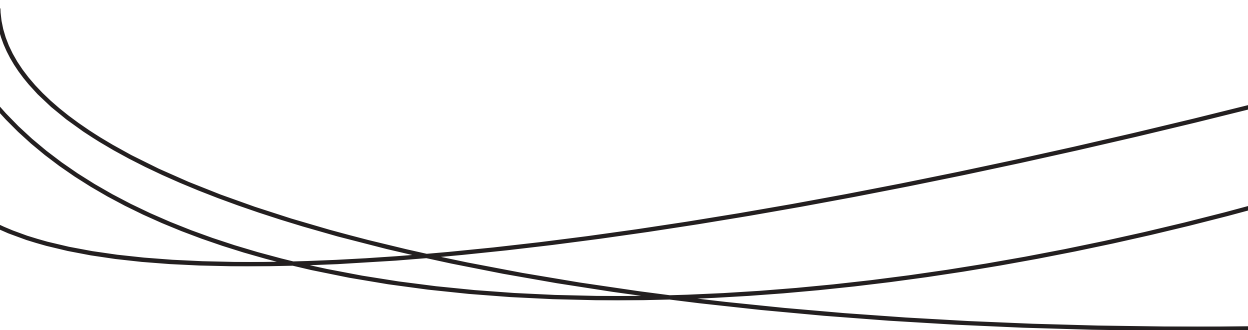
**SUMMARY** The current article presents a nonparametric method called Data Envelopment Analysis (DEA) in the role of a decomposition technique and shows its relationship with the classic method of Das Gupta (1978) for decomposition of the difference in life expectancy (LE) between two populations. According to the data, classified by two factors (I and J) Das Gupta's method decomposes the difference in LE as the sum of the net I-effect, the net J-effect and the residual effect. DEA decomposes the difference in LE (total effect) by both factors - I and J - with or without taking into account the different extent of influence they have over the LE of the explored populations. As a result, a decomposition formula is produced, none net effects are derived and also the results are dependent of a fixed parameter, which is a ratio of the factor weights. Hence, a problem concerning the comparability between DEA-decomposition technique and Das Gupta's method arises. The current article provides a methodological solution to this problem of the form of numerical characteristics independent of the limitations of the analysis.

---

\* A doctoral candidate at the "Statistics and Econometrics" Academic Department to the University of National and World Economy, Sofia; e-mail: [petya\\_brainova@abv.bg](mailto:petya_brainova@abv.bg).



**СТАТИСТИЧЕСКИ ИЗСЛЕДВАНИЯ  
И АНАЛИЗИ**







## РУСКАТА ИМИГРАЦИЯ В БЪЛГАРИЯ СПОРЕД ПРЕБРОЯВАНИЯТА НА НАСЕЛЕНИЕТО ПРЕЗ 1920 И 1926 ГОДИНА

*Пенка Пейковска\*, Нина Киселкова\*\**

През 20-те години на ХХ в. „...специфична украса на българската столица даваха руските бежанци, които нахлуха с хиляди в България от черноморското пристанище Одеса (главно през Истанбул) след разгрома на южноруския военен поход на барон Врангел. Естествено, България не беше достатъчно богата страна, за да издържа такава тълпа бежанци, и затова повечето от тях след няколко месеца или след година-две продължиха на Запад. Но все пак хиляди руснаци останаха и тъй като по-голямата част от тях принадлежаха към образованите, културните слоеве на обществото, оказаха съвсем специфично влияние върху всекидневния живот, придадоха му характерна окраска, бих казал - аромат...”<sup>1</sup>. Така описва в спомените си приема на руската белогвардейска емиграция в България отличният познавач на българските условия, унгарският дипломатически представител в София Шандор Киш-Немешкери<sup>2</sup>, който съвсем неслучайно има свое виждане по този въпрос. Именно с него през февруари - март 1922 г. преговаря началникът на елитния кадрови I армейски корпус генерал А. П. Кутепов<sup>3</sup>, опитвайки се да изясни въз-

\* Доц. д-р, Институт за исторически изследвания при БАН, София; e-mail: rykvska@abv.bg.

\*\* Главен експерт, Национален статистически институт; e-mail: nkisselkova@nsi.bg.

<sup>1</sup> Пейковска, П., Спомени на унгарския дипломат Шандор Киш-Немешкери за България и българите. - ИДА, кн. 66 (1993), с. 274.

<sup>2</sup> Шандор Киш-Немешкери (1884 - 1958) - дипломат от кариерата. В България е изпратен за пръв път през пролетта на 1912 г. като икономически експерт-кореспондент в София. Тази длъжност изпълнява до избухването на Първата световна война. През август 1917 г. за кратко време отново получава специална задача в България. От септември 1920 г. до май 1929 г. е дипломатически представител на Унгария в София; създава унгарската легация в София и установява първите дипломатически отношения между Унгария и България.

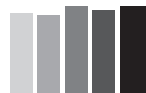
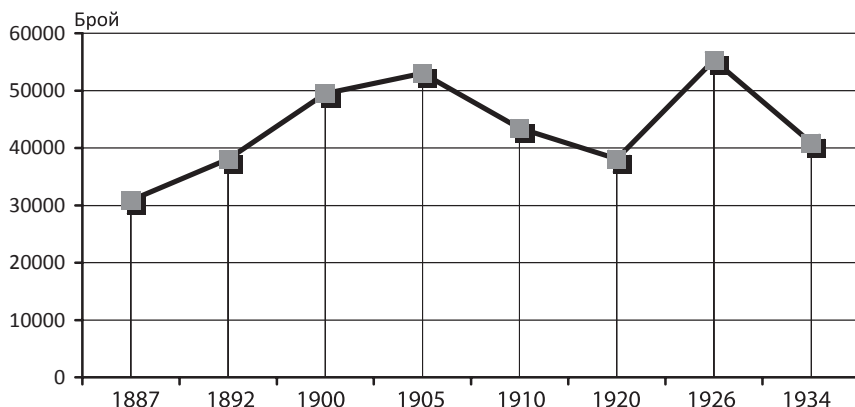
<sup>3</sup> Генерал Александър Павлович Кутепов пристига с войските си в България през ноември и декември 1921 г. от Галиполи. Вж.: Кюсева, Ц., България и руската емиграция, 20-те - 50-те години на ХХ в. С., 2002, с. 79.

можностите за съвместни действия с унгарското правителство на анти-болшевишка основа<sup>4</sup>.

По своята численост и историческа значимост руската емиграция в България през междувоенния период е съпоставима с „руското зарубежие“ в Париж, Прага, Белград, като руските емигранти у нас, както и тези в Белград, имат значителен принос в развитието на културата и науката на приемащата страна. През последните две десетилетия темата за руската емиграция в България е в ползрението на българските историци по различни причини: преосмисляне на написаното по проблематиката през епохата на социализма, необходимостта от изчистването на идеологическия поглед върху нея и от създаването на задълбочени разработки въз основа на български архивни материали. Това стана факт благодарение на няколко основополагащи съвместни инициативи на българските архивни и научни институции, които предизвикаха издирването на български архивни извори, съставянето и обнародването на документален каталог и библиография на наличната специализирана литература<sup>5</sup>.

<sup>4</sup> Поради укрепването на Съветска Русия през пролетта на 1922 г. Великите сили търсят сътрудничеството ѝ за икономическото възстановяване на Европа след войната и през април свикват международната Генуезка конференция. След потушаването на Кронщадския метеж и селското въстание (1921) руската емиграция очаква неуспеха на конференцията и счита, че неудачният изход от нея ще доведе до решаващи събития, включително въоръжен конфликт на Съветска Русия с Полша и Румъния. В унгарските архиви се съхраняват документи, свидетелстващи за предварителни преговори между ген. Кутепов и Немешкери в София. По-подробно вж.: Колонтари, А., Несостаявящаяся белая ось. К вопросу о возможностях сотрудничества русской эмиграции с Венгрией. - В: Российская белая эмиграция в Венгрии (1920 - 1940-е годы). Отв. ред. Стыкалин, А. С., Е. М. Варга, М., 2012, с. 59 - 62; Кьосева, Ц., цит. съч., с. 97.

<sup>5</sup> Бялата емиграция в България. Каталог (от изложба, проведена в София, 1996 г.). С.: ГУА-МС, 1996, с. 81; Бялата емиграция в България. Материали от науч. конф., София, 23 - 24 септ. 1999 г. Ред. кол. Г. Марков и др., С.: ИК Гутенберг, 2001, с. 456; Руска емиграция в България 1878 - 2006. Библиографски указател. Съст. Е. Денева, С. Рожков, С.: Народна библиотека „Св.св. Кирил и Методий“, Център по наукознание и история на науките на БАН, Руски академичен съюз в България, С., 2006, с. 112.

**Фиг. 1. Брой на чужденците в България<sup>6</sup>**

Настоящата разработка си поставя за цел да представи някои демографски аспекти по темата за руската емиграция в България като динамиката на руския емиграционен поток към страната ни, неговите изходни точки и етнически състав, религиозната принадлежност и вътрешната миграция на руското население у нас, структурата му по пол. Тези демографски процеси и явления са изследвани чрез количествен анализ на данните от преброяванията на населението в България през 1920 и 1926 година. Този вид статистически извор привлече вниманието ни не само защото досега не е представлявал интерес за изследователите на посочената проблематика, а и по други причини. От една страна, това е демографската значимост на руския имиграционен поток, който предизвиква качествена промяна в структурата на чуждото население в България през разглеждания период. А от друга страна, предизикателство е да анализираш такъв специфичен исторически извор, какъвто са преброяванията на населението, да извлечеш нова информация по вече

<sup>6</sup> Източници на статистическите данни, използвани за изработването на таблиците и графиките в настоящата разработка, са: Кратки резултати от преброяването на населението в Царство България на 31.12.1920 г. По околии, окръзи и общо за Царството, С., 1925, с. 174; Общи резултати от преброяването на населението в Царство България на 31.12.1920 г. по околии, окръзи и общо за Царството, кн. I, С., 1927, с. 126 - 129, 172, 171а, 172а, 174 - 176; Общи резултати от преброяването на населението в Царство България на 31.12.1926 г., кн. I, С., 1931, с. 16 - 17, 186 - 187, 190 - 193; Статистически годишник на Българското царство, С., 1919, с. 5, С., 1937, с. 26.

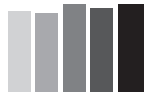
изследван исторически проблем чрез прилагането на демографски методи, като разкриеш демографските процеси в руската диаспора у нас.

По принцип чужденците в България по онова време са с малък относителен дял - около 1%. Но имайки предвид, че те са имигрирало население предимно в трудоспособна възраст, на него се гледа като на вливаща се свежа сила в човешкия ресурс на страната ни. При сравняването на данните от преброяванията през 1910 и 1920 г. се оказва, че след Балканските войни и Първата световна война населението на България се увеличава значително (с 509 458 души) въпреки загубата на 143 000 убити във военните действия и рязко увеличената смъртност на гражданското население през военните и първите следвоенни години. Нарастването се дължи до голяма степен на значителния приток на бежанци от Източна и Беломорска Тракия, Македония, Западните покрайнини и Добруджа - територии, загубени вследствие на неуспешните за България войни. Имигриралото тогава у нас население е над 200 000 души, в това число и около 20 000 руси, чиято емиграция е предизвикана в края на Първата световна война от обществено-политическите и икономическите промени в Русия след Октомврийската революция от 1917 г. - несъгласните с новите обществено-политически условия са принудени да напуснат родината си. Именно поради руския имиграционен поток чуждото население в България по своята численост достига връхната си точка за времето от създаването на Третата българска държава до Втората световна война през 1926 г. (фиг. 1)<sup>7</sup>. Същественото демографско присъствие на руската емиграция сред чуждото население у нас през междувоенния период коренно променя неговата структура. До войните от второто десетилетие на XX в. в нея по численост преобладават турските поданици, следвани от гръцките (фиг. 2)<sup>8</sup>, а руските граждани неизменно заемат петото място. Така например през 1910 г. руските поданици наброяват 1911 души и са 4% от чужденците в България. През междувоенния период това положение се променя в полза на руските

<sup>7</sup> Данните са от десетте преброявания на населението в България, извършени през този период; последното е осъществено през 1934 г.; без първото - от 1880 г., тъй като то се отнася само за Княжество България.

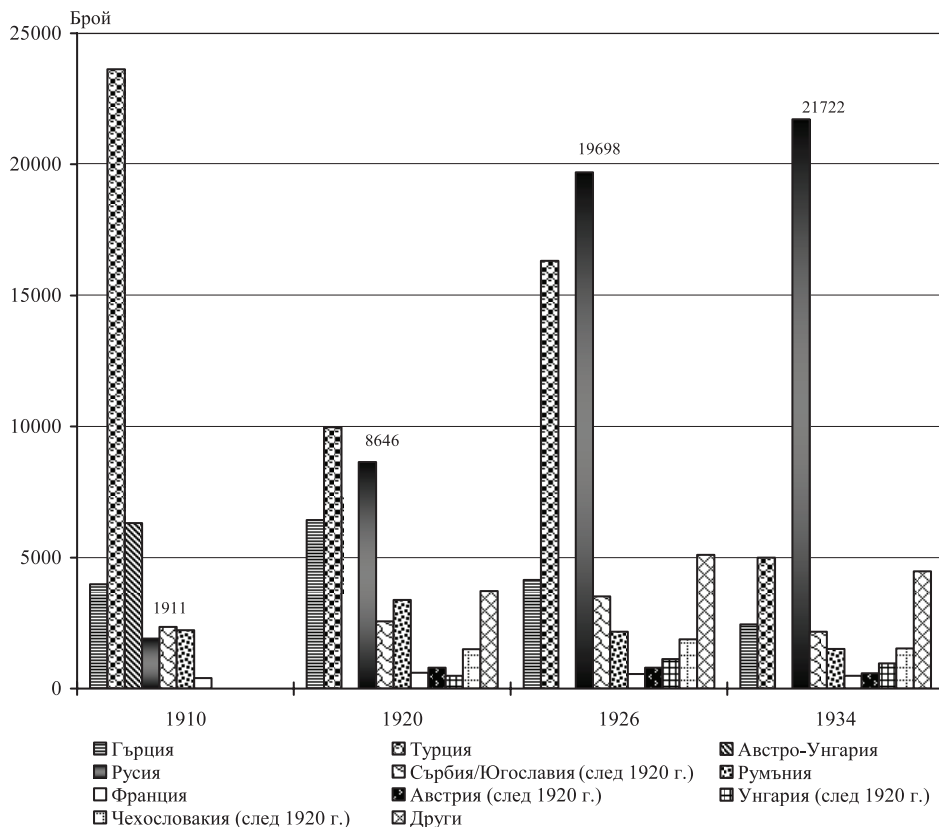
<sup>8</sup> Сред чужденците в България турските поданици са 26% през 1920 г. и 29.5% през 1926 г., а гръцките поданици са 17% през 1920 г. и 7.5% през 1926 година.





поданици. През 1920 г. те представляват 23% от чуждото население в България, а през 1926 г. поради нарастващия имиграционен поток от Русия те вече са 36%.

**Фиг. 2. Брой на чужденците в България по поданство**



Статистически сведения за руското присъствие у нас се съдържат и в други видове документи, произхождащи от фондовете на Министерството на външните работи и изповеданията, Министерството на търговията, промишлеността и труда, Дирекцията на труда и др., които са добре познати и използвани от историците. Данните от преброяванията на населението се отличават от споменатите други статистики най-напред по начина, по който те се формират - чрез обобщаването на стандартни, еднотипни сведения, попълнени индивидуално в еднакъв за всички анкетен лист, където всяко преброено лице самò е определило идентичността си по различни показатели - народност, матерен език и пр. В случая с

руската емиграция в България интересното е как се формира субективното мнение на анкетирания, особено по отношение на националността. Изследователите на проблематиката твърдят, че националните различия се „размиват” поради еднакво трудните за всички условия на живот и в името на оцеляването общата руска идея е изведена на преден план. В уставите на много емигрантски организации е казано „преди всичко съм руснак, а след това белорус, казак и т.н.”<sup>9</sup>.

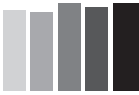
Анализираните преброявания на населението в България дават детайлна и задълбочена (а в някои случаи и съвсем нова) представа за демографския облик на руската общност у нас през 20-те години на XX в., който в други статистически извори е засегнат само повърхностно или пък изобщо липсва, особено по отношение на динамиката, изходните точки, етническия и конфесионалния състав на миграционния поток от Русия към България, вътрешните миграции на руското население в България, неговата структура по пол. Преброяванията от 1920 и 1926 г. са с единна методика за събиране на данните по интересующите ни демографски показатели (пол, поданство, народност, вероизповедние, матерен език, месторождение), която ги прави сравними и дава възможност да се проследят някои демографски процеси в диаспората.

Обнарудваните данни обаче се отнасят до наличното население в един точно определен темпорален момент, т.е. включват всички лица, които в критичния момент на преброяването (към 31 декември 1920 г., съответно 1926 г.) са се намирали в страната. В този смисъл преброяванията фиксират демографския профил на руската емиграция в България в самия край на 1920 и 1926 година. А до януари 1928 г., когато се допуска последната голяма група руски бежанци<sup>10</sup>, тя е много мобилна, тъй като емигрантите се надяват на скорошно завръщане в родината - налице са, особено в началото, буквално ежемесечни както имиграционни, така и реемиграционни процеси, вътрешна миграция в страната. Ето например как изглеждат първите емигрантски вълни към България: най-напред в средата на 1918 г. пристигат малък брой цивилни руски бежанци, бягащи от ужасите на Гражданската война<sup>11</sup>; в края на 1919 г. идват главно представители на по-богатите слоеве на руското общество; след разгрома на Деникиновата армия през 1920 г. наред с военните имигри-

<sup>9</sup> Кьосева, Ц., цит. съч., с. 166.

<sup>10</sup> Пак там, с. 91.

<sup>11</sup> Пак там, с. 12.



рат и много граждански бежанци; най-голямата бежанска вълна е през 1921 г. след разгрома на Врангеловата армия, но допълнително навлизат още бежанци през пролетта на 1922 година<sup>12</sup>. Хиляди са репатрирани от 1923 до 1925 година. Да добавим още и десетките случаи на нелегалната емиграция и имиграция с лодки по Черно море. Данните от преброяванията не отразяват тази интензивна динамика на миграционните процеси между двете преброявания, която може да бъде проследена по статистически данни от други източници. По сведенията от преброяванията динамиката може да бъде наблюдавана в по-големи темпорални отсечки - от преброяване до преброяване, като се отчитат разликите в количествените показатели за населението по руско поданство, матерен език руски или по руска народност.

С оглед на особеностите на преброяванията като източник на статистически данни в понятието „руска емиграция” влагаме следното съдържание:

- Веднъж я определяме по признак **поданство** - руси с руско поданство. Това е населението, емигрирало като руски поданици, и идващо главно от територията на Русия. Сред тях, макар и малцина, са емигрантите, пристигащи от други страни. Те включват население от различни народности с различен матерен език. С редки изключения в тях не влиза старата руска общност в България, която се е формирала преди войните, тъй като мнозинството от тях са български поданици. Те са потомците на казаците старообредци (религиозна военна общност), заселили се в българските земи в началото на XIX в. и живеещи в две компактни селища около Варна и Силистра, и ветераните от руската армия, останали в България след 1878 г., трудовата миграция от началото на XX век.<sup>13</sup>

- Втори път я определяме по признак **народност** - руси по народност. Те включват и руси с друго поданство, имигриращи в България не само от територията на Русия, но и от други страни, както и старата руска общност. В този случай най-тясното разбиране за руската общност дават сведенията по руска народност, съотнесени с руско поданство.

<sup>12</sup> Даскалов, Д., Бялата руска емиграция в България между двете световни войни. - Във: Военноисторически сборник, 1994, № 1, с. 57; пак там, Бялата емиграция в България. С., 1997, с. 24.

<sup>13</sup> Атанасова, Е., Руснаци. - В: Имиграцията в България. Съст. А. Кръстева. С., 2005, с. 120; Кьосева, Ц., цит. съч., с. 144.

• Трети път я определяме по признак **матерен език руски**, който специалистите по идентичностите засега считат за най-важния признак при определянето на етноса. Руският матерен език е широк параметър за дефиниране на идентичността, тъй като обхваща лица с различно поданство, народност, месторождение.

### Динамика на руската емиграция към България

Както вече споменахме, през 1910 г. руската общност в България не е голяма по своята численост. Тя е най-малка по поданство, а по другите два показателя - матерен език руски и руска народност - е с два пъти по-голяма численост - около 2 500 души, защото включва и приелите българско поданство, и притежаващите друго поданство (например австро-унгарско<sup>14</sup>). Новите имиграционни вълни се отразяват най-точно от статистическите данни по поданство - в случая руско. Още повече, че през първата половина на ХХ в. броят на придобилите българско гражданство руси не е голям (437 души от 1921 до 1926 г.), въпреки че България не създава пречки пред натурализацията на руските емигранти<sup>15</sup>.

### 1. Брой на населението в България по матерен език руски, руско поданство, руска народност и пол

Население по	1910			1920			1926		
	мъже	жени	общо	мъже	жени	общо	мъже	жени	общо
Матерен език руски	1305	1232	<b>2537</b>	6730	2517	<b>9247</b>	15079	4511	<b>19590</b>
Нарастване	x	x	<b>x</b>	5425	1285	<b>6710</b>	8349	1994	<b>10343</b>
Руско поданство	1009	902	<b>1911</b>	6459	2187	<b>8646</b>	14974	4724	<b>19698</b>
Нарастване	x	x	<b>x</b>	5450	1285	<b>6735</b>	8515	2537	<b>11052</b>
Руска народност	1278	1227	<b>2505</b>	6618	2462	<b>9080</b>	15120	4586	<b>19706</b>
Нарастване	x	x	<b>x</b>	5340	1235	<b>6575</b>	8502	2124	<b>10626</b>

<sup>14</sup> Според преброяването на населението в България от 1910 г. 23 души с австро-унгарско поданство са родени в Русия и 45 души от руска народност са родени в Австро-Унгария. Вж.: Общи резултати от преброяванията на населението в Царство България на 31.XII.1910 г., кн. I, С., 1923, с. 14, 15.

<sup>15</sup> Кьосева, Ц., цит. съч., с. 121, 201 - 202.



От 1910 до 1920 г. прирастът на руския имиграционен поток (според данните по руско поданство) е 352%, а от 1920 до 1926 г. - 128% (табл. 1). Неговата динамика може да бъде проследена и по статистическите данни от преброяванията по месторождение в България и чужбина в корелация с руско поданство и народност (табл. 2). През 1920 г. родените в България руси по поданство и народност са само 4%, останалите 96% са „пришълци”, което е знак за голяма руска външна миграция в посока към България. През 1926 г. почти двойно нараства относителният дял на родените в България руси - 7.9%, докато този на родените в чужбина намалява до 92% - явление, дължащо се на нарастването на раждаемостта вътре в руската диаспора у нас, разбира се, при продължаващ имиграционен процес.

Ако разгледаме данните за руското поданство във вариациите по пол (табл. 1), прави впечатление, че в руския емиграционен поток към България значително преобладават мъжете, жените са доста по-малко. Така е, защото по-мобилно е именно мъжкото население, жените мигрират рядко, освен ако не става дума за семейна миграция, и тази тенденция се засилва за времето между двете преброявания: през 1920 г. на 1 000 мъже се падат 339 жени, а през 1926 г. - още по-малко 315; (докато през 1910 г. сред уседналата руска общност, живееща в България отпреди войните, има сравнително равномерно разпределение между двата пола - по данните за руска народност на 1 000 мъже се падат 960 жени).

### **Изходни точки на руската емиграция към България**

Статистическите данни за разпределението на наличното население по месторождение в чужбина по руска народност и поданство дават възможност да се установят изходните точки на руската емиграция по държави. Използваните в преброяванията рубрики за изпращащите страни не отговарят изцяло на актуалната за тогавашния исторически момент политическа карта на Европа. Причините за несъответствията са различни: преброяванията обикновено се подготвят месеци по-рано, а политическата карта на Европа непосредствено след войната е много динамична поради оформянето на новите държавни граници. И не само това. Периодът от 1918 г., когато в България пристигат първите руски емигранти, до края на 1920 г., когато се осъществява преброяването у нас (а и в много други европейски страни) и се установява демограф-

ската ситуация след войната в рамките на новите държавни граници, за Русия е време на дълбока политическа криза и на разпадането ѝ на десетки отделни, номинално суверенни държавни образувания<sup>16</sup>. При тези обстоятелства в преброяването от края на 1920 г. основни изпращащи страни са „Европейска Русия” и отделно от нея - Украйна, Румъния, Полша и други. При преброяването от 1926 г. ситуацията със Съветска Русия е значително променена поради образуването на Съветския съюз<sup>17</sup> - най-общо казано, върху територията, която заема Руската империя до 1917 г., без Финландия, Полша<sup>18</sup> и Бесарабската губерния. Така при преброяването от 1926 г. към изпращащите страни са добавени „Азиатска Русия” и самостоятелно - Армения<sup>19</sup>.

Промените в държавните граници, настъпили вследствие на Първата световна война, предизвикват миграционни движения на засегнатото етническо население. Съседни на България държави, където многобройно българско етническо население остава извън пределите на

<sup>16</sup> Да вземем за пример Украйна - през 1917 и 1918 г. възникват няколко отделни украински държави - Украинска народна република, Хетманат, Западноукраинска народна република, Украинска съветска република.

В процеса на укрепване на своята власт болшевиките търсят практически полезни и юридически коректни форми за обединение на земите на бившата Руска империя. Работата по това обединение започва още по време на гражданската война, а след края ѝ става задача, по-важна дори от военните победи. Още по време на гражданската война се поставят основите на военно-политически съюз на съветските републики. С декрета от 1919 г. „За обединението на Съветските републики: Русия, Украйна, Латвия, Литва, Белорусия за борба със световния империализъм” те образуват обща военна, икономическа, финансова и железопътна организация, като се признава тяхната независимост и право на самоопределение. През 1920 г. в състава на Руската федерация влизат като съветски социалистически републики Украйна, Белорусия, Азербайджан, Армения и Грузия, като народни съветски републики - Бухара и Хорезм, осем автономни републики (Туркестан, Киргизия и др.), две автономни области.

<sup>17</sup> Още през март 1922 г. Грузия, Армения и Азербайджан образуват Закавказката социалистическа федерация на съветските републики. А на 30 декември 1922 г. Руската СФСР, Украинската ССР, Белоруската ССР и Закавказката СФСР подписват договора за създаването на Съветския съюз.

<sup>18</sup> През 1795 г. полските земи са поделени между Кралство Прусия, Руската империя и Австрия. Полша връща независимостта си през 1918 година.

<sup>19</sup> Армения между 1918 и 1920 г. е независима република; в края на 1920 г. обаче Турция завладява Западна Армения, а Червената армия навлиза в Източна Армения. Арменската съветска социалистическа република е образувана след разформироването на Закавказката СФСР на 5 декември 1936 година.



отечеството си и от които идва значителен миграционен поток - както руси, така и българи, в българските преброявания от 1920 и 1926 г. са представени по-детайлно - по географски райони, за да се наблюдават статистически и демографски преселническите движения на българско етническо население. Именно затова не е случайно, че Румъния фигурира с подрубриките „Бесарабия”, „Северна Добруджа”, „Южна Добруджа” и „Другаде”. След Октомврийската революция, в края на Първата световна война, част от тамошното руско население емигрира в България, а заедно с него, както ще видим по-нататък, се придвижват и местни българи. Благоприятна предпоставка за тази миграция е географската близост с България. Сред стимулиращите я фактори (push factors) са връзките на тогавашните български кабинети с южноруските правителства на генералите А. И. Деникин и П. Н. Врангел - за доставка на българско оръжие за техните армии, за формиране в България на бойни части от руски военнопленници, които да се изпратят в Южна Русия, за търговски обмен<sup>20</sup>.

Количествените параметри и в двете анализирани корелации - по месторождение с народност и по месторождение с поданство (табл. 2) - с малки изключения, за които ще стане дума по-нататък, не се различават съществено и разкриват едни и същи демографски тенденции. Ето как изглеждат те според наблюденията върху базата от данни по месторождение и народност. И от двете преброявания се вижда, че основният руски имиграционен поток идва откъм Европейска Русия (табл. 2): през 1920 г. той е 81.2%, а през 1926 г., макар по численост да се увеличава със 79%, относителният му дял спада до 69.4%, тъй като нарастват потоците от други изпращащи региони. Значително по-малки са относителните дялове на потоците от руси, които идват от Украйна и от Румъния (табл. 2): през 1920 г. от Украйна те са 9.6%, а от Румъния - 6%; под 1% са пристигащите от Полша, Азия и други. През 1926 г. обаче двойно се увеличава дялът на прииждащите откъм Украйна (той достига 19.8%). Прави впечатление относителният дял от 4.7% на руските емигранти от Азиатска Русия, макар тя да е по-слабо заселена от европейската ѝ част и този поток успява да измести от третото място потока, идващ откъм Румъния, както по численост, така и по относителен дял.

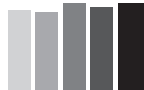
<sup>20</sup> Кьоцева, Ц., цит. съч., с. 28 - 29.

## 2. Брой и относителен дял на населението на България по месторождение в България и в чужбина, по руска народност и по руско поданство

Месторождение в:	Руска народност				Руско поданство			
	1920		1926		1920		1926	
	брой	%	брой	%	брой	%	брой	%
<b>България</b>	<b>395</b>	<b>4</b>	<b>1550</b>	<b>8</b>	<b>332</b>	<b>4</b>	<b>1819</b>	<b>9</b>
<b>Чужбина</b>	<b>8679</b>	<b>96</b>	<b>18156</b>	<b>92</b>	<b>8314</b>	<b>96</b>	<b>17879</b>	<b>91</b>
от тях, родени в:								
Румъния								
Бесарабия	143	27	181	33	148	63	170	61
Северна Добруджа	277	53	264	48	39	17	52	19
Южна Добруджа	56	11	46	10	26	11	15	5
Другаде в Румъния	48	9	62	9	21	9	43	15
<b>Общо</b>	<b>524</b>	<b>100</b>	<b>553</b>	<b>100</b>	<b>234</b>	<b>100</b>	<b>280</b>	<b>100</b>
Европейска Русия	7044	81.2	12596	69.4	6921	83.4	12417	69.4
Азиатска Русия			853	4.7			902	5.0
Украйна	831	9.6	3595	19.8	868	10.4	3512	19.7
Полша	69	0.8	255	1.4	68	0.8	247	1.4
Другаде в Европа, вкл. Балканите и								
Европейска Турция	126	1.4	263	1.4	148	1.8	382	2.2
Азия, вкл. Азиатска								
Турция	77	0.9	35	0.2	61	0.7	133	0.7
Другаде по света	8	0.1	6	0.0	7	0.1	6	0.0
<b>Общо родени в</b>								
<b>България и чужбина</b>	<b>9074</b>	<b>100</b>	<b>18156</b>	<b>100</b>	<b>8639</b>	<b>100</b>	<b>19698</b>	<b>100</b>
<b>Непоказани</b>	6		0		7		0	
<b>Общо</b>	<b>9080</b>		<b>19706</b>		<b>8646</b>		<b>19698</b>	

Данните за емигрантите с руска народност откъм Румъния, прецизирани по региони, показват, че най-голям е относителният дял на русите, пристигащи от Северна Добруджа, макар и той да намалява от 53% през 1920 г. до 48% през 1926 г. за сметка на увеличаването на руските емигранти от Бесарабия, които количествено са на второ място - съответно 27% през 1920 г. и 33% през 1926 година. В отличие от тях при статистическите сведения по месторождение в корелация с руско поданство се наблюдава най-голяма численост и относителен дял на мигрантите откъм Бесарабия (63% през 1920 г. и 61% през 1926 г.) - с тенденция





към намаляване. Така е, защото до 1917 г. Бесарабия е в границите на Руската империя, а през октомври 1918 г. (след кратък период на независимост) се присъединява към Румъния<sup>21</sup>. Руските поданици, идващи от Северна и Южна Добруджа, са със значително по-ниски количествени показатели (табл. 2).

Анализирайки етническия и националния състав на миграционните потоци от Румъния към България по изпращащи региони въз основа на данните по месторождение и народност, установяваме, че там доминирани са мигрантите българи и че всъщност русите мигрират заедно с тях. Най-голям и с тенденция към нарастване е относителният дял на русите по народност в миграционния поток откъм Бесарабия, където живеят десетки хиляди българи - потомци на преселници от XVIII - XIX в.<sup>22</sup>, мнозина от които се сражават в армията на ген. А. И. Деникин<sup>23</sup>. През 1920 г. той представлява 21% (при относителен дял на българите 67%), а през 1926 г. - съответно 26% (при относителен дял на българите 64%). Впрочем, присъединяването на Бесарабия към Румъния предизвиква миграция на руско и българско население в посока и към Русия<sup>24</sup>.

Относителният дял на русите в миграционния поток откъм Северна Добруджа, с която Румъния е компенсирана от Русия заради Южна Бесарабия чрез Берлинския договор (1878) и където преобладава българското етническо население, е значително по-малък, но също е с тенденция към нарастване. През 1920 г. този дял е 6% (при относителен дял на българите 74%), а през 1926 г. - съответно 7% (при относителен дял на българите 77%).

<sup>21</sup> Част от Бесарабия е в границите на Руската империя от началото на XIX в. (1812) и в административно отношение образува Бесарабската губерния. (Южна Бесарабия остава в Румъния.) А след Руско-турската война от 1877 - 1878 г. със заключителния й Берлински договор (1878) към Руската империя е присъединена и Южна Бесарабия.

<sup>22</sup> В Бесарабия българи се преселват от средата на XVIII в. нататък и особено по време на руско-турските войни от края на XVIII и началото на XIX в. - като форма на протест срещу османското владичество и също във връзка с колонизацията на Бесарабия. Според преброяването на населението в Руската империя от 1897 г. в Бесарабската губерния живеят 103 222 души по матерен език български (вж. Первая всеобщая перепись населения Российской империи 1897 г. Т. 3. Бессарабская губерния. СПб., 1905, с. 74 - 75).

<sup>23</sup> 100 офицери и 15 000 войници - бесарабски българи. Вж. Кьосева, Ц., цит. съч., с. 28 - 29.

<sup>24</sup> Около 300 000 руси, сред тях и много българи (вж. Демиденко, Л. А., Культура и быт болгарского населения в УССР. Киев, 1970, с. 4).

Незначителен и с тенденция към намаляване е относителният дял на русите в емиграцията от Южна Добруджа, която е откъсната от България, за да бъде дадена на Румъния вследствие на Балканските войни с Букурещкия мирен договор (28.07.1913 г.). Делът на русите през 1920 г. е 0.4% (при относителен дял на българите 75.5%), а през 1926 г. - 0.2% (при относителен дял на българите 78%).

### **Етнически състав на миграционния поток от Русия към България**

Миграционният поток от многонационалните руски и съветски държавни обединения към България през 20-те години на XX в. не е моноетничен. Той включва мигранти от различни етнически и национални общности<sup>25</sup>. По данните от преброяванията на населението в България съставът му може да се определи от корелацията население в България по месторождение в Русия и по народност (табл. 3). В основния миграционен поток - от Европейска Русия към България преобладават русите (по народност), чиято численост нараства със 79%, а относителният им дял - от 81% през 1920 г. до 88.6% през 1926 година. Но в него влизат и други, макар и значително по-малобройни етнически групи. Българите заемат второ място след русите с относителен дял от 10.5% през 1920 г., които впоследствие намаляват и по брой, и по относителен дял до 4.3%, но запазват втората си позиция. Неотменен, трети по ред елемент от този миграционен поток са евреите, макар и намаляващи по численост и относителен дял (2.3% - 1920 г., 1.3% - 1926 г.). Останалите етнически групи (татари, арменци, турци, гърци) са под 1%. През 1920 г. вътре в потока се отличават още татарите, които тогава са 1.7%.

Във вариациите по пол на споменатите етнически и национални групи в имиграционния поток откъм Европейска Русия, за разлика от русите, където мъжете надхвърлят 3 - 4 пъти числеността на жените (те са 77% през 1920 г. и 81% през 1926 г.), при българите и евреите съотношението между мъжете и жените е почти изравнено с малък превес на мъжете, от което може да се направи заключение, че в случая става дума за семейна емиграция.

<sup>25</sup> Вж. също: Атанасова, Е., цит. съч., с. 120.



### 3. Брой и относителен дял на населението в България по месторождение в чужбина - Русия, и по народност

Месторождение	1920		1926	
	брой	%	брой	%
<b>Европейска Русия</b>				
Българи	913	10.5	615	4.3
Руси	7044	81.0	12596	88.6
Други славяни	56	0.6	124	1.0
Татари	152	1.7	91	0.6
Евреи	203	2.3	166	1.2
Арменци	38	0.4	122	0.8
Други неславяни	304	3.5	500	3.5
<b>Общо</b>	<b>8710</b>	<b>100</b>	<b>14214</b>	<b>100</b>
<b>Азиатска Русия</b>				
Българи			82	7.6
Руси			853	79.2
Арменци			72	6.7
Други славяни			6	0.5
Други неславяни			65	6.0
<b>Общо</b>			<b>1078</b>	<b>100</b>
<b>Украйна</b>				
Българи	122	10.0	336	7.7
Руси	831	68.3	3595	82.5
Евреи	124	10.2	224	5.1
Други славяни	75	6.2	92	2.1
Други неславяни	65	5.3	108	2.6
<b>Общо</b>	<b>1217</b>	<b>100</b>	<b>4355</b>	<b>100</b>

От Азиатска Русия към България също се насочват предимно руси - през 1926 г. те са 79% (табл. 3). Следват българите със 7.6%, макар общият им брой в Азиатска Русия да не е голям. Трети по относителен дял са арменците - с 6.7%, който обаче е незначителен в сравнение с този на арменците от Азиатска Турция, предизвикан от насилията на турските власти върху арменското население<sup>26</sup>.

Миграционният поток от Украйна към България има същата етническа структура като миграционните потоци откъм Европейска и Азиатска Русия. Преобладащи в него са русите - 68% през 1920 г. и 82.5% през 1926 г., следват българите - 10% през 1920 г. и 8% през 1926 г., евреите -

<sup>26</sup> През 1915 - 1922 г. са унищожени около 1.5 млн. арменско население. Близко 22 000 арменци намират спасение в България.

10% през 1920 г. и 5% през 1926 година. Всички се увеличават по брой, но тъй като при русите има огромно числено нарастване от 532%, то при останалите относителните дялове намаляват - въпреки известното числено нарастване.

Допълнителна картина на народностното многообразие в имиграционния поток откъм Съветска Русия предоставят данните за различните народности в наличното население на България. Българските преброявания дават количествени параметри само за някои от тях - предимно калмици<sup>27</sup> и украинци, малко грузинци и единици кабардинци и осетинци (табл. 4); те не съдържат самостоятелна рубрика за казаците, пристигнали с Врангеловата армия.

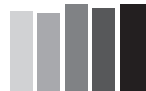
#### 4. Брой на някои „инородци” в наличното население на България по народност

Народност	1920	1926
Грузинци	4	35
Кабардинци	х	4
Калмици	55	258
Осетинци	1	3
Украинци	97	162

Според преброяванията на населението в България през 1920 и 1926 г. числеността на украинците по народност (табл. 4), по матерен език (80 души през 1920 г. и 103 души през 1926 г.) и по поданство (67 души през 1920 г. и 60 души през 1926 г.) е минимална. Отбелязваме това, тъй като посочените данни противоречат на възприетите становища, че украинското присъствие в миграционния поток от Съветска Русия към България е преобладаващо - заедно с руското, второ по значимост след руското или пък просто характерно, а украинската емиграция се разглежда като част от белогвардейската. Някои изследователи изтъкват, че тя се отличава заради използването на термина „украински”, когато назовава своите организации<sup>28</sup>.

<sup>27</sup> В преброяванията фигурират като „калмуци”.

<sup>28</sup> Къосева, Ц., цит. съч., с. 2.



## Вероизповедание на руската емиграция в България

Следвайки обичайната международна практика, българските преброявания от 1920 и 1926 г. отразяват религиозната принадлежност, включително тази на русите, в корелация с матерния език (табл. 5).

При наблюдението на тези данни прави впечатление, че за разлика от други страни (като Унгария<sup>29</sup> например) русите в България са в преобладаващата си част източноправославни (97%). Другите вероизповедания, формиращи конфесионалната структура на руската емиграция в България - католици, протестанти, армено-григориани, мохамедани, израилтяни - са под 1%; (изключение правят израилтяните, които през 1920 г. надвишават 1%). Сред тях малко по-високи са относителните дялове на израилтяните и католиците, за което - както се вижда от табл. 5 - определящи са жените: през 1920 г. във вариацията на израилтяните те са около 2%, а на католиците - надхвърлят 1%, за да достигнат 1.5% през 1926 година.

Дали вероизповеданието е фактор при избора на страната, към която руските емигранти се насочват, би могло да бъде тема на по-задълбочен сравнителен анализ.

### 5. Относителен дял на наличното население в България по матерен език руски и вероизповедание

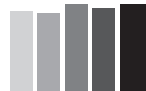
Вероизповедание	1920			1926		
	мъже	жени	общо	мъже	жени	общо
Източноправославни	97.56	95.79	97.08	97.89	95.32	97.30
Католици	0.64	1.11	0.77	0.52	1.46	0.74
Протестанти	0.52	0.75	0.58	0.36	0.64	0.43
Армено-григориани	0.03	0.04	0.03	0.15	0.09	0.13
Мохамедани	0.24	0.0	0.17	0.05	0.04	0.05
Израилтяни	0.86	2.26	1.24	0.50	1.82	0.80
Други и непоказани	0.15	0.04	0.12	0.53	0.62	0.55
<b>Общо</b>	<b>100.00</b>	<b>100.00</b>	<b>100.00</b>	<b>100.00</b>	<b>100.00</b>	<b>100.00</b>

<sup>29</sup> В конфесионалната структура на руската емиграция в Унгария източноправославните са 48.6%; доста висок е процентът на католиците от източния (29%) и западния обред (11%), на израилтяните (6.7%); реформатите и евангелистите августинци са по 2%. (MOL/Унгарски държавен архив, KSH-XXXII-23-h). Вж. също: Стыкалин А. С., Российская белая эмиграция в межвоенной Венгрии. Проблемы изучения. - В: Российская белая эмиграция в Венгрии (1920 - 1940-е годы). Отв. ред. Стыкалин, А. С., Е. М. Варга. М.: Пробел-2000, 2012, с. 19.

### **Вътрешна миграция на руското население в България**

Вътрешната миграция на руското население в България проследяваме по данните за русите по народност, родени в България - „в населеното място, където са преброени”, „в друго населено място на същата околия”, „в друга околия на същия окръг” и „в друг окръг” на България. Те отразяват демографското състояние главно на старата руска общност отпреди войните, макар и с известна условност, защото родените в България представляват само част от старата руска общност - второ, трето поколение. През 1920 г. те са 4%, а през 1926 г. - 8% (табл. 2), като се увеличава не само относителният им дял, но и числеността им, което показва, че в нея влизат и новородени от новодошлите.

Какви са характеристиките на русите във вариацията по признак „месторождение” в България, които отличават старите имигранти от новите (табл. 6)? Първо, броят на жените и мъжете е почти изравнен. През 1926 г. броят на жените дори надхвърля броя на мъжете, което е характерно за уседналото население, а не за мигриращото. Второ, през 1920 г. преобладаващата част от тях живеят в селата и само 43% обитават градовете, докато през 1926 г. положението е коренно променено - повечето (64%) живеят в градовете. Вижда се, че старата руска общност не е много подвижна: преобладаващата част от нейните членове са родени в населеното място, където са преброени - 74% през 1920 г. и 67% през 1926 година. Но е налице тенденция към засилване на мобилността им, тъй като се увеличава относителният дял на мигриращите към друг окръг и към друга околия на същия окръг и намалява относителният дял на родените в същото населено място, където те са преброени. В сравнение с местното, уседнало българско население руските емигранти показват по-голяма мобилност (табл. 6).



## 6. Брой на наличното население в България по руска народност и месторождение в България

Руси по народност, родени в България	1920		1926		1920		1926	
	брой	%	брой	%	българи - брой	%		
В населеното място, където са преброени	292	74	1043	67	83		80	
В друго населено място на същата околия	25	6	77	5	7		8	
В друга околия на същия окръг	9	2	133	9	4		5	
В друг окръг на царството	69	18	297	19	6		7	
<b>Общо</b>	<b>395</b>	<b>100</b>	<b>1550</b>	<b>100</b>	<b>100</b>		<b>100</b>	

За да опишем основните тенденции във вътрешната миграция на новата руска общност в България и нейното териториално разпределение, използваме статистическите сведения за „поданиците на Русия” у нас по окръзи (табл. 7). През 1920 г. от петнайсетте окръга според тогавашното административно деление на страната руски поданици се срещат в дванайсет. Те са съсредоточени в Бургаски и Варненски окръг, защото бежанците са извозвани от Истанбул до пристанищата в Бургас и Варна; репатриранията също се извършват оттам; именно там за тях са създадени и санитарни пунктове. Във вътрешността на страната руските поданици преобладават в Софийски окръг. В количествено отношение руският миграционен поток изглежда значително по-голям в посока към Южна България - 63%. Но това е така, защото той се определя от високите показатели за окръзите Бургас (32.4%) и София (22%), където има голямо струпване на руски бежанци; в Пловдивски окръг те са 4%, в Старозагорски - 3%, като изобщо нямат присъствие в три от окръзите. В Северна България, като изключим Варненски окръг, по-осезаемо руско присъствие има в Гърновски (4.8%), Плевенски (3%) и Русенски окръг (2.6%). По отношение на Северна и Южна България картината се запазва и през 1926 година. Но руското присъствие вече е забележимо във всички окръзи на страната. То е под 1% само на юг - в окръзите Мъстанли (днес Момчилград) и Пашмакли (днес Смолян).

## 7. Брой и относителен дял на чужденците в България по руско поданство

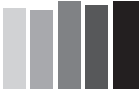
Окръг	1920		1926	
	брой	%	брой	%
Бургас	2766	32.4	1876	9.5
Варна	1867	21.6	1707	8.7
Видин	119	1.4	572	2.9
Враца	88	1.0	670	3.4
Кюстендил	160	1.8	580	2.9
Мъстанли (днес Момчилград)	1	0.0	54	0.3
Пашмакли (днес Смолян)	0	0.0	39	0.2
Петрич	4	0.0	258	1.3
Пловдив	345	4.0	2039	10.4
Плевен	280	3.0	701	3.6
Русе	227	2.6	641	3.2
София	1901	22.0	6267	31.8
Стара Загора	269	3.0	1022	5.2
Търново	414	4.8	1931	9.8
Хасково (нов окръг от 1926 г.)	-	-	628	3.2
Шумен	205	2.4	713	3.6
<b>Общо</b>	<b>8646</b>	<b>100</b>	<b>19698</b>	<b>100</b>

„Поданиците на Украйна” са взети под внимание в отделна рубрика и в двете преброявания. Те са малко на брой и са концентрирани в Софийски окръг - 78% през 1920 г., а през 1926 г. - 60%, като останалите са в окръзите Варна и Бургас - местата на тяхното пристигане.

Териториалното разпределение на руската емиграция в България „в дълбочина” - на околийско и селищно равнище - може да бъде проследено въз основа на статистическите сведения по матерен език руски. Преди да пристъпим към обобщаване на основните тенденции по този показател, ще отбележим, че данните не дават възможност да се разграничи старата от новата руска общност, но тъй като по числеността си новата е силно доминираща, считаме, че именно тя е и определяща.

В преброяванията базите от данни по този показател са групирани по: първо, околии и окръжни градове (последните отговарят на рубрика „градска”); второ, само за градовете с население над 10 000 души; и





трето, обобщаващо за градовете и селата в подрубрики „за градското население изобщо”, „за населението в градовете до 10 000 души”, „за населението в градовете с 10 000 и повече души”, „за селското население изобщо” (табл. 8).

Сведенията относно първите две групи са представени в табл. 8. В нея са взети под внимание околиците и градовете (вкл. окръжните) с население от 10 000 и повече души, където относителният дял на населението с матерен език руски надхвърля 1% от цялата руска общност по този показател, а това представлява около 90% от нея на околийско равнище (за околиците с относителен дял над 1%). През 1920 г. в споменатата вариация ги откриваме в 10 околии и 8 окръжни града, а през 1926 г. - в 23 околии и 11 окръжни града, като в околиците Сливенска, Ямболска, Габровска и Свищовска количествените показатели се формират в преобладаващата си част под влияние на данните за съответните околийски градове.

Териториалното разпределение на населението по матерен език руски по околии през 1920 г. разкрива неговата силна концентрация, т.е. формират се малко на брой общности с висок относителен дял: най-големите в околиците София градска (респ. град) - 18.3%, Варна градска (респ. град) - 17.0%, Анхиало - 13.4%, Бургас селска - 13.9%, Бургас градска (респ. град) - 2.5%, и Варна селска - 3.2%, в останалите околии са 1% и малко над него. Причината за това явление е, че първите вълни от руски емигранти, пристигнали в България от 1918 до края на 1920 г., нямат възможност за свободно придвижване из страната. Според българските закони след настаняването си в България те получават издадени от Министерството на вътрешните работи и народното здраве разрешителни за престой само в рамките на едно определено населено място. Промяната на местожителството става с позволение на Дирекцията на полицията. Когато лицата желаят да посетят временно друго населено място, се изисква разрешение<sup>30</sup>. Освен това София, Варна и Анхиало са сред основните санитарни пунктове, където най-напред са настанявани болните и ранените.

<sup>30</sup> Къосева, Ц., цит. съч., с. 52.

**8. Брой и относителен дял на населението в България по матерен език руски по околии и в градовете с население от 10 000 и повече души, където относителният дял на населението с матерен език руски надхвърля 1% от цялата руска диаспора**

Околии	1920		1926	
	брой	%	брой	%
Анхиало (окр. Бургас)	1236	13.4	0	0.0
Бургас градска (окр. Бургас)	228	2.5	504	2.6
Бургас селска (окр. Бургас)	1284	13.9	385	2.0
Сливен (окр. Бургас)	0	0.0	295	1.5
гр. Сливен	0	0.0	241	-
Ямбол (окр. Бургас)	0	0.0	261	1.3
гр. Ямбол	0	0.0	191	-
Варна градска (окр. Варна)	1571	17.0	1434	7.3
Варна селска (окр. Варна)	301	3.2	281	1.4
Провадия (окр. Варна)	226	2.4	-	-
Видин селска (окр. Видин)	0	0.0	202	1.0
Лом (окр. Видин)	0	0.0	213	1.1
Враца селска (окр. Враца)	0	0.0	275	1.4
Оряхово (окр. Враца)	0	0.0	236	1.2
Кюстендил (окр. Кюстендил)	0	0.0	-	-
Дупница (окр. Кюстендил)	0	0.0	437	2.2
Петрич (окр. Петрич)	0	0.0	-	-
Пловдив градска (окр. Пловдив)	178	1.9	760	3.9
Пловдив селска (окр. Пловдив)	0	0.0	218	1.1
Пазарджик (окр. Пловдив)	0	0.0	211	1.1
Пещера (окр. Пловдив)	0	0.0	374	1.9
Станимака (окр. Пловдив)	0	0.0	205	1.4
Плевен градска (окр. Плевен)	0	0.0	221	1.1
Плевен селска (окр. Плевен)	240	2.6	327	1.7
Русе градска (окр. Русе)	222	2.4	492	2.5
София градска	1691	18.3	4189	21.4
София селска	292	3.2	1656	8.4
Стара Загора градска (окр. Стара Загора)	0	0.0	304	1.5
Стара Загора селска (окр. Стара Загора)	0	0.0	411	2.1
Казанлък (окр. Стара Загора)	0	0.0	345	1.8
Търново градска (окр. Търново)	135	1.5	233	1.2
Търново селска (окр. Търново)	177	1.9	551	2.8
Габрово (окр. Търново)	0	0.0	282	1.4
гр. Габрово	0	0.0	188	-
Горна Оряховица (окр. Търново)	120	1.3	370	1.9



**8. Брой и относителен дял на населението в България по матерен език руски по околии и в градовете с население от 10 000 и повече души, където относителният дял на населението с матерен език руски надхвърля 1% от цялата руска диаспора**

(Продължение и край)

Околии	1920		1926	
	брой	%	брой	%
Дряново (окр. Търново)	-	-	249	1.3
Свищов (окр. Търново)	125	1.3	304	1.5
гр. Свищов	96	-	196	-
Хасково градска (окр. Хасково)	-	-	336	1.7
Шумен градска (окр. Шумен)	114	1.2	483	2.5
Шумен селска (окр. Шумен)	169	1.8	533	2.7
<b>Общо</b>	<b>9247</b>	<b>89.8</b>	<b>19590</b>	<b>89.9</b>

В табл. 8 с тире (-) са обозначени стойностите под 1%.

През периода до 1926 г. столицата София продължава да бъде главна притегателна точка на руската емиграция в България - там се струпват 21.4% от нея и още 8.4% в Софийска околия. Като втори и трети по значимост център на руската емиграция се формират околията Варна (7.3%, макар там броят им да намалява) и Пловдив градска (3.9%). В Бургаско се наблюдава движение на руската емиграция от околните селски райони в посока към окръжния град - числеността им се стопява в околия Бургас селска при нарастване на градската диаспора. През 1926 г. териториалното разпределение на русите в България на околийско равнище се характеризира с по-голяма разсеяност и маркира множество нови дестинации на вътрешната им миграция: по 2 - 3% руси се срещат в околията Русе (2.5%), Стара Загора селска, Търново селска, Шумен градска и селска, Горна Оряховица и 1% и повече в още 19 околии. Вътрешната миграция на руското население в България е предопределена от спешните мерки, предприети още в началото на 1920 г. от българското земеделско правителство с цел да се преодолее огромното струпване на бежанци в крайморските райони и започналото впоследствие тяхно разместване във вътрешността на страната. На русите в добро здравословно състояние най-напред е предложено да се разселят в организирани групи в Търновски, Плевенски и Шуменски окръг<sup>31</sup>. Но

<sup>31</sup> Пак там, с. 47 - 48.

нормални условия за разселването на русите се създават едва след приключването на транспортната стачка в началото на април 1920 година. Българските власти разрешават на тези, които разполагат със средства за издръжка, да останат в градовете, а останалите - да се изселят в селата и да започнат да се занимават със селскостопанска работа<sup>32</sup>. Всъщност мобилността на руската емиграция във вътрешността на страната е пряко свързана с възможностите за изкарване на прехрана и така да се намали броят на онези, за които се грижат благотворителните организации. По отношение на предоставянето на такива възможности за работа на руските емигранти българските власти водят преференциална политика - отчасти заради задълженията си към Обществото на народите, отчасти защото се надяват така да издействат придобивки и за бежанците от Македония, Тракия и Западните покрайнини<sup>33</sup>. Те вземат решения руски специалисти да бъдат приемани на работа в България още през ноември и декември 1920 г., а и през цялата 1921 година<sup>34</sup>. Полицейският контрол върху тях се променя в по-благоприятна светлина: от началото на 1921 г. на окръжните управители се дава правото да разрешават на русите, които по свой личен почин са си намерили работа в други градове, да променят свободно местожителството си, след като представят удостоверение от представителя на Руския червен кръст<sup>35</sup>.

## 9. Брой и относителен дял на населението в България по матерен език руски

Матерен език руски	1920		1926	
	брой	%	брой	%
<b>За градското население изобщо</b>	<b>7306</b>	<b>79.0</b>	<b>12449</b>	<b>63.5</b>
За населението в градовете до 10 000 души	2578	35.3	1595	12.8
За населението в градовете с 10 000 и повече души	4728	64.7	10854	87.2
<b>За селското население изобщо</b>	<b>1941</b>	<b>21.0</b>	<b>7141</b>	<b>36.5</b>
<b>За цялото население</b>	<b>9247</b>	<b>100</b>	<b>19590</b>	<b>100</b>

<sup>32</sup> Пак там, с. 50.

<sup>33</sup> Пак там, с. 244.

<sup>34</sup> Пак там, с. 70.

<sup>35</sup> Пак там, с. 52.



Хоризонталната мобилност на руската емиграция в посока градове - села (табл. 9) за периода от 1920 до 1926 г. установяваме по статистическите сведения за населението с матерен език руски в корелациите за „градско и селско население изобщо”. Относителният дял на руските емигранти намалява в градовете от 79% (1920 г.) до 63.5% (1926 г.) и се увеличава в селата от 21.0% (1920 г.) до 36.5% (1926 г.). Следователно най-общата тенденция на вътрешната им миграция в началния период от пребиваването им в България е към градовете. В процеса на разселването им из страната се засилва движението им към селата - въпреки че един от най-трудните проблеми по предоставянето на работа за руските бежанци е осигуряването на земя, с помощта на която те да могат да се издържат. В страната няма свободни необработваеми държавни земи, а и съгласно Търновската конституция властта няма право еднолично да дава земя на чужденци. В отделни случаи руските бежанци, и то главно инвалиди, получават земя от общинските ръководства по места с цел да си построят малки помещения за търговия<sup>36</sup>.

Вътрешната миграция на русите на равнище град може да бъде прецизирана по статистическите данни вътре, в рамките на вариацията „за градското население изобщо”, по показатели за големите градове (с население 10 000 и повече души) и за малките градове (с население до 10 000 души). При сравняването на относителните дялове на тяхното население по матерен език руски установяваме (табл. 9), че руското присъствие в малките градове намалява от около 35.3 до 12.8%, докато в същото време в големите градски центрове то се увеличава от 21.0 до 36.5%, т.е. през първата половина на 20-те години на XX в. руската емиграция в България показва предпочитание към големите градски центрове, които предлагат повече възможности за намиране на подходяща работа.

<sup>36</sup> Пак там, с. 55 - 56.

## Заклучение

Статистическите сведения от преброяванията на населението в България от 1920 и 1926 г. очертават демографския профил на руската емиграция в България (в това число изходните точки, динамиката и етническият състав на руския имиграционен поток, вътрешната миграция на руското население у нас и всички тези елементи на историко-демографската им характеристика във вариациите по пол) в два конкретни исторически момента при наличието на интензивни миграционни движения.

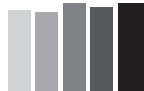
Разликите в количествените показатели по матерен език, поданство и народност за 1920 и 1926 г. „описват“ основните тенденции в мобилността на руската емиграция в България. Главният ѝ миграционен поток идва откъм Европейска Русия, следва този от Украйна (която в преброяванията фигурира отделно) и от Румъния (главно от Северна Добруджа и Бесарабия).

В етническият и националният състав преобладават русите, но са налице и други малобройни етнически групи (българи, евреи, татари, арменци, калмици).

В конфесионалната структура на руската емиграция в България преобладават източноправославните; другите вероизповедания - католици, протестанти, армено-григориани, мохамедани, израилтяни - са представени с минимални относителни дялове.

Вътрешната мобилност на руската емиграция в България е в посока от черноморското крайбрежие към вътрешността на страната (с главна притегателна точка столицата София и Софийска област, но също Пловдивско, Старозагорско, Търновско, Шуменско, Плевенско) и в частност към големите градски центрове, макар около една трета от тях да се насочва и към селата.

Структурата по пол на старата руска общност отпреди войните се характеризира с равновесие между двата пола, характерно за уседналите общности. В новата руска емиграция значително преобладават мъжете.

**ЦИТИРАНА ЛИТЕРАТУРА:**

**Атанасова, Е.** (2005). Руснаци. - В: Имиграцията в България. Съст. А. Кръстева. С.: IMIR, с. 119 - 146.

**Бялата емиграция в България.** Каталог (от изложба, проведена в София, 1996 г.). С.: ГУА-МС, 1996, с. 81.

**Бялата емиграция в България.** Материали от науч. конф., София, 23 - 24 септ. 1999 г. Ред. кол. Г. Марков и др. С.: ИК Гутенберг, 2001, с. 456.

**Даскалов, Д.** (1994). Бялата руска емиграция в България между двете световни войни. - Във: Военноисторически сборник, № 1, с. 56 - 77.

**Даскалов, Д.** (1997). Бялата емиграция в България. С.: Унив. изд. „Св. Кл. Охридски”, с. 187.

**Демиденко, Л. А.** (1970). Культура и быт болгарского населения в УССР. Киев.

**Колонтари, А.** Несостаявшаяся белая ось. К вопросу о возможностях сотрудничества русской эмиграций с Венгрией. - В: Российская белая эмиграция в Венгрии (1920 - 1940-е годы). Отв. ред. Стыкалин, А. С., Е. М. Варга. М.: Пробел-2000, 2012, с. 34 - 82.

**Кратки резултати от преброяването на населението в Царство България на 31.12.1920 г. по околии, окръзи и общо за Царството.** С., 1925.

**Кьосева, Ц.** (2002). България и руската емиграция, 20-те - 50-те години на XX в. С.: IMIR, с. 592.

**Общи резултати от преброяванията на населението в Царство България на 31.XII.1910 г.** Кн. I, С., 1923.

**Общи резултати от преброяването на населението в Царство България на 31.12.1920 г. по околии, окръзи и общо за Царството.** Кн. I, С., 1927.

**Общи резултати от преброяването на населението в Царство България на 31.12.1926 г.** Кн. I, С., 1931.

**Пейковска, П.** (1993). Спомени на унгарския дипломат Шандор Киш-Немешкери за България и българите. - Изв. на държавните архиви. Кн. 66, с. 251 - 282.

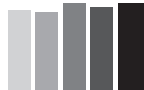
**Первая всеобщая перепись населения Российской империи 1897 г. Т. 3. Бессарабская губерния.** СПб., 1905.

**Руска емиграция в България 1878 - 2006.** Библиографски указател. Съст. Е. Денева, С. Рожков. С.: Народна библиотека „Св.св. Кирил и Методий“, Център по наукознание и история на науките на БАН, Руски академичен съюз в България. С., 2006, с. 112.

**Статистически годишник на Българското царство.** С., 1919, с. 5, С., 1937.

**Стыкалин А. С.,** Российская белая эмиграция в межвоенной Венгрии. Проблемы изучения. - В: Российская белая эмиграция в Венгрии (1920 - 1940-е годы). Отв. ред. Стыкалин, А. С., Е. М. Варга. М.: Пробел-2000, 2012, с. 6 - 24.





## РУССКАЯ ЭМИГРАЦИЯ В БОЛГАРИИ СОГЛАСНО ПЕРЕПИСЕЙ НАСЕЛЕНИЯ 1920 И 1926 ГОДОВ

*Пенка Пейковска\*, Нина Киселкова\*\**

**РЕЗЮМЕ** По своей численности и исторической значимости российская эмиграция в Болгарии в межвоенный период сопоставима с „российским зарубежьем” в Париже, Праге, Белграде, при этом российские эмигранты в нашей стране, как и те в Белграде, имеют значительный вклад в развитие науки и культуры принимающей страны.

За последние два десятка лет, тема о российской эмиграции в Болгарии находится активно в поле зрения болгарских историков по разным причинам: переосмысление написанного по этим проблемам в эпоху социализма, потребность в очистке идеологического взгляда на них, и создании углубленных исследований, основанных на болгарских архивных материалах.

Настоящая разработка ставит своей целью представление некоторых демографических аспектов вопроса о российской эмиграции в Болгарии, таких как: динамика российского эмиграционного потока в нашу страну, его отправные точки и этнический состав, религиозная принадлежность и внутренняя миграция российского населения в нашей стране, его половая структура. Упомянутые демографические процессы и явления были исследованы посредством количественного анализа данных с переписей населения в Болгарии, осуществленных в 1920 и 1926 годах. Перепись населения в качестве специфического исторического источника привлекла наше внимание главным образом потому что до сих пор не представляла интересом для исследователей, изучающих проблемы российской эмиграции.

Проанализированные переписи населения, проведенные в 1920 и 1926 годах в Болгарии дают детальное и углубленное (и в некоторых случаях и абсолютно новое) представление о демографических характеристиках российской диаспоры в нашей стране в 20-е годы XX столетия, которое в других статистических источниках затрагивалось только поверхностно, или полностью отсутствует, особенно по отношению к динамике, начальным

---

\* Доцент д-р, Институт исторических исследований Болгарской академии наук;  
e-mail: pykvsk@abv.bg.

\*\* Главный эксперт, Национальный статистический институт;  
e-mail: nkisselkova@nsi.bg.

точкам, этническому и конфессиональному составу миграционного потока из России в Болгарию, а также и относительно внутренней миграции российского населения в Болгарии, и его структуры по полу.

Кроме того, эти две переписи характеризуются использованием единой методики для сбора данных по интересующим нас демографическим показателям (пол, гражданство, национальность, вероисповедание, родной язык, место рождения), что делает их сопоставимыми и позволяет проследить некоторые демографические процессы в диаспоре.

Различия в количественных показателях о родном языке, гражданстве и национальности для 1920 и 1926 „описывают” основные тенденции в движении российской эмиграции в Болгарии. Основной эмиграционный поток приезжает из европейской части России, следуемый потоком из Украины (который представлен отдельно в переписях), и из Румынии (в основном Северной Добруджы и Бессарабии).

Относительно этнического и национального состава в нем преобладают русские, но присутствуют и другие более малочисленные этнические группы (болгары, евреи, татары, армяне, кальмыки).

В отличие от других стран в конфессиональной структуре российской эмиграции в Болгарии, преобладают восточноправославные, а другие вероисповедания (католики, протестанты, армяно-грегориане, мусульманы, израильтяне) - представлены минимальными относительными долями.

Внутренняя мобильность российской эмиграции в Болгарии направлена с побережья Черного моря в глубь страны (с основным центром притяжения - София и Софийская область, однако также и районы Пловдива, Старой Загоры, Великого Тырнова, Шумена, Плевни) и, в частности, крупные городские центры, хотя только треть эмигрантов направляется в деревни.

Половая структура старой довоенной российской диаспоры характеризуется балансом между двумя полами, что характерно для оседлых общин. В новой российской эмиграции число мужчин значительно превышает число женщин.



## RUSSIAN EMIGRATION TO BULGARIA ACCORDING TO THE 1920 AND 1926 POPULATION CENSUS

*Penka Peykovska\*, Nina Kisselkova\*\**

**SUMMARY** According to its size and historical significance the White Russian emigration to Bulgaria in the interwar period is comparable to the “Rossiiskoe zarubezhie” in Paris, Prague, Belgrade, bearing in mind that Russian immigrants in Bulgaria, as well as those in Belgrade, had a significant contribution to the development of culture and science of the host country. Over the past two decades the subject of the Russian emigration to Bulgaria has been actively in the sight of Bulgarian historians for various reasons: rethinking written on this topic during the socialist era, the need for clearing the ideological perspective on it, and the creation of in-depth studies based on Bulgarian archive materials.

This paper aims at presenting some demographic aspects of the Russian emigration in Bulgaria, i.e. the dynamics of the Russian emigration flow to Bulgaria, its starting points and ethnic composition, religious affiliation and internal migration of the Russian population within the country, and its gender structure. The envisioned demographic processes and phenomena are investigated by quantitative analysis of the data coming from the population censuses conducted in Bulgaria in 1920 and 1926. Population census as a special kind of historical source has attracted our attention mainly because it has not been of interest to researchers studying the problems of White Russian emigration.

The analyzed 1920 and 1926 population census in Bulgaria provide detailed and thorough (and in some cases brand new) picture of the demographic outlook of the Russian community in the country in the 1920s, which in other statistical sources is reflected only superficially, or is entirely lacking, especially in terms of dynamics, starting points, ethnic, confessional and gender structure of the migration flow from Russia to Bulgaria, internal migration of the Russian population in Bulgaria.

Moreover in the two censuses a uniform methodology was used for collecting data on the demographic indicators we are interested in (i.e. sex, citizenship,

---

\* Assoc. Prof. Dr.; e-mail: pykvska@abv.bg.

\*\* Chief expert, National Statistical Institute; e-mail: nkisselkova@nsi.bg.

nationality, confession, mother tongue, place of birth), which makes them comparable and allows us to trace some demographic processes within the diaspora.

The differences in the quantitative indicators of mother tongue, citizenship and nationality for 1920 and 1926 “describe” the main trends in the mobility of the Russian emigration in Bulgaria. Its main migration flow came from European Russia, followed by Ukraine (which is given separately in the censuses) and Romania (mainly Northern Dobrudja and Bessarabia).

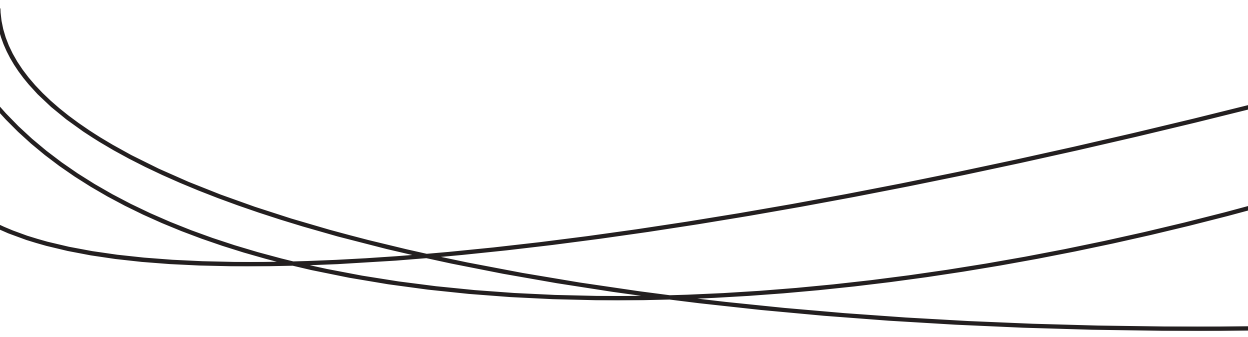
In terms of ethnic and national composition within it was dominated by Russians, but there are other smaller in number ethnic groups (such as Bulgarians, Jews, Tatars, Armenians, Kalmyks).

Unlike other countries Russians in Bulgaria were overwhelmingly Orthodox; other confessions of the Russian emigration to Bulgaria (Catholic, Protestant, Armenian Apostolic Orthodox, Muslim and Jewish) were represented with an insignificant share.

The internal mobility of the Russian immigration within Bulgaria was in the direction from the Black Sea coast to the interior of the country (with main point of attraction Sofia and Sofia region, but also Plovdiv, Stara Zagora, Veliko Tarnovo, Shumen and Pleven) and in particular into the large urban centers, although about a third of it went to the villages.

The gender structure of the old pre-war Russian community in Bulgaria was characterized by a balance between the sexes, which is typical of the settled communities. Within the new Russian immigration flow men significantly outnumbered women.

**ИНФОРМАЦИИ, РЕЦЕНЗИИ,  
КОНСУЛТАЦИИ**





Българска академия на науките



Национален статистически институт

## ТЪРЖЕСТВЕНО ЧЕСТВАНЕ ПО ПОВОД МЕЖДУНАРОДНАТА ГОДИНА НА СТАТИСТИКАТА

Организацията на обединените нации обяви 2013 година за Международна година на статистиката, за да подчертае нейната изключителна роля като наука и практически инструментариум в съвременното развитие на новото информационно общество. Статистическите изследвания са в основата на всички управленски решения в организацията на икономиката, държавата и обществото. Теорията на вероятностите и математическата статистика са естествен фундамент на природните и обществените науки и играят важна роля при техните приложения.

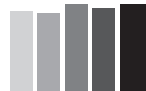
Световната кампания съдейства за повишаване на културата на ползване на статистическата информация и предизвика интереса не само на научните среди, бизнеса, медиите, политиките и работодателите, но и на цялото общество към статистиката като наука и практическо приложение. През 2013 г. под егидата на Международния статистически институт в целия свят се организираха много конференции, семинари, доклади, тържествени чествания и други прояви.

България се присъедини и активно участва в глобалната инициатива „2013 - Международна година на статистиката”, като целта беше да се затвърди мястото и ролята на българската статистика за развитието и утвърждаването на европейската и световната статистическа практика. Българската научна и статистическа общност се включи активно в този процес. Едно от заключителните събития бе провеждането на тържествено честване, което се състоя на 26 ноември 2013 г. в Големия салон на Българската академия на науките.

Организатори бяха Институтът по математика и информатика - БАН, Националният статистически институт съвместно с Факултета по математика и информатика - СУ „Св. Климент Охридски”, и Българското статистическо дружество.

Научният форум беше открит от проф. д.м.н. Евгения Стоименова - научен секретар на БАН.

Заместник-председателят на БАН акад. Дамян Дамянов и председателят



на НСИ д-р Ренета Инджова приветстваха присъстващите и подчертаха важността на сътрудничеството между двете институции за подобряване на бъдещата работа в областта на статистиката, математиката и информатиката; необходимостта да се работи за повишаване на доверието и обществената осведоменост за силата и въздействието на статистиката върху всички сфери на обществото, за популяризиране на статистиката като професия особено сред младите хора; да се насърчава творчеството и развитието на статистическата наука, като с общи усилия се постигне напредък в образоването на обществото по отношение на приноса на статистиката и на статистиците; да се насърчават младите хора да учат и работят в областта на статистиката.

Поздравителни адреси по повод честването изпратиха Президентът на Република България Росен Плевнелиев и министър-председателят Пламен Орешарски. Приветствия отправиха чл.-кор. Юлиан Ревалски, директор на Института по математика и информатика - БАН, доц. Евгения Великова, декан на Факултета по математика и информатика - СУ „Св. Климент Охридски”, акад. Петър Кендеров, председател на Съюза на математиците, доц. д-р Григорий Вазов, ректор на ВУЗФ, Саша Безу-ханова, основател на „Български център на жените в технологиите”, и Дончо Барбалов, заместник-кмет на Столична община.

Научни доклади представиха:

Проф. д.м.н. Николай Янев (ИМИ - БАН) - „Статистиката като наука, изкуство и култура“.

Арслан Ахмедов (главен експерт, НСИ) - „Географските информационни системи като част от статистическия производствен процес на НСИ“.

Доц. д-р Марусия Божкова (ръководител на катедра „Вероятности, операционни изследвания и статистика”, Факултет по математика и информатика в СУ „Св. Климент Охридски”) - „Образованието по статистика във Факултета по математика на СУ”.

Иван Балеv (директор на дирекция „Демографска и социална статистика”, НСИ) - „Съвременни предизвикателства пред статистиката в модерния свят”.

На тържественото събрание присъстваха академици и член-кореспонденти, статистици, представители на академичната общност и на бизнеса. Музикален поздрав към всички участници и гости отправиха ученици от Националното музикално училище „Любомир Пипков”.

Във фойето на БАН беше организирана изложба „Статистика 2013“. На широката публика бяха представени най-важните и основополагащи документи за институцията, извършваща статистическа дейност в България.

Акцентите бяха поставени върху статистическите издания, които са част от книжовното, научното и културното наследство на България.

Посетителите се запознаха с най-старите оригинални издания от провежданите статистически наблюдения в страната - преброяване на населението, статистика на образованието, земеделска статистика, статистика на външната търговия, статистика на домакинските бюджети, съдебна статистика, статистика на изборите за народни представители.

В изложбата бяха представени и оригинални издания на Международния статистически институт, Кралското статистическо дружество на Великобритания, Американската статистическа асоциация, Евростат, ООН и други международни организации.

Дългогодишната дейност на Българската академия на науките беше представена със серия от публикации.





## ШЕСТА КОНФЕРЕНЦИЯ НА ЕВРОПЕЙСКИЯ ФОРУМ ЗА ГЕОСТАТИСТИКА

*Арслан Ахмедов\**

От 23 до 25 октомври 2013 г. в София се проведе шестата годишна конференция на Европейския форум за геостатистика (ЕФГС) с финансовата подкрепа на Главна дирекция „Евростат” на Европейската комисия.

Организатори на конференцията бяха Европейският форум за геостатистика и Националният статистически институт на Република България.

Темата на конференцията беше: „Пространствена статистика от различни информационни източници” с акцент върху идентифицирането на нуждите от информация на потребителите.

В конференцията участваха: 81 представители от над 26 страни, експерти от националните статистически институции, ЕК, географски институти, представители на академичната общност и на частния сектор, производители и потребители на геостатистически, пространствени данни и продукти.

Конференцията на Европейския форум по геостатистика в София беше открита от председателя на НСИ д-р Ренета Инджова, президента на ЕФГС г-н Вилни Блох и представителя на Евростат г-н Екехарт Петри.

Конференцията беше организирана в три работни сесии, на които участниците бяха запознати с европейски и глобални проекти и инициативи, дългосрочно целящи интегрирането на статистическите данни с тяхната пространствена локализация.

В първия ден на конференцията представителят на Евростат подчерта значението и целите на GGIM (Глобален мениджмънт на географската информация - инициатива на ООН) и EGIM (Европейски мениджмънт на географската информация - инициатива на ЕС), като акцентира върху необходимостта от изграждане на интегрирана информация, необходима за разработването на политики, насочени към постигането на устойчиво развитие.

Г-н Л. Бакер, изпълнителен директор на ЕФГС, представи визията и мисията на ЕФГС за интеграция на информацията посредством съвместни проекти

\* Главен експерт, отдел „Регионална статистика и ГИС“, дирекция „Статистика на околната среда, инфраструктурата и регионите”, НСИ; e-mail: aahmedov@nsi.bg.

на националните статистически служби и националните картографски агенции. Той сподели с участниците в конференцията урока, научен във времето: „Ако нещо не може да се опише, то не може да се управлява“.

Г-жа Л. Турналиева от името на Агенцията по електронни комуникационни мрежи и информационни системи представи прогреса на България при изпълнението на Директивата INSPIRE, която дефинира единни европейски стандарти за производство и разпространение на пространствени данни в съответствие с реалните нужди на потребителите.

Първият ден на конференцията завърши с обща дискусия на очертаните проблеми и бъдещите предизвикателства пред Европейската статистическа система, свързани с интеграцията на географията и статистиката.

Вторият ден на конференцията беше посветен на установени практики в областта на геостатистиката.

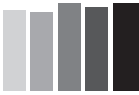
Акцентът на първата работна сесия беше върху методите за производство, оптимизиране и хармонизиране на грид бази данни. В поредица от презентации бяха представени постиженията на няколко държави с оглед производството на 1\*1 км грид на населението.

Голям интерес предизвика презентацията на страната домакин на срещата относно прототипа на българския грид, произведен посредством прилагането на хибриден подход. Той се изразява в използването на метода на агрегиране за грид клетките с налични координати на сгради и метода на дезагрегиране за клетките, за които „обектите“ от преброяването нямат свое място на картата.

Сериозен напредък в областта на геостатистиката демонстрира и друга страна-копартньор по проекта GEOSTAT 1B - Чешката република. В Националния статистически институт на Чешката република са проведени серия от тестове на няколко метода за дезагрегиране на населението в рамките на избран географски район и са направени важни за практиката изводи относно предимствата и недостатъците на всеки от тях.

Впечатляваща беше и презентацията на Бразилия за опита си в прилагането на хибридният подход за производство на грид на населението с оглед на това, че площта на Бразилия е по-голяма от тази на европейския континент. Необходимостта от извършването на този огромен труд е продиктувана от нарастващата нужда от детайлна географска информация за населението и неговите характеристики.

Втората сесия беше посветена на различни примери за използването на грид статистиката в практиката. В голяма част от презентациите беше засегнат един сериозен проблем - конфиденциалността на произведените данни. Някои държави публикуват без ограничения данните си на ниво 1\*1 км грид, докато при други прагът на конфиденциалност е значителен (до 80 души на клетка).



Едни от най-интересните практически решения, взети на базата на произведения с данни от Преброяване 2011 грид на населението, бяха предложени от националните статистически служби на Португалия (страна копартньор по проекта GEOSTAT 1B) и Франция. Португалия вече разполага с геореферирани сгради и национален регистър на жилищата. На основата на грида на населението за 2011 г. е създадена нова инфраструктура за формирането на извадки посредством използването на специализирани ГИС приложения. Във Франция е използван подобен подход, но освен това там съществува линк между кадастралната администрация и данъчните документи. Използването на тази информация при дизайна на извадката на изследването на работната сила допълнително увеличава представителността ѝ.

Третият ден на конференцията започна с третата последна сесия, посветена на установените практики с фокус в постиженията и предизвикателствата, свързани с производството на пространствени статистически данни. Беше представен Финландският геопортал с богата геопропространствена информация от различни източници. Убедително доказателство за аналитичната стойност на използването на грида на населението беше и презентацията на Косово на Атласа на преброяването.

Участниците в срещата бяха единодушни, че презентацията на представителя на Словения г-н И. Кузма - за геостатистиката на мобилните услуги и профила на потребителите им, е „черешката на тортата“. Едно от най-модернистичните направления в съвременната статистическа наука и практика е именно използването на т.нар. Big data за изготвянето на анализи за различни нужди.

Презентациите и материалите от проведената конференция са достъпни в интернет на адрес: [www.nsi.bg/efgs2013](http://www.nsi.bg/efgs2013).

### **Европейски форум за геостатистика (ЕФГС)**

Европейският форум за геостатистика е доброволна асоциация на експерти от 40 страни, включително представители от съответните национални статистически институции в Европа, които са ангажирани с развитието на най-добрите практики в производството на геостатистика.

В последните няколко години дейността на ЕФГС е посветена на повишаване на качеството на пространствените измерения на Европейската статистическа система (ЕСС) в нейната роля на професионален партньор на проекта „Геостат“, който е организиран в рамките на Европейската статистическа система с подкрепата на Европейската комисия и Евростат.

Повече информация за проекта, Европейския форум за геостатистика и препратки към други важни проекти и разработки, тясно свързани с Географските информационни системи, могат да бъдат намерени на интернет адрес: [www.efgs.info](http://www.efgs.info).

### **Дейност на НСИ в областта на геостатистиката и пространствените данни**

Производството на качествена геостатистика е в пряка зависимост от достъпността, детайлността и актуалността на пространствените данни на национално ниво.

НСИ участва в създаването, обработката и използването на геоинформация във връзка с различни статистически задачи. Свързването на статистиката с географията е един от приоритетите за развитие на ЕСС и е дефинирано като приоритет и в Стратегията за развитие на националната статистическа система на Република България 2013 - 2017 година.

Геореферирването на статистически бази данни дава нов потенциал и аналитични възможности на статистическите данни - да бъдат агрегирани на функционални териториални ограничения независимо от административно-териториалното деление, което е сред основните приложения на геостатистиката.

Геопространствената статистика в НСИ има конкретни задачи и развитие, като съществен напредък е постигнат в рамките на дейностите по проекта на Евростат „Геостат 1Б”.

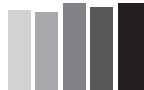
### **Проект „Геостат 1Б”**

Проектът „Геостат 1Б”, в който участва НСИ, е втората фаза на проекта „Геостат” на Европейския форум за геостатистика и Европейската статистическа система. Неговата цел е създаването на единна европейска информационна база за основни статистически показатели за населението, базирани на Преброяване 2010/2011, представени посредством териториалното ограничение - грид (мрежа), с резолюция от 1 кв. км, както и разработването на насоки и методи за свързване на данните в общ хармонизиран грид.

В проекта участват Норвегия (координатор на проекта), България, Естония, Португалия, Финландия и Чешката република (копартньори). Проектът стартира в началото на 2012 г. и приключи в края на 2013 година.

Грид базираната статистика е изключително полезна и важна, тъй като позволява производството на анализи (времеви и пространствени) на ниски териториални нива, без да се влияе от промените в административно-териториалното деление на страната.

Първите свободно достъпни резултати за населението на България за 2011 г. ще бъдат налични през 2014 година.



## НАУЧНА КОНФЕРЕНЦИЯ В ИКОНОМИЧЕСКИ УНИВЕРСИТЕТ - ВАРНА

*Димитър Радилков\**

На 24.10.2013 г. в Икономически университет - Варна, беше проведена Международна научна конференция на тема „Статистиката като наука, образование, професия и дейност”. Конференцията беше организирана от катедра „Статистика” към факултет „Информатика”. Бяха представени 36 научни доклада, отпечатани предварително в самостоятелен сборник (8 доклада на английски език, 3 на руски език и 25 на български език).

Целите на научната конференция бяха:

- популяризиране на приноса на статистическата наука, образование и професия сред всички специалности във факултета и университета за засилване на интеграцията им в образователния процес;
- обединяване на научните изследвания на преподаватели по интердисциплинарни проблеми на икономиката за постигане на комплексни иновационни решения и за стимулиране на работата в екип;
- създаване на повече възможности за обмен на научни идеи при публичното обсъждане на резултатите от изследванията на различните автори, докладвани на конференцията;
- представяне на резултати от дисертационни трудове на докторанти;
- създаване на публичност на научните изследвания, представени на конференцията, чрез отпечатването им в самостоятелен сборник.

За участие в конференцията бяха получени научни доклади на чуждестранни автори от: Московския банков институт (Москва, Руска федерация), Мордовския държавен университет „Н. П. Огарьов” (Саранск, Руска федерация), Лвовския национален университет „Иван Франко” (Лвов, Украйна), Висшето училище по икономика и бизнес (Сараево, Босна и Херцеговина) и от Университета в Мазандаран (Балбозар, Иран).

От България с доклади участваха автори от: УНСС - София, катедра „Статистика и иконометрия” и катедра „Икономическа социология”, СА „Д. А. Ценов” - Свищов, катедра „Математика и статистика”, Софийския университет „Св. Климент Охридски”, катедра „Социология”, Варненския свободен университет „Черноризец Храбър”, Института за икономически изследвания към Бъл-

\* Проф. д.ик.н., катедра „Статистика”, Икономически университет - Варна;  
e-mail: d.radilov@gmail.com.

гарската академия на науките и Националния статистически институт.

Участниците в конференцията по академични длъжности и научни степени бяха: 8 професори, от тях 5 доктори на науките, 11 доценти, от тях 11 доктори, 10 главни асистенти, от тях 9 доктори, двама магистри по икономика, 6 зачислени докторанти и 1 хоноруван асистент. Докторантите получиха възможност да популяризират резултатите, получените от дисертационните им трудове.

Научната конференция беше открита от проф. д.ик.н. Димитър Радилков, председател на организационния комитет. Той отбеляза, че статистиката е не само наука, но и начин на мислене и създава неограничени възможности за развитие на изследванията, бизнеса и гражданското общество в съвременния свят.

Поздравителни адреси до участниците в международната конференция бяха изпратени от проф. д-р Пламен Илиев - ректор на Икономически университет - Варна, и проф. д.ик.н. Стати Статев - ректор на Университета за национално и световно стопанство - София.

Г-жа Диана Янчева - зам.-председател на НСИ, прочете поздравителен адрес от д-р Ренета Инджова - председател на Националния статистически институт. В поздравителния адрес се изразяваха благодарности за отправената покана към Националния статистически институт за участие в международната конференция и пожелания за успех на всички статистици, присъстващи в залата, да дават най-доброто от себе си за утвърждаване на световната, европейската и българската статистическа практика, за повишаване на професионалната грамотност и интереса на младите хора към статистиката.

От Икономическия университет - Варна, бяха поднесени поздравителни адреси от зам.-ректора по учебната работа доц. д-р Евгени Станимиров, от декана на факултет „Информатика” доц. д-р Тодорка Атанасова, от ръководителя на катедра „Математически науки” доц. д-р Росен Николаев, от доц. д-р Маргарита Бъчварова, ръководител на катедра „Правни науки”, от катедра „Туризм” и от други катедри на университета.

Работата на пленарното заседание беше ръководена от доц. д-р Веселин Хаджиев, зам.-реktor по научната работа и ръководител на катедра „Статистика”.

На пленарното заседание бяха изнесени два доклада - от проф. д.ик.н. Димитър Радилков и проф. д.ик.н. Иванка Съйкова.

В доклада на проф. Радилков се разглеждат знанията на статистическата наука в съвременния свят. Те се отнасят за статистиката като наука, дейност, професия, образование. Отбелязва се, че статистическите знания са многостранни и значими.



Информацията, знанията и комуникациите заемат централно място в съвременния свят, който се развива шоково и динамично. Характеризира се със следните особености: създаване на нови информационни технологии, превръщане на науката и образованието в основни човешки ценности, развитие на глобализма и необходимост от гъвкави интелектуални качества и учене през целия живот. Обект на дискусия е новата парадигма за развитието на статистическата наука и като информационна, което разширява обсега на статистическите знания. Теоретико-методологичната функция на статистическата наука е насочена към повишаване на качеството на статистическата информация и към превръщане на статистическите знания в иновации за потребностите на бизнеса.

Статистиката като дейност обхваща разработката, методологията и планирането на статистически изследвания, получаването, събирането, обработката, съхранението на индивидуални данни и статистическа информация и нейния анализ, предоставяне и разпространение. Тя се развива като единен познавателен процес. Необходими са промени в съдържанието на статистическата професия и създаването на виртуални офиси в работната среда. Статистическото образование трябва да се хармонизира с образованието в Европейския съюз. В съдържанието му трябва да се включат нови знания, свързани с променящата се среда на трудовия пазар, новите конкурентни професии и маркетинга на статистическите знания.

Повишаването на доверието към статистическите знания се основава на етичните принципи. Те трябва да се включат в образователните програми, а контролът по спазването им да се възлага на независими, професионални статистически общества.

В заключение проф. Радилев отбелязва, че е необходимо популяризиране на статистическите знания не само във всички области на социално-икономическия живот, но особено сред младите хора, ученици и студенти бъдещи статистици.

Вторият пленарен доклад беше изнесен от проф. Съйкова. Той беше посветен на състоянието и резултатите от анализа на статистическата информация, които могат да се оценяват както в динамичен аспект, така и за задоволяване на обществените потребности, на очакванията и възможностите, които предлага днес науката. Обект на дискусия е аналитичната работа на професионалните статистици и на други изследователи, които се занимават с анализ на статистически данни.

Проф. Съикова отбеляза, че от гледна точка на задоволяване на обществените потребности от нови знания няма много основания за удовлетвореност от резултатите от аналитичната работа - главно поради пропуснатите добри възможности за получаване на нови знания. Производството на ново знание изисква прилагане освен на рутинния анализ, още и на технологията на евристичното мислене, но нейните инструменти са слабо познати у нас и поради това рядко се използват при анализа на статистическите данни. Сериозни длъжници на обществото в това отношение са институциите на българската образователна система - Министерството на образованието и науката и неговите структури. Длъжник е и бизнесът, който в противоречие с личния си интерес за повишаване на конкурентоспособността не проявява особена активност и почти не дава признаци, че е готов да инвестира средства в тази област. Въпреки че не липсват програми за повишаване на квалификацията на заетите. Очакванията за производство на повече научни знания и за обосноваване на полезни иновации трябва да се основават на сериозни инвестиции и грижи за повишаване на иновативния капацитет на хората, включително и на изследователите в разглежданата област. Задачата е от първостепенна важност предвид факта, че уменията за такова мислене и поведение са ни дадени наготово. Те изискват специална подготовка, как-вато днес липсва в нашата образователна система. Преди всичко се налага преосмисляне и промяна на отношението към научните изследвания, към потребностите на изследователите и е необходимо преподаване на приоритетите. Повишаването на иновативния капацитет заслужава да стане един от най-важните приоритети в управленските стратегии. В заключение проф. Съикова отбеляза, че за статистическия анализ не се изискват непосилни финансови ресурси. Най-трудният проблем е другаде - в осигуряването на достатъчен брой преподаватели с добра подготовка в тази област. За целта е нужно да се обоснове стратегия, да се очертае политика, да се разработят и прилагат съответни програми за действие.

Разгледаните проблеми в докладите бяха обект на оживена научна дискусия.

Работата на международната конференция продължи в три секции:

В първата секция „Развитието на статистиката като наука: теория и методи” бяха включени 13 научни доклада. Те се отнасяха за изследване на сходството при измервания в статистическия анализ от дихотомни данни, интелигентния растеж в Стратегия „Европа 2020”, за тестове за случайно блуждаене на основата на дневни, седмични и месечни валутни курсове, за динамиката на преки-те чуждестранни инвестиции, за приложение на коинтеграционния подход при





оценка на връзката между износ, внос и брутен вътрешен продукт, за цикличността на крайното потребление на домакинствата във връзка с безработицата и други. Работата на секцията беше ръководена от доц. д-р Станка Жекова, зам.-декан на факултет „Информатика“.

Във втората секция „Статистическото образование и професия“ бяха включени 9 доклада. Работата в секцията беше ръководена от доц. д-р Веселин Хаджиев от ИУ - Варна. Разгледани бяха дискуссионни моменти при преподаване на статистическите заключения в България, обучението по статистически софтуер в приложните изследвания, използването на статистиката в стоковедната наука, нови идеи при провеждане на бизнес анкети, използване на номограми в медицинските изследвания, предсказване и прогнозиране на липсващи данни за трафика в телекомуникационните мрежи и други.

В третата секция „Статистическа дейност и приложни изследвания“ бяха включени 12 доклада. Работата на секцията беше ръководена от доц. д-р Росен Николаев. Изнесени бяха доклади за приложение на иконометричните методи за изследване на влиянието на външния дълг на България върху икономическия ѝ растеж, за прогнозиране на потребителските разходи, за структурни промени в държавните разходи при криза, за динамиката на ефективността на българската „социалистическа“ държавна собственост, за стохастичната постановка на задачата за назначенията, за едно приложение на формулата на Моавър - Лаплас за оптимизиране на разпределението на пристигащите кораби в пристанище Варна-Запад и други.

Общото заключение е, че международната научна конференция, посветена на инициативата „2013 - Международна година на статистиката“, реализира поставените научни цели за повишаване на обществената информираност за силата и въздействието на статистиката върху всички сфери на обществото.

## СВЕТЪТ НА СТАТИСТИКАТА

„Светът на статистиката”<sup>12</sup> е продължение на успешната в целия свят глобална инициатива „2013 - Международна година на статистиката”.

България е сред първите три държави (заедно с Мексико и Испания), получили най-висока оценка за добре свършена работа, организирани в страната мероприятия, брой регистрирани участници и призови места в обявените конкурси по повод глобалната инициатива „2013 - Международна година на статистиката”.

Засвидетелстваният голям интерес на 2 318 организации от 128 страни през 2013 г. е дал повод на Организационния комитет в началото на 2014 г. да обмисли идеята за по-нататъшно развитие на глобалната инициатива. Така се взема решение сайтът на глобалната инициатива [www.statistics2013.org](http://www.statistics2013.org) да бъде преименуван на [www.worldofstatistics.org](http://www.worldofstatistics.org), като цялата информация до този момент се запази и продължи да се попълва с нови вести и материали.

Логото на „Светът на статистиката” и дизайнът на сайта са идентични с тези на глобалната инициатива „2013 - Международна година на статистиката”. Променени са единствено надписите. Разчита се на разпознаваемостта на утвърдили се вече бранд сред обществото и участващите организации. На сайта [www.worldofstatistics.org/wos/logos.cfm](http://www.worldofstatistics.org/wos/logos.cfm) може да се намери логото на български език.

Организационният комитет отправя призив да се продължи съвместната работа с новата кампания „Светът на статистиката”, тъй като с общи усилия е постигнат напредък в образоването на обществото по отношение на приноса на статистиката и на статистиците; както и да се насърчат младите хора да учат и работят в областта на статистиката.

<sup>1</sup> Източник: <http://www.nsi.bg>.

## НА ВНИМАНИЕТО НА АВТОРИТЕ

Статиите, предложени на редакцията на сп. „Статистика”, трябва да бъдат оригинални, непубликувани в други издания.

По решение на Редколегията на авторите се предоставя възможност статии-те им да бъдат публикувани или на български, или на английски език. За целта е необходимо авторът, желаещ статията му да бъде публикувана на английски език, да представи в редакцията ръкописи и съответни файлове и на български, и на английски език при спазване на посочените изисквания и за двата ръкописа. Авторите трябва да имат предвид, че английският текст ще бъде публикуван без редакционна намеса, което означава, че те носят пълна отговорност за коректността на превода.

Статиите, придружени от резюме до 150 думи на български и на английски език и номерата на научната област от JEL класификацията, се представят в редакцията на технически носител или по електронната поща (e-mail: publikacii@nsi.bg) и на разпечатка в два екземпляра. Текстът трябва да бъде на Word, а графиките - на Excel, със задължително приложени данни. Максималният обем на статиите е 24 стандартни страници (30 реда по 60 знака). Формулите в текста и тези на самостоятелен ред (без числата в тях) трябва да бъдат задължително курсивни (Italic). Ако графиките са дадени отделно, в текста трябва да се посочи точното им място. Авторите носят отговорност за коректността на данните и цитатите. Ръкописите трябва да са придружени от трите имена, научната степен и звание, точния адрес, телефона, длъжността, мястото на работа и електронния адрес (e-mail) на автора.

Поместването на статия на страниците на списанието не означава, че предложенията и евентуалните критични бележки, които авторът отправя, се споделят от редакционната колегия или от ръководството на Националния статистически институт.

Редакцията на сп. „Статистика” би приветствала всякакви инициативи на читателската аудитория под формата на дискусии на страниците на списанието, научно-професионални „реплики” по повод на отпечатана статия, самостоятелни кореферати по повдигнатата тема - изобщо всякаква авторска инициативност по теми и проблеми на науката и практиката на статистическите изследвания от сферата на българската и европейската статистика.

*Редакция на списание „Статистика”*

ISSN 1310-7410

**СТАТИСТИКА**  
**STATISTICS**

**3-4/2013**

[www.nsi.bg](http://www.nsi.bg)