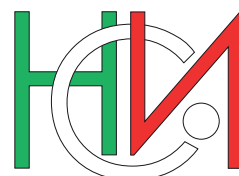


РЕПУБЛИКА БЪЛГАРИЯ
REPUBLIC OF BULGARIA

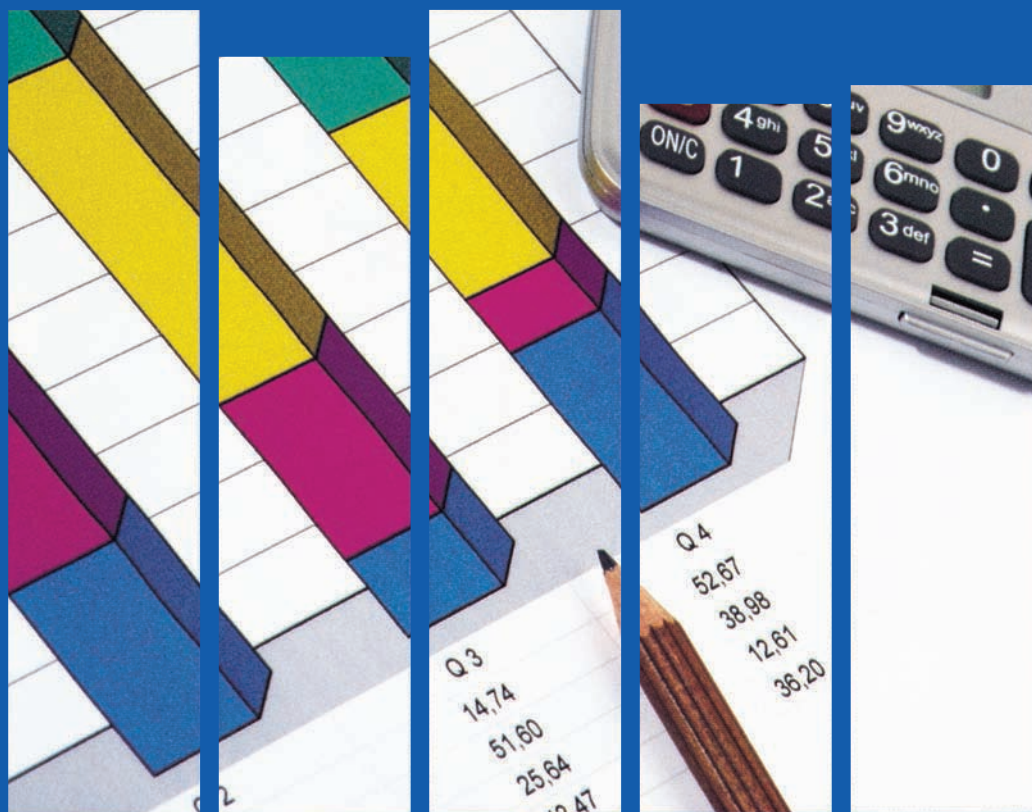


НАЦИОНАЛЕН СТАТИСТИЧЕСКИ ИНСТИТУТ
NATIONAL STATISTICAL INSTITUTE

135 ГОДИНИ БЪЛГАРСКА СТАТИСТИКА
135 YEARS BULGARIAN STATISTICS

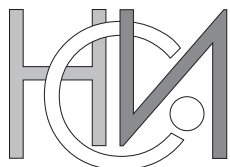
СТАТИСТИКА STATISTICS

1/2015



135 ГОДИНИ БЪЛГАРСКА СТАТИСТИКА 135 YEARS BULGARIAN STATISTICS 135 ГОДИНИ БЪЛГАРСКА СТАТИСТИКА 135 YEARS BULGARIAN STATISTICS

РЕПУБЛИКА БЪЛГАРИЯ
REPUBLIC OF BULGARIA



НАЦИОНАЛЕН СТАТИСТИЧЕСКИ ИНСТИТУТ
NATIONAL STATISTICAL INSTITUTE

135 ГОДИНИ БЪЛГАРСКА СТАТИСТИКА
135 YEARS BULGARIAN STATISTICS

СТАТИСТИКА

STATISTICS

1/2015

СОФИЯ, 2015
SOFIA, 2015

135 ГОДИНИ БЪЛГАРСКА СТАТИСТИКА 135 YEARS BULGARIAN STATISTICS 135 ГОДИНИ БЪЛГАРСКА СТАТИСТИКА 135 YEARS

РЕДАКЦИОННА КОЛЕГИЯ

Главен редактор: д-р Богдан Богданов

Заместник главен редактор: проф. д-р Васил Цанов

Членове:

Проф. д-р Йордан Христосков, проф. д.с.н. Светлана Съйкова,
проф. д-р Поля Ангелова, проф. Димитър Аркадиев,
доц. д-р Калоян Харалампиев, доц. д-р Любомир Иванов,
доц. д-р Екатерина Тошева, доц. д-р Александър Цветков,
д-р Любен Томев, д-р Елка Атанасова,
д-р Александър Найденов, Стефан Цонев,
Деян Славов, Георги Ангелов

Преводач на руски език: Жаклина Цветкова

Преводач на английски език: Камен Караджов

Отговорен редактор: Лидия Александрова

Стилов редактор: Мила Трифонова

Адрес на редакцията:

София, 1038, ул. „П. Волон” № 2, ет. V

e-mail: bbogdanov@nsi.bg

EDITORIAL TEAM

Chief Editor: Dr. Bogdan Bogdanov

Deputy editor: Prof. Dr. Vasil Tsanov

Members:

Prof. Dr. Jordan Hristoskov, Prof. Dr. Sc. Svetlana Saykova,
Prof. Dr. Polyana Angelova, Prof. Dimitar Arkadiev,
Assoc. Prof. Kaloyan Haralampiev, Assoc. Prof. Lyubomir Ivanov
Assoc. Prof. Catherine Tosheva, Assoc. Prof. Alexander Tsvetkov,
Dr. Lyuben Tomov, Dr. Elka Atanasova
Dr. Alexander Naidenov, Stefan Tsonev
Dejan Slavov, Georgi Angelov

Russian Translation: Jaklina Tzvetkova

English Translation: Kamen Karadjov

Editor: Lidia Aleksandrova

Style editor: Mila Trifonova

Editorial address:

2, P. Volov St., Sofia 1038, Bulgaria

Vth floor

e-mail: bbogdanov@nsi.bg

**СЪДЪРЖАНИЕ**

Стр.

ТЕОРИЯ И МЕТОДОЛОГИЯ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ ИЗУЧАВАНИЯ

Емил Христов	Елементарният функционален адитивен и индексен факторен анализ и неговите еднозначни решения с дискретната нечетна функция на математическия сигнум.....	9
--------------	--	---

СТАТИСТИЧЕСКИ ИЗСЛЕДВАНИЯ И АНАЛИЗИ

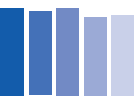
Поля Ангелова	Аграрната статистика в България	71
---------------	---------------------------------------	----

ИСТОРИЧЕСКО РАЗВИТИЕ НА СТАТИСТИЧЕСКАТА ТЕОРИЯ И ПРАКТИКА

Димитър Аркадиев	Растежът на населението в средновековна България.....	107
---------------------	---	-----

ИНФОРМАЦИИ, РЕЦЕНЗИИ, КОНСУЛТАЦИИ

Юлия Панайотова	Информация за участие в обучителен курс „Националните сметки в практиката” - Хага, Нидерландия	143
--------------------	--	-----



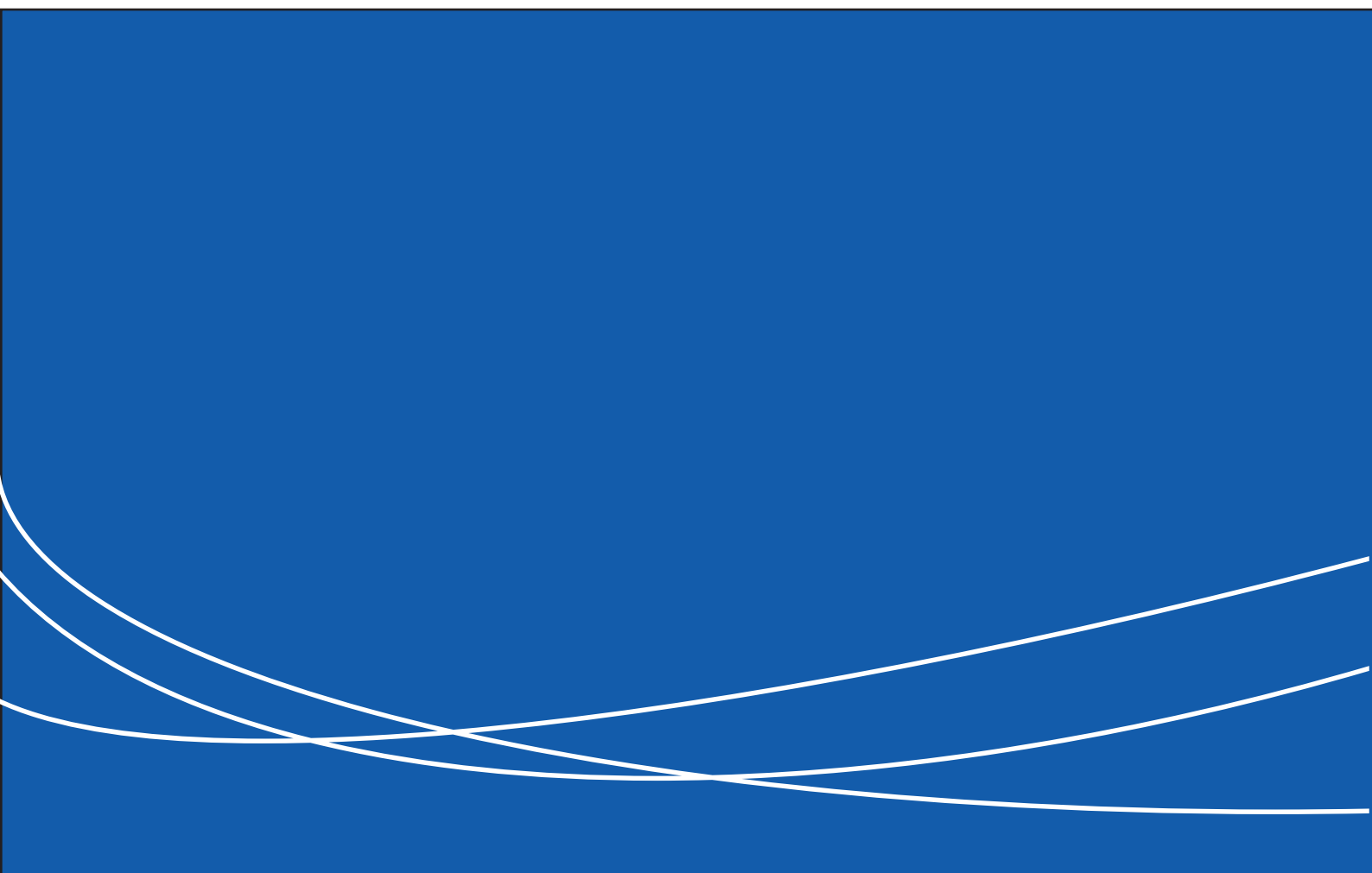
СОДЕРЖАНИЕ

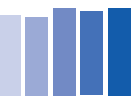
		Стр.
	ТЕОРИЯ И МЕТОДОЛОГИЯ СТАТИСТИЧЕСКИХ ИССЛЕДОВАНИЙ	
Емил Христов	Элементарный функциональный аддитивный и индексный факторный анализ и его однозначные решения дискретной нечетной функцией математического сигнума	9
	СТАТИСТИЧЕСКИЕ ИССЛЕДОВАНИЯ И АНАЛИЗЫ	
Поля Ангелова	Аграрная статистика в Болгарии	71
	ИСТОРИЧЕСКОЕ РАЗВИТИЕ СТАТИСТИЧЕСКОЙ ТЕОРИИ И ПРАКТИКИ	
Димитр Аркадиев	Рост населения в средневековой Болгарии	107
	ИНФОРМАЦИИ, РЕЦЕНЗИИ, КОНСУЛЬТАЦИИ	
Юлия Панайотова	Информация об участии в учебном курсе по теме „Национальные счета в практике” - Гаага, Нидерланды	143

**CONTENTS**

	Page
THEORY AND METHODOLOGY OF STATISTICAL RESEARCH	
Emil Hristov	The elementary and functional additive index factor analysis and its unique solutions with discrete odd function of the mathematical signum 9
STATISTICAL SURVEYS AND ANALYZES	
Polya Angelova	Agrarian statistics in Bulgaria 71
HISTORICAL DEVELOPMENT OF STATISTICAL THEORY AND PRACTICE	
Dimitar Arkadiev	Population growth in medieval Bulgaria 107
INFORMATION, REVIEWS, CONSULTATIONS	
Yulya Panayotova	Information for participation in ‘National accounts in practice’ raining course - the Hague, Netherlands 143

**ТЕОРИЯ И МЕТОДОЛОГИЯ НА
СТАТИСТИЧЕСКИТЕ ИЗУЧАВАНИЯ**





**ЕЛЕМЕНТАРНИЯТ ФУНКЦИОНАЛЕН АДТИВЕН И ИНДЕКСЕН
ФАКТОРЕН АНАЛИЗ И НЕГОВИТЕ ЕДНОЗНАЧНИ РЕШЕНИЯ С
ДИСКРЕТНАТА НЕЧЕТНА ФУНКЦИЯ НА МАТЕМАТИЧЕСКИЯ СИГНУМ**

*Емил Христов**

По повод 150 години от множествения индекс на цените на Ласпейрес,
140 години от множествения индекс на цените на Пааше,
Международната година на статистиката - 2013
и 135 години от създаването на българската държавна статистика



Въведение

Отбелязаните годишнини са поводът за тази статия, в която са изведени и обосновани решенията с теоретичен математически критерий на елементарните, специфични и най-важни аналитични задачи на държавната статистика. В статията не се взема отношение към значението и цялостната роля на математиката и теоретичната статистика в приложната дейност, тъй като те са добре известни. Също така не се взема отношение към някои конкретни постижения на математическата статистика, които

* Професор, д.ик.н.; e-mail: emil_hristov_37@hotmail.com.

могат да бъдат много полезни в приложната аналитична дейност на държавната статистика, но още не са въведени от Евростат. Вниманието е насочено само към първия и най-елементарен факторен анализ най-напред на разликата между две стойности на всяка дискретна зависима променлива, която може да се представи мултипликативно с произведение на две дискретни факторни променливи. Всички променливи в този анализ са детерминирани (неслучайни) и дискретни (прекъснати) величини, защото се наблюдават изчерпателно и текущо по отделни календарни години. Посоченият факторен анализ е елементарен, защото се извършва с разликите или отношенията (индексите) на две стойности на всяка променлива (зависимата и двете факторни), или на две значения на някакъв признак. Той се прилага за всякакви статистически наблюдавани явления, които се отчитат с абсолютни числа в някакви мерни единици и могат да се представят с произведение на показател за интензивността на явлението през дадена година и показател за средата, от която то произлиза или е свързана с него. Показателят за интензивността на процеса (за краткост интензивен показател) представлява отношение между зависимата променлива и средата (за краткост екстензивен показател или фактор), които се отчитат статистически също с абсолютни числа на някакви натурални единици. От тези определения може да се разбере необходимостта и голямото познавателно значение на елементарния факторен анализ на текущите процеси в икономиката, социалните дейности и демографията. Той може да се прилага на всички равнища на агрегация на статистическата информация - от макроравнище за страната до микроравнище за отделната фирма или населено място. Във връзка с това ще посоча, че математика, математическа статистика и статистика се преподават за нуждите на много различни специалности, но само в икономическите университети има отделна специалност „статистика”. Очевидно е, че първата и най-важна функция, възложена на тази специалност, е да бъде връзка между икономическата теория, конкретните икономически задачи, подходящите методи и производството на необходимата статистическа информация за тяхното решаване. Оттук може да се съди за интердисциплинарния характер на статистическата специалност, която изисква много различни и специфични знания. Те всички обаче са необходими и насочени най-напред към икономически анализи на основата на принципа „разходи - производство - доходи“. По тази причина обсъжданият факторен



анализ има пряка и най-тясна връзка с всеки начален анализ, като се започне от счетоводно-финансовия за бизнеса и се стигне до текущите анализи на всички показатели за икономически, социални, демографски и други процеси в страната и нейните териториални поделения. Със същия факторен анализ могат да се анализират и такива всеобхватни и обобщаващи макроикономически системи от показатели с достатъчно подробна статистическа информация като „системата на националните сметки” и „баланса на междуотрасловите връзки” (Христов, 1981).

Елементарният факторен анализ, който се извършва с разлики на стойностите на всяка променлива, е известен като адитивен факторен анализ. Когато анализът се извършва с отношения между двете стойности на всяка променлива, той е известен като индексен факторен анализ (Тотев, 1947, 1955). Двата анализа могат да се обединят в общ елементарен функционален анализ, който за разлика от традиционния математически функционален анализ с непрекъснати променливи работи с дискретни или прекъснати величини. От двете форми на дискретния факторен анализ първична или начална е адитивната, докато индексната форма е производна, тъй като верният и точен индексен анализ може да се изведе и обоснове от точното решение с теоретичен математически критерий на адитивния анализ. Проблемите на дискретния функционален анализ в приложните икономически и социални статистики, в т.ч. демографската, произлизат от неговите условни решения. Специално за адитивния анализ не би трябвало да има такива проблеми, защото неговото безусловно решение е изведено у нас по индуктивен логически път и е публикувано за пръв път през 1978 г. в сп. „Статистика” (Христов, 1978). То е преминало през две публични защиты на автора за „доктор“ през 1981 г. и за „доктор на икономическите науки“ през 2001 година. За съжаление, образованието и научно-приложните изследвания не проявиха интерес към него. Учебниците и научно-приложните публикации продължават да се пълнят с условни методи и решения. Единственото вярно решение, което може да се срещне в тях, е за случая с едновременни увеличения на двата фактора, но и то още не е крайното решение. Например при анализ на показатели за отчетната спрямо базисната година условността на решенията идва от неясния избор на базисната или текущата стойност на всеки фактор, с която трябва да се умножи разликата на двете стойности (текущата минус базисната) на другия фактор при определянето на ефекта от неговото

влияние. Конкретният проблем е, че решенията са **две**, едното от които е **вярно** и точно (еднозначно), а другото е само формално математически точно, но е логически и методологически **невярно** (Христов, 1978). В учебната литература няма точен критерий за избора на вярното решение, като се твърди, че то зависело от конкретната икономическа задача (Гатев, 1966, 1995). Цитирам само този автор, защото всички останали автори на учебници у нас се съобразяват с него. Посоченото твърдение е необходимо и правилно, но е недостатъчно за избора на вярно решение. Последиците от условните решения са наличието на фиктивни (реално несъществуващи) величини в двата ефекта, които са равни по абсолютна стойност, но са с различни алгебрични знаци. Действително, при сумиране на двата ефекта фиктивните величини се унищожават взаимно и се получава точната разлика за зависимата променлива, но двата отделни ефекта са **неверни**. И ако фиктивните величини могат да се установят аналитично и визуално графично в ефектите от адитивния анализ, те са **скрити** във факторните аналитични индекси на индексния анализ. Оттук произлиза първата и основна цел на настоящата статия. След като известният още от 1978 г. верен адитивен факторен анализ е първичен, тук той е изведен за пореден и последен път с теоретичен математически критерий, който, надявам се, ще сложи край на всички условни решения. Втората цел на статията е да покаже, че с помощта на този критерий се преминава от адитивния анализ в индексен факторен анализ. От обединяването на двата анализа се получават решенията на единния елементарен функционален анализ с дискретните данни. Във връзка с това са направени кратки исторически бележки за развитието на адитивния и индексния анализ у нас, както и на основните причини за техните нерешени проблеми с условните решения. С третата и последна цел на статията се разкрива също с помощта на теоретичния критерий, че еднозначните и точни решения на индексния анализ се получават също, когато се извършва и самостоятелен анализ, без да се преминава от адитивен анализ в индексен. В този случай двата индекса, измерващи влиянието на относителните промени на двата фактора, са от типа на индексите за цените на двамата известни немски индексолози от 19-и век - Ласпейрес (Laspeyres, 1864, 1871) и Пааше (Paasche, 1874). Тези автори не са стигнали до съвременния индексен анализ, но той започва с техните индекси за цените и съответните за физическия обем на продукцията. С теоретичния математически



критерий се определя точно за кои конкретни случаи анализът започва с индекса на Ласпейрес и за кои - с индекса на Пааше. Всички индекси след това се заменят с равни на тях аналитични индекси, които съдържат същите ефекти от адитивния факторен анализ.

С изложения дискретен функционален анализ (адитивен и индексен) се решават два вида модели с два фактора в приложните статистики. Първият е специално за икономическата статистика с мултипликативната зависимост $P = pq$, където P е обемът на произведена или на реализирана, или на някаква друга продукция, който зависи от два фактора - цената p на всяка стока или услуга и нейното натурално количество q . В настоящата статия е представен анализът на изменението на обема на продукцията за елементарния случай на една стока или услуга. Поради големия обем на изследването са изложени само задължителните условия на теоретичния критерий и еднозначните решения на адитивния и индексния факторен анализ на подходящи примери за всичките четири случая на факторни промени на продукцията на една стока. Анализът продължава и ще бъде обобщен в следваща статия поотделно за двата вида съвкупности (еднородна и разнородна) в икономиката общо за всички наблюдавани стоки в примерите, които ще се разгледат веднъж като еднородна съвкупност и втори път като разнородна. Другият вид модели с два фактора е отбелязаната зависимост на дискретната зависима променлива от производението също на два фактора - **интензивен** за силата на наблюдавания процес през дадена година и **екстензивен**, или величината на средата, от която произлиза зависимата променлива. В този смисъл интензивният фактор може да бъде някаква вероятност както в демографската статистика или да има формата на такава вероятност, ако е някакъв коефициент спрямо средногодишното равнище на екстензивния показател. Именно с интензивния фактор се открива възможността за приложение на теорията на вероятностите в адитивния анализ и извеждането на теоретичния математически критерий за еднозначното решение на този анализ (Христов, 2013). Също поради големия обем на изследването вторият вид модели не се обсъждат в настоящата статия, защото те се решават по аналогичен начин както моделите от първия вид.

Еднозначното решение на адитивния факторен анализ се отнася за четири примера или четири конкретни задачи с възможните комбинации на еднопосочните и

разнопосочните промени на двата фактора. Същото еднозначно решение на всяка отделна комбинация или случай се получава аналитично с теоретичния математически критерий и едновременно се извежда геометрично на графика със спазване на принципите на теорията на вероятностите. Според нея например, за да има екстензивен прираст на зависимата променлива (наблюдаваното явление) през отчетната спрямо базисната година, трябва да има прираст и на средата през отчетната година, от която произлиза явлението. Просто и логично условие, но както ще се види, то не се изпълнява с известните условни решения на адитивния и индексния анализ в приложните статистики. По тази причина всяко еднозначно вярно решение се сравнява също аналитично и геометрично с неговото алтернативно условно или невярно решение. Общо всички получени ефекти са еднозначни решения от абсолютната форма на адитивния факторен анализ, изразени в мерните единици на зависимата променлива. След това от абсолютната форма на адитивния анализ се преминава в неговата относителна форма чрез отношенията на всеки ефект към базисната стойност на съответната зависима променлива. Именно с получените верни и точни относителни ефекти за прирасти или намаления на зависимата променлива се съставят двата аналитични факторни индекса. Те образуват елементарен иконометричен модел, защото се получават от сравнения на данни само за отчетната и базисната година. С тях обаче се установява пряка връзка между анализа с дискретните данни и математическия функционален анализ с непрекъснати променливи на иконометричните модели. Решението на индексния факторен анализ съдържа два относителни нетни ефекта със своите алгебрични знаци, получени от произведението на двата аналитични индекса и евентуален съвместен ефект от произведението на двата относителни нетни ефекта, ако те имат едни и същи алгебрични знаци.

1. Кратки исторически бележки за развитието на функционалния адитивен и индексен анализ у нас

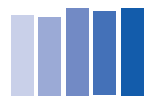
Както в другите страни, така и у нас след Втората световна война започва нов етап в развитието на статистиката, и по-специално на функционалния анализ с дискретните данни. До войната са известни и прилагани само индексите с постоянен състав за цените на Ласпейрес и Пааше (Тотев, 1947). Качествено новият етап в



развитието на функционалния анализ се характеризира най-напред с отделянето на неговата адитивна форма от индексната и впоследствие утвърждаването ѝ като първа преди индексната форма (Шапкарев, 1950, 1951; Янакиев, 1952, 1954; Стефанов, Тотев, 1960; Цонев, 1968). Характерно за този период е използването на съветския опит, който е бил по-напред от нашия и се е сблъсквал с проблемите на индексния анализ още преди войната (Александровский, 1938; Ежов, 1940; Турецкий, 1941; и други). Първите статистически факторни анализи, които се правят за икономиката на бившия Съветски съюз, а след войната и у нас, са най-много за цялата икономика, нейните отделни отрасли и за отделни промишлени предприятия. Във връзка с тях са и първите учебници за образованието по специалността и първите научно-приложни публикации. Обобщението за този период в бившия Съветски съюз е, че факторният анализ е или само индексен, или по-често е първо индексен и от него след това се преминава в адитивен анализ (Ротштейн, 1947; Савинский, 1949; Югенбург, 1955; Козлов, 1956; и много други). Същият извод може да се направи и за първите български автори след войната (Тотев, 1947, 1948, 1955; Шапкарев, 1950, 1951; Янакиев, 1952, 1954; Станев, С., 1956; Станев, Л., 1956; Наумов, 1959). Според мен този подход, който започва най-напред с индексен анализ, е първата основна причина за неговите нерешени проблеми, защото от първия множествен индекс на цените на Ласпейрес са изминали вече 150 години, а от следващия на Пааше - 140 години. Много е вероятно, че именно поради неудовлетвореност от индексния анализ през същия следвоенен период се появяват и съветски автори, които извършват факторен анализ с обратен подход - най-напред с адитивен, а след това с индексен анализ (Рязов, Тителбаум, 1951; Сатуновский, 1955; Перегудов, 1959; и други). Тази смяна на подхода може да се обясни и с една много важна практическа цел на анализа - да се определят реалните (фактически) размери на икономите или преразходите на парични средства, а не на техните условни размери като разлики на факторните индекси. Цитираните автори извършват адитивни факторни анализи на най-срещания случай с едновременни увеличения на двата фактора, например увеличения на производителността на труда на едно заето лице и броя на заетите. Въпреки това подходът е вече друг и по мое мнение той е вече ново (адитивно) направление на елементарния функционален анализ. С новия подход обаче се появява и нов проблем. Той е, че при еднопосочните факторни промени възникват

два нетни ефекта и един съвместен, но индексният факторен анализ се извършва само с два аналитични индекса за отделните самостоятелни влияния на двата фактора. От това на пръв поглед „неразрешимо противоречие“ двата аналитични индекса не са излезли и досега. Оттук следва изводът, че подходът, с който дискретният функционален анализ започва направо с индексен анализ, не е довел до еднозначно решение. Първият автор в България, който разграничава адитивния факторен анализ от индексния, е акад. Ив. Стефанов (Стефанов, Тотев, 1960). По-конкретно, той въвежда мултипликативен (индексен) анализ и адитивен факторен анализ под името „специфичен индексен анализ“. Двата анализа се прилагат отделно за еднородна и разнородна съвкупност. За пръв път са въведени и двете форми - абсолютна и относителна - на адитивния факторен анализ. Също за пръв път се предлага пропорционално разпределяне на съвместния ефект с три метода - на Югенбург, Струмилини и Кац. С тези въведения на акад. Ив. Стефанов започва нов етап на функционалния анализ с дискретните данни в нашата статистика. Заедно с него обаче възниква и проблемът, че не е показана точна аналитична връзка между адитивния и индексния анализ. Причината е, че няма още еднозначни решения на двата анализа.

Последният етап в развитието на функционалния адитивен и индексен анализ започва от 1968 г., когато проф. Венец Цонев утвърждава адитивния факторен анализ на първо място с въвеждането на схема за този анализ от съветски източник (Югенбург, 1955; Цонев, 1968, 1970, 1978). След него схемата се използва от доц. Т. Къналиев като изходна основа и за индексен анализ (1977, 1978, 2005, 2006), както и от други автори само за адитивен анализ (Стойкова-Къналиева, 2006). Или схемата вече се възприема като надеждна и изходна основа за следващия индексен анализ. За съжаление обаче, тя е непълна, защото обхваща само три случая на едновременните промени на два фактора. Те са двата случая на разнопосочни промени на факторите, от които единият се увеличава, а другият намалява. Третият случай е за едновременните увеличения и на двата фактора. Или в тази схема липсва четвъртият случай, който е обратен на третия и е с едновременни намаления на двата фактора. В икономическата практика този случай се среща много рядко, но той присъства често в демографската и социалните статистики. Без него обаче схемата вече не може да бъде надежден ориентир не само за индексен, но и за адитивен анализ. Причината е, че тя може да подведе анализаторите в



случая с намаления на двата фактора, като ги насочва към решения за обратния случай на едновременни увеличения само със смяна на алгебричните знаци. Както ще се види в следващото изложение, това е недопустимо. В заключение, трудно може да се обясни отсъствието на случая с едновременните намаления на двата фактора в схемата за адитивния анализ. Възможно е този случай да е свързан с тогавашните условия на сталинисткия период в съветската статистика. Ако се отчете, че основен обект на икономическата статистика тогава е бил анализът на производителността на труда, случаят на нейното намаление с едновременното намаление на заетите е бил недопустим. Независимо от посочения недостатък на тази схема българските автори Т. Къналиев и А. Стойкова-Къналиева са стигнали до крайните решения с нея при относителната форма на адитивния анализ (Къналиев, 2006; Стойкова-Къналиева, 2006). За разлика от същата непълна схема, както вече отбелязах, през 1978 г. публикувах всички еднозначни и безусловни решения на адитивния факторен анализ. Те образуват пълната схема, която включва и случая с едновременните намаления на двата фактора, в т.ч. при намаление на производителността на труда в селското стопанство от неблагоприятни природни условия, изчерпване на природните ресурси в добивната промишленост, както и поради други причини (Христов, 1978). До тази схема стигнах независимо от нашите и чуждите автори с помощта на индуктивна логика за всичките четири възможни частни случая на адитивния анализ с два фактора, след което ги обобщих с математическа индукция за общото решение на този анализ не само в икономическата статистика, но и във всички приложни статистики. Най-важните резултати от него са, че съвместни ефекти от двата фактора може да има само от техни едноразлични промени на увеличение или намаление, докато при разноразлични промени на факторите няма съвместни ефекти. Този извод е валиден за всички видове анализи - от разликите на абсолютни резултативни величини (зависими променливи) до разликите на техните средни равнища на всички агрегационни нива на информацията. При тези условия предлаганият адитивен факторен анализ се различава от анализите на всички други автори. По мое мнение именно с посочения адитивен анализ отпадат най-важните причини за нерешените проблеми и на индексния анализ.

Друга причина за проблемите на адитивния и индексния анализ е свързана с два различни вида задачи на адитивния анализ. Едната задача е според характера на

ефектите от анализа, в смисъл дали се търсят само традиционните два ефекта - интензивен и екстензивен. Другата задача е според „източниците на прираст“ и е въведена от проф. В. Цонев (Цонев, 1970). С тази задача за източниците могат да се измерят следните три ефекта: интензивен ефект от онова количество на екстензивните единици през отчетната година, което е равно на тяхното количество през базисната година; екстензивен ефект от допълнително количество единици през отчетната година и интензивен ефект от същото допълнително количество единици. Двете задачи са свързани със съвместните ефекти и на практика много често се бъркат една с друга. Ако има съвместен ефект при първата задача, няма никакъв проблем нито за адитивния, нито за индексния анализ, защото той може да се отнесе към нетния интензивен ефект или да се разпредели пропорционално между двата нетни ефекта, или да остане като отделен ефект. Точното решение на втората задача обаче изисква допълнителна и специална информация за ефектите от двете количества на екстензивните единици през отчетната година. Ако няма такава информация, съвместният ефект може да се разпредели пропорционално между двата нетни ефекта. Във връзка със съвместния ефект искам да отбележа, че в моята последна статия за адитивния факторен анализ от 2010 г. предложих задължително пропорционално разпределяне на този ефект само за нуждите на индексния анализ (Христов, 2010а). Сега се отказвам от това разбиране, защото последната цел на всеки анализатор е да получи ефекта от цялото влияние на всеки фактор, а не само неговия нетен ефект. Това е особено важно за икономическите статистики, в които зависимите променливи са в паричен израз. След пропорционалното разпределяне на съвместния ефект се съставят брутни ефекти, които съдържат нетните ефекти и съответните пропорционални части на съвместния ефект. В моята последна статия за индексния факторен анализ също през 2010 г. предложих крайното решение на двата аналитични индекса за разнородна продукция да се определя с корекция, получена с квадратно уравнение (Христов, 2010б). От него също се отказвам, защото то се отнася за частни случаи и е математически формално. Стигнах до извода, че общото теоретично решение на адитивния и индексния факторен анализ трябва да се представя с теоретичен математически критерий. Именно с този критерий свързвам последното развитие на функционалния анализ у нас, тъй като преди десет години въведох параметъра h за съвместния ефект в адитивния факторен

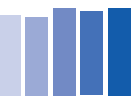


анализ (Христов, 2004а, 2004б). С него се установява наличието или отсъствието на такъв ефект, както и неговият алгебричен знак. В последно време изведох същия параметър с помощта на теорията на вероятностите при решението на задача от демографската статистика (Христов, 2013). От направената литературна справка се оказва, че h е нечетната дискретна функция на математическия сигнум, т.е. представлява теоретичен математически критерий за факторен анализ. С този теоретичен критерий излагам общото и окончателно решение на адитивния и на индексния анализ с два фактора.

Направеното изложение на развитието на индексния факторен анализ у нас би било непълно, ако не се вземе под внимание и развитието на индексната теория в западните страни. В исторически аспект тя се е развивала по-скоро като индексна теория на цените. В този аспект ще отбележа само най-важната връзка с нея на по-общата тема на настоящата статия за приложението на елементарния факторен анализ не само за продукцията на стоки, но и на най-различни показатели с два фактора във всички приложни статистики. В това отношение съм много улеснен от книгата на известния английски статистик Д. Миллс, в превод на руски език „Статистически методи”, за най-важните прилагани в практиката индекси до 60-те години на миналия век, както и от съдържателната и обобщаваща статия на проф. В. Цонев „Теория на индексите и нейната статистическа алтернатива” (Миллс, 1958; Цонев, 1998). В тази статия са представени накратко основните етапи в развитието на индексната западна теория на цените от началото на 18-и век до началото на 21-ви век. Първият период според определението на проф. Цонев е предфишериянският от началото на 18-и век до втората половина на 19-и век. Той обхваща първите опити за отчитане на динамиката на цените без връзка с настъпилите промени в продадените количества на стоките (Флитууд, 1703; Дюто, 1738; Джевънз, 1763; Карли, 1764; и други). Този период завършва през 60-те години на 19-и век с появата на индексите с постоянен състав на Ласпейрес (1864) и Пааше (1874), с които се отчитат и количествата на стоките. Тук е много важно да се отбележи, че с тези индекси светът работи и до днес, и както читателят ще види от по-нататъшното изложение в настоящата статия, това не е случайно. Вторият период от развитието на индексната теория е фишериянският, по името на американския индексолог Ирвинг Фишер (1922). Той започва от края на 19-и

век и завършва условно до втората половина на 20-и век. Характеризира се с многобройни изисквания (тестове) спрямо индексите, някои от които са противоречиви или неизпълними. В последна сметка за нуждите на практиката този автор е въвел формално геометрично осредняване на индексите на Ласпейрес и Пааше, докато други автори - формално аритметично осредняване (Еджуърт, Боули и други). С цел да се намали броят на тестовете, както и да отпаднат противоречивите от тях, идва следващият период или етапът на аксиоматизацията. Индексите през този период се тестват с много по-малък брой независими и съвместими математически аксиоми (Айххорн и Фьолер, 1976, 1983; Вартия, 1985; Дайуърт, 1976, 1987; и други). Въпреки по-малкия брой строги математически условия обаче не се е стигнало до еднозначно решение на индексния анализ. Последният период е от последната четвърт на миналия век и вероятно продължава до днес. Той е определен от проф. Цонев като етап на характеризация на индексите. Търси се единствена формула, която да се приеме с консенсус и да удовлетворява определени строги математически условия (Алън, 1975; Функе и Фьолер, 1979; Фогт, 1981; Балк, 1985, 1995; Глайснер, 1990; и други).

От отбелязаните съвсем накратко етапи в развитието на индексната теория могат да се направят два основни извода. Първият е, че няма още общоприето еднозначно решение на индексния факторен анализ. Според втория извод обаче още през втората половина на 19-и век са съставени два индекса за цените - на Ласпейрес и Пааше, с които се измерват относителните промени на цените с базисните или с текущите натурални количества на стоките. По този начин се открива възможността за измерване на **нетните ефекти** (промени на продукцията) само от измененията на цените. Към това кратко изложение трябва да се добавят индексната теория и съответният индексен факторен анализ на проф. Цонев (1984, 1998). С тях той е направил опит да реши всички икономически и аналитични проблеми на индексния факторен анализ на продукцията от разнородна съвкупност на различни стоки. За тази цел е въвел нов показател - „елементарни потребителски единици” на всяка различна стока, които заедно с нейната цена са фактори в индексния анализ на продукцията. По мое мнение това е друга, специфична задача на индексния факторен анализ, която е едновременно близка и различна от традиционната задача за измерване на влиянието на относителните промени на двата фактора p и q на отделната стока върху



относителеното изменение на нейната продукция P . Както беше отбелязано, с традиционния индексен анализ могат да се решават всякакви задачи за изменението на показатели като зависими променливи от промените на мултипликативно свързани фактори. От въведената по-рано (през 1968 г.) схема на проф. Цонев за адитивния факторен анализ обаче се установи, че при двата нейни случая има само два нетни ефекта, а при третия има и съвместен ефект освен двата нетни. Оттук възниква естественият въпрос защо верните принципи и получените ефекти от този анализ не са преминали и в следващия традиционен индексен анализ? Следвайки тази логика, по-нататъшното изложение на настоящата статия започва именно с най-големия принос на проф. Цонев за началната и определяща роля на адитивния факторен анализ.

2. Адитивен факторен анализ на обема на продукцията на една стока от промените на нейната цена и натурално количество

С цел да се сравнят решенията на адитивния и индексния факторен анализ, получени с теоретичния математически критерий, както и резултатите от предлагания индексен анализ с тези от традиционния с индексите на Ласпейрес и Пааше, е избран за анализ моделът $P = pq$. Цената p в този модел е известна като качествен показател и изразява величината на стойността на единичната стока в паричен израз, независимо дали е производствена, пазарна, сравнима, или някаква друга цена. Тези цени се използват само за нуждите на икономическия анализ, докато за статистическия всяка от тях е текуща за отчетна година или период и базисна (базова) цена за базисна година или период. Каквато и да е цената обаче, тя няма отношение към аналитичното решение на факторния анализ. Цената p и количеството q на стоката измерват нейните две фундаментално различни стойности: p е оценка на стойността на единичната стока в паричен израз, а q е оценка на потребителната стойност на същата стока чрез броя на нейните натурални единици за задоволяване на определени потребности. От математическа гледна точка двата показателя p и q се изразяват с две крайни множества (признаци) на два различни вида единици: парични (левове) на цената и броя на отделните екземпляри или единици на стоката в съответната натурална мярка. Възприет е анализът на продукцията само на една стока, за да се установят най-напред строгите условия и критерии за точни и единствени (еднозначни) решения на

дискретния анализ според теоретичната математика и статистика. След това те могат да се обобщят за цялата статистическа съвкупност на всички наблюдавани стоки.

Задачата на адитивния факторен анализ е да се разложи промяната или разликата $\Delta P = P_1 - P_0$ на стойностната маса на стоката през дадена отчетна година P_1 и стойностната маса на същата стока през друга предходна или базисна година P_0 на две части или ефекта. Единият е ΔP_p от промяната (разликата) на цената $\Delta p = p_1 - p_0$, а другият ефект е ΔP_q от промяната (разликата) на натуралното количество $\Delta q = q_1 - q_0$.

За тази цел се използва условен пример с четири стоки, всяка от които се характеризира с един от четирите вида едновременни промени на двата фактора p и q . Четирите вида промени се задават с условията $\Delta p > 0$ и $\Delta q > 0$ или $\Delta p < 0$ и $\Delta q < 0$ за еднопосочните промени на двата фактора и с условията $\Delta p > 0$ и $\Delta q < 0$ или $\Delta p < 0$ и $\Delta q > 0$ за разнопосочните промени. Най-напред за всяка стока се извършва адитивен факторен анализ на изменението на нейната продукция за отчетната и базисната година. При еднопосочните факторни промени се получават три ефекта - два нетни ΔP_p и ΔP_q от влиянието на всеки фактор и съвместен ефект в явен вид ΔP_{pq} от съвместното влияние на двата фактора. При разнопосочните промени на факторите има само два нетни ефекта ΔP_p и ΔP_q без съвместен ефект. С цел да се съставят двата крайни или брутни ефекта от общото или цялостно влияние на всеки фактор съвместният ефект се разпределя пропорционално между двата нетни ефекта. Всички ефекти (нетни и брутни) съставят **абсолютната форма** на адитивния факторен анализ. От нея се преминава в следващата **относителна форма** на този анализ чрез отношението на всеки ефект към базисната стойност на зависимата дискретна променлива P_0 . Всеки относителен ефект показва каква част от общото относително изменение на зависимата променлива - продукцията $\frac{\Delta P}{P_0}$, е прираст или намаление от влиянието на промяната на всеки фактор. Това е първото много важно познавателно значение на относителната форма на адитивния анализ. Освен него тя има и друго много важно значение, защото е изходна форма за следващия индексен факторен анализ.

Вместо използването на схеми за адитивен факторен анализ предлагам неговото теоретично и точно решение да се определя с дискретната нечетна функция на математическия сигнум:

$$\begin{aligned}\Delta P &= P_1 - P_0 = p_1 q_1 - p_0 q_0 = (p_1 - p_0) q_{j\min} + (q_1 - q_0) p_{j\min} + \operatorname{sgn}(p_1 - p_0)(q_1 - q_0) = \\ &= \Delta p q_{j\min} + \Delta q p_{j\min} + \operatorname{sgn} \Delta p \Delta q,\end{aligned}$$

където $q_{j\min}$ е по-малкото количество q_0 от базисната година или q_1 от отчетната година, както и $p_{j\min}$ е по-малката цена p_0 от базисната година или p_1 от отчетната година. Символът sgn е за дискретната нечетна функция на математическия *signum* (сигнум) от функционалния анализ с дискретни променливи (Bachman, Narici, 1966; Kreiszig, 1993; Милкоева, 1998; Христов, 2013). Тя взема три стойности: при $x < 0$, $\operatorname{sgn}(x) = -1$; при $x = 0$, $\operatorname{sgn}(x) = 0$ и при $x > 0$, $\operatorname{sgn}(x) = 1$. Дискретната нечетна функция $\operatorname{sgn}(x) = 0$ показва отсъствие на съвместен ефект при ($x = 0$) или наличие на такъв ефект при ($x \neq 0$) с неговия алгебричен знак. При отрицателен съвместен ефект $x < 0$, $\operatorname{sgn}(x < 0) = -1$, докато при положителен съвместен ефект $x > 0$, $\operatorname{sgn}(x > 0) = +1$. Същата функция въведох преди десет години с индуктивния логически подход като параметър h на знакова функция (sign function) пред съвместните ефекти (Христов, 2004а, 2004б). Едва по-късно разбрах, защото не съм математик по образование, че сигнум функцията е изведена отдавна в теорията на множествата на реалните числа и е известна повече като едно от свойствата на тези числа, а не като нечетна функция (Милкоева, 1998). Тя обаче не се преподава като функция в курсовете по математика, нито в теорията на статистиката във висшето икономическо образование, нито се прилага от математици в икономическите и социалните анализи у нас. От друга страна, не съм никак изненадан, че същата функция е много известна и се прилага отдавна в инженерно-техническите науки и техните приложения в съвременния свят.

Данните от условния пример за приложението на изложената методика са представени в табл. 1. Те са близки до фактическите цени на едни много използвани медицински апаратури. Числата за нея са избрани от данните за минали и различни години така, че да изразяват ясно различията между четирите условни стоки. За по-ясно изложение на анализа данните за всяка стока от табл. 1 са представени и графично на четири фигури. Те не са с пропорционални величини на числата от примерите, а са само символични с достатъчно големи факторни промени и ефекти за лесно възприемане.

**1. Цени и натурални количества на стоки и техните влияния върху
обемите на продукцията**

Стоки	Базисна година			Отчетна година			Ефекти от адитивния анализ			
	p_{i0} хил. лв.	q_{i0} брой	$p_{i0}q_{i0}$ млн. лв.	p_{i1} хил. лв.	q_{i1} брой	$p_{i1}q_{i1}$ млн. лв.	$\Delta p_i q_{im}$ хил. лв.	$\Delta q_i p_{im}$ хил. лв.	$h_i \Delta p_i \Delta q_i$ хил. лв.	$p_{i1}q_{i1} - p_{i0}q_{i0}$ хил. лв.
А	40	40	1,6	80	50	4,0	+1600	+400	+400	+2400
Б	60	50	3,0	50	30	1,5	-300	-1000	-200	-1500
В	50	50	2,5	90	30	2,7	+1200	-1000	-	+200
Г	60	60	3,6	50	70	3,5	-600	+500	-	-100
Общо	53,5	200	10,7	65,0	180	11,7	+1900	-1100	+200	+1000

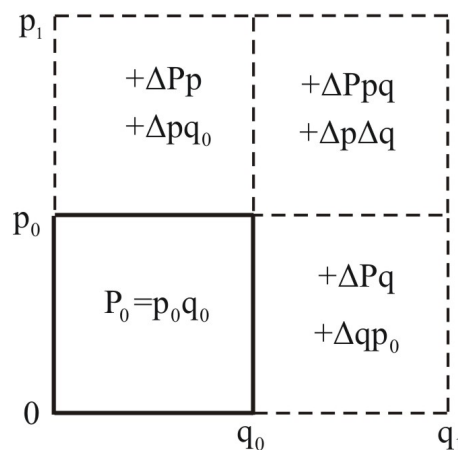
2.1. Адитивен факторен анализ на обема на продукцията на една стока от увеличенията на нейната цена и натурално количество

Първият разглеждан случай е с едновременни увеличения на двата фактора $\Delta p > 0$ и $\Delta q > 0$. Той е един от най-разпространените на практика не само в икономическите, но и във всички приложни статистики. Известен е като единствен от четирите възможни случая на промени на два фактора, адитивният анализ на който се приема за методологически издържан и точен от всички анализатори. Вероятно по тази причина той се среща също като единствен в много учебници и ръководства по статистика. За съжаление, разпространиха се и такива пособия, особено в последно време, в които няма и следа от най-елементарния, но първия и най-необходим на практиката статистически факторен анализ. Такива учебници и ръководства се съставят предимно от автори, които нямат икономическо образование или ако имат, не приемат условността и противоречията на решенията на елементарния факторен анализ при другите случаи на факторните промени. За запознатия читател този проблем е много стар и приложните икономически и социални статистики все още не могат да го решат. Дори общоприетото решение на адитивния факторен анализ на отбелязания случай с едновременните увеличения на двата фактора не се приема еднозначно от всички при неговото преминаване в решение на индексен факторен анализ. Именно по тази причина изложението на решенията на отделните случаи с едновременните промени на двата фактора започва с общоприетото решение на посочения случай с $\Delta p > 0$ и $\Delta q > 0$. Адитивният факторен анализ обаче тук се извежда с теоретичния критерий -

математическия сигнум h , с който се обосновава след това и точното индексно решение. С този подход и критерий са изведени и обосновани и всички останали по-трудни случаи на индексния факторен анализ.

Данните за първия случай с едновременните факторни увеличения са за стоката А в табл. 1 и са означени условно на фиг. 1.

Фиг. 1. Ефекти от едновременните увеличения на цената и натуралното количество на стоката



Общото увеличение на продукцията на стоката е $\Delta P = P_1 - P_0 = p_1q_1 - p_0q_0 = 80 \times 50 - 40 \times 40 = 4000 - 1600 = 2400$ хил. лева¹. Адитивният факторен анализ с математическия сигнум е $\Delta P = \Delta P_p + \Delta P_q + \text{sgn } \Delta P_{pq} = \Delta p q_{\min} + \Delta q p_{\min} + h \Delta p \Delta q$, където $q_{\min} = q_0$, $p_{\min} = p_0$ и $h = +1$, защото $\Delta p = p_1 - p_0 = 80 - 40 = 40$ хил. лв. е увеличение на цената и $\Delta q = q_1 - q_0 = 50 - 40 = 10$ броя е увеличение на количеството на стоката А. При тези условия решението с математическия сигнум е:

$$\Delta P = \Delta P_p + \Delta P_q + \text{sgn } \Delta P_{pq} = \Delta p q_0 + \Delta q p_0 + 1 \times \Delta p \Delta q = 40 \times 40 + 10 \times 40 + 1 \times 40 \times 10 = 1600 + 400 + 400 = 2400$$

хил. лева. От тях $\Delta P_p = 1600$ хил. лв. е нетният ефект (увеличение на продукцията) само от увеличението на цената на стоката А с $\Delta p = 40$ хил. лв., $\Delta P_q = 400$ хил. лв. е нетният ефект (увеличение на продукцията) само от увеличението на натуралното количество

¹ За по-голяма точност резултатите от анализа са в хил. левове вместо в млн. левове.

на стоката с $\Delta q = 10$ броя, а $\text{sgn } \Delta P_{pq} = 400$ хил. лв. е съвместният ефект (увеличение на продукцията) от едновременните увеличения на цената $\Delta p > 0$ и на натуралното количество $\Delta q > 0$. Това по мое мнение е само едно първоначално решение, което беше отбелязано като общоприето от всички анализатори. Освен него обаче има и второ окончателно решение с два брутни ефекта. То не се приема от всички, но според мен е единственото методологически издържано и целенасочено решение. Причината е, че крайният интерес при икономическите задачи е насочен не само към нетния ефект, но и към общия или цялостен ефект в стойностен (паричен) израз от влиянието на всеки фактор върху общото изменение на зависимата променлива в стойностния (паричен) израз. Брутните ефекти се съставят с пропорционално разпределяне на съвместния ефект ΔP_{pq} между двата нетни ефекта ΔP_p и ΔP_q . Другият метод за пропорционално разпределяне е чрез относителните факторни промени спрямо базисните стойности на факторите. В разглеждания случай относителните факторни промени са $\frac{\Delta p}{p_0} = \frac{80 - 40}{40} = 1$ и $\frac{\Delta q}{q_0} = \frac{50 - 40}{40} = 0,25$ (фиг. 1). Вземат се относителните, а не абсолютните факторни промени, защото факторите p и q са в различни мерки и само относителните промени показват точно различните величини на техните влияния. Точното различие на относителните промени се задава с тяхното отношение, например на по-голямата към по-малката промяна, или обратно. За разглеждания пример това отношение е $\frac{1,00}{0,25} = 4$ и показва, че съвместният ефект ΔP_{pq} трябва да се раздели на пет равни части, едната от които да се отнесе към по-малкия нетен ефект, а другите четири части да отидат към по-големия нетен ефект. С числата от примера $\frac{\Delta P_{pq}}{5} = \frac{400}{5} = 80$ хил. лева. Тази една пропорционална част се означава с $\Delta P_{pqq} = 80$ хил. лв., защото отива към малкия нетен ефект $\Delta P_q = 400$ хил. лева. Заедно с него се образува брутният ефект $br\Delta P_q = \Delta P_q + \Delta P_{pqq} = 400 + 80 = 480$ хил. лв. от общото или цялостно влияние на фактора q . Общата сума на останалите четири пропорционални части от съвместния ефект се означава с $\Delta P_{ppq} = 4 \times 80 = 320$ хил. лв. и отива към големия нетен ефект $\Delta P_p = 1600$ хил. лева. Заедно с него се образува брутният ефект $br\Delta P_p = \Delta P_p + \Delta P_{ppq} = 1600 + 320 = 1920$ хил. лв. от общото или цялостното влияние на другия фактор - цената p на стоката. Сумата на двата брутни ефекта е $br\Delta P_q + br\Delta P_p = 480 + 1920 = 2400$ хил. лв., или е точно равна на увеличението на

продукцията с $\Delta P = 2400$ хил. лева. За пропорционалното разпределяне на съвместни ефекти е известен и по-лесен метод (Христов, 2013). При него се използват направо относителните дялове на двата нетни ефекта: $f_p = \frac{\Delta P_p}{\Delta P_p + \Delta P_q} = \frac{1600}{1600 + 400} = 0,80$ и $f_q = \frac{\Delta P_q}{\Delta P_p + \Delta P_q} = \frac{400}{1600 + 400} = 0,20$. С тези относителни дялове се разпределя съвместният ефект в същото отношение $\frac{0,80}{0,20} = 4$ както с относителните факторни промени: $\Delta P_{ppp} = f_p \Delta P_{pq} = 0,80 \times 400 = 320$ хил. лв. и $\Delta P_{qqq} = f_q \Delta P_{pq} = 0,20 \times 400 = 80$ хил. лева. Този метод за разпределяне на съвместните ефекти от адитивния факторен анализ е предложен за пръв път у нас от проф. Алберт Аврамов (Станев, Аврамов, 1983).

Всички получени нетни и брутни ефекти съставят абсолютната форма на адитивния факторен анализ. При нея се работи с разлики на стойностите на зависимата променлива и на отделните фактори, докато отделните ефекти са части от изменението на зависимата променлива $\Delta P = P_1 - P_0$ също в абсолютен израз. Както беше отбелязано, тази форма на анализа има много голямо самостоятелно или собствено познавателно значение при икономическите задачи, защото всички ефекти имат паричен израз. По-нататък от нея може да се премине в елементарен иконометричен модел, при който всеки ефект - нетен и брутен, се отнася към съответната факторна промяна. В разглеждания случай например елементарният иконометричен модел е $\Delta P' = \frac{\Delta P_p}{\Delta p} + \frac{\Delta P_q}{\Delta q} + h \frac{\Delta P_p}{\Delta p} \times \frac{\Delta P_q}{\Delta q}$, където $\Delta P'$ е изменението на зависимата променлива за единица промяна на цената p и на количеството q според техните натурални мерки. Без да развивам повече тази идея, искам да обърна внимание, че посоченият модел е най-елементарен и от него може да се премине в по-сложни иконометрични модели с непрекъснати променливи. Всички проблеми и решения на адитивния факторен анализ обаче преминават на по-високо равнище в такива иконометрични модели с непрекъснати променливи.

Следващата много важна форма на адитивния анализ е относителната. Според нейната първа много важна функция, както отбелязах, всеки ефект от абсолютната форма на анализа - нетен или брутен, се отнася към базисната стойност P_0 на зависимата променлива. Получените по този начин ефекти са нетните относителни

$\frac{\Delta P_p}{P_0}$, $\frac{\Delta P_q}{P_0}$ и $\frac{\Delta P_{pq}}{P_0}$, както и брутните относителни $\frac{br\Delta P_p}{P_0}$ и $\frac{br\Delta P_q}{P_0}$. С числата от примера

нетните относителни ефекти възлизат на $\frac{\Delta P_p}{P_0}100 = \frac{1600}{1600}100 = 100\%$ и

$\frac{\Delta P_q}{P_0}100 = \frac{400}{1600}100 = 25\%$, а относителният съвместен ефект $\frac{\Delta P_{pq}}{P_0}100 = \frac{400}{1600}100 = 25\%$.

Сумата в проценти на тези ефекти е $100+25+25=150\%$, или е точно равна на относителното увеличение на продукцията с $\frac{\Delta P}{P_0}100 = \frac{2400}{1600}100 = 150\%$. От своя страна

относителните брутни ефекти са $\frac{br\Delta P_p}{P_0}100 = \frac{1920}{1600}100 = 120\%$ и

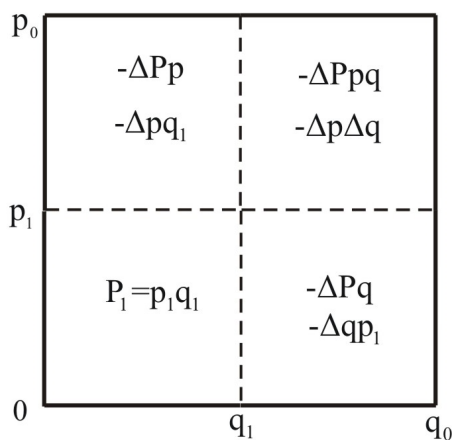
$\frac{br\Delta P_q}{P_0}100 = \frac{480}{1600}100 = 30\%$. Тяхната сума също е равна на относителното увеличение

$\frac{\Delta P}{P_0}100$ на продукцията със 150%.

2.2. Адитивен факторен анализ на обема на продукцията на една стока от намаленията на нейната цена и натурално количество

Този случай с едновременните намаления на двата фактора p и q също е лесен за адитивен факторен анализ, ако се решава с помощта на математическия сигнум h , но е по-труден от предходния случай с едновременните увеличения на факторите. Той обаче не се обсъжда в приложните статистики, нито в тяхната теория на статистиката, нито в схемата на проф. В. Цонев за адитивния факторен анализ (Цонев, 1968). Според мен това е главната причина приложните статистики у нас да не достигнат с математическа индукция или с теоретичния критерий (математическия сигнум) до общото теоретично решение на адитивния и индексния факторен анализ. Примерът за този случай е със стоката Б в табл. 1 и е графично представен на фиг. 2. Данните за този пример обаче се различават от данните на предходния пример за стоката А, защото с едни и същи числа при разменени места на двете сравнявани години (базисна и отчетна) се получават едни и същи ефекти по абсолютна стойност, но с обратни алгебрични знаци.

Фиг. 2. Ефекти от едновременните намаления на цената и натуралното количество на стоката



От данните в таблицата и фигурата се определя най-напред общото намаление на продукцията $\Delta P = p_1 q_1 - p_0 q_0 = 50 \times 30 - 60 \times 50 = 1500 - 3000 = -1500$ хил. лв., или -1,5 млн. лева. Резултатите или ефектите от адитивния анализ с математическия сигнум на същата разлика ΔP образуват сумата $\Delta P_p + \Delta P_q + \text{sgn} \Delta P_{pq} = \Delta p q_{\min} + \Delta q p_{\min} + h \Delta p \Delta q$, където ΔP_p е нетният ефект - намаление на продукцията само от намалението на цената с $\Delta p = p_1 - p_0$, ΔP_q е нетният ефект - намаление на продукцията само от намалението на натуралното количество на стоката с $\Delta q = q_1 - q_0$ и $\text{sgn} \Delta P_{pq}$ е съвместният ефект - намаление на продукцията от едновременните намаления на цената Δp и на натуралното количество на стоката Δq . От своя страна $\Delta P_p = \Delta p q_{\min}$, където $q_{\min} = q_1$, $\Delta P_q = \Delta q p_{\min}$, където $p_{\min} = p_1$ и $\text{sgn} \Delta P_{pq} = h \Delta p \Delta q$, където $h = -1$, защото факторните промени са отрицателни, $\Delta p = p_1 - p_0 = 50 - 60 = -10$ хил. лв. е намаление на цената и $\Delta q = q_1 - q_0 = 30 - 50 = -20$ броя е намаление на стоката Б през отчетната спрямо базисната година. При тези условия решението на адитивния факторен анализ е $\Delta P = \Delta P_p + \Delta P_q + \text{sgn} \Delta P_{pq} = -10 \times 30 + (-20) \times 50 + (-1) \times (-10) \times (-20) = -300 + (-1000) + (-200) = -1500$ хил. лева (фиг. 2). Интерпретацията на получените резултати е $\Delta P_p = -300$ хил. лв. намаление на продукцията само от намалението на цената с $\Delta p = -10$ хил. лв., $\Delta P_q = -1000$ хил. лв. е намаление на продукцията само от намалението на количеството на стоката с $\Delta q = -20$ броя и $\text{sgn} \Delta P_{pq} = -200$ хил. лв. е намаление на продукцията от едновременните намаления на цената с $\Delta p < 0$ и на натуралното количество с $\Delta q < 0$. За крайното решение на адитивния анализ и за следващия индексен факторен анализ е

необходимо пропорционално разпределяне на съвместния ефект $\text{sgn } \Delta P_{pq} = -200$ хил. лв. между двата нетни ефекта $\Delta P_p = -300$ хил. лв. и $\Delta P_q = -1000$ хил. лева. Този метод препоръчвам като много по-лесен и за случая с едновременните факторни намаления $\Delta p < 0$ и $\Delta q < 0$. С другия метод трябва да се използват обратните факторни промени $\Delta p > 0$ и $\Delta q > 0$, които произлизат от реципрочните факторни индекси $I'_p = \frac{1}{I_p}$ и $I'_q = \frac{1}{I_q}$.

За целта с относителните дялове

$$f_p = \frac{\Delta P_p}{\Delta P_p + \Delta P_q} = \frac{-300}{-300 + (-1000)} = \frac{-300}{-1300} = 0,2308$$

и $f_q = \frac{\Delta P_q}{\Delta P_p + \Delta P_q} = \frac{-1000}{-300 + (-1000)} = \frac{-1000}{-1300} = 0,7692$ се разпределя съвместният ефект

$\text{sgn } \Delta P_{pq} = h\Delta p\Delta q = (-1)(-\Delta p)(-\Delta q) = -\Delta p\Delta q = -200$ хил. лв. на двете пропорционални части $\Delta P_{pqp} = (-\Delta p\Delta q)f_p$ и $\Delta P_{pqq} = (-\Delta p\Delta q)f_q$. Първата пропорционална част е $\Delta P_{pqp} = -200 \times 0,2308 = -46,2$ хил. лв., откъдето общият (брутен) ефект, който се дължи на намалението на цената на стоката, е $br\Delta P_p = \Delta P_p + \Delta P_{pqp} = -300 + (-46,2) = -346,2$ хил.

лева. Другата пропорционална част от съвместния ефект е $\Delta P_{pqq} = -200 \times 0,7692 = -153,8$ хил. лв., откъдето общият (брутен) ефект, който се дължи на намалението на натуралното количество на стоката, е $br\Delta P_q = \Delta P_q + \Delta P_{pqq} = -1000 + (-153,8) = -1153,8$ хил. лева. Или общото намаление на продукцията е: $\Delta P_0 = br\Delta P_p + br\Delta P_q = -346,2 + (-1153,8) = -1500$ хил. лева. Посочените

брутни ефекти образуват известния елементарен иконометричен модел чрез отношението на всеки ефект към отделното факторно намаление Δp и Δq , или $\frac{br\Delta P_p}{\Delta p}$

и $\frac{br\Delta P_q}{\Delta q}$. С числата от примера $\frac{br\Delta P_p}{\Delta p} = \frac{-346,2}{-10} = 34,62$ хил. лв. и

$\frac{br\Delta P_q}{\Delta q} = \frac{-1153,8}{-20} = 57,69$ хил. лева. Интерпретацията на тези решения е, че на 1000 лв.

намаление на цената продукцията намалява с 34,62 хил. лв. и едновременно тя намалява още по-силно с 57,69 хил. лв. от намалението на стоката с една натурална единица.

Нека същия пример с едновременните намаления на двата фактора решим като случая в предходната т. 2.1 според известната схема за адитивния факторен анализ, при

който нетният ефект на всеки фактор се определя с базисната стойност на другия фактор: $\Delta P_0 = P_1 - P_0 = \Delta p q_0 + \Delta q p_0 + \Delta p \Delta q = (p_1 - p_0)q_0 + (q_1 - q_0)p_0 + (p_1 - p_0)(q_1 - q_0)$. С числата от примера се получава следната сума на ефектите: $(50-60)50 + (30-50)60 + (50-60)(30-50) = -500 + (-1200) + 200 = -1700 + 200 = -1500$ хил. лева. Действително сумата на ефектите е точно равна на разликата $\Delta P_0 = -1500$ хил. лв., но отделните ефекти са **неверни**. Всеки от двата нетни ефекта съдържа съвместния ефект $-\Delta p \Delta q = -200$ хил. лв. и по този начин вместо един съвместен ефект има два такива ефекта (фиг. 2). Или сумата на ефектите е математически вярна, но отделните ефекти са неверни. Именно в това се състои подвеждането с въпросната схема за адитивния анализ, когато случаят с едновременните намаления на двата фактора се решава както случая с едновременните увеличения.

На следващия етап адитивният анализ преминава от абсолютна в относителна форма. С числата от примера $\frac{br\Delta P_p}{P_0} = \frac{-346,2}{3000} = -0,1154$ и $\frac{br\Delta P_q}{P_0} = \frac{-1153,8}{3000} = -0,3846$.

Сумата на двата брутни относителни ефекта е $-0,1154 + (-0,3846) = -0,5000$, или е точно равна на относителното намаление на продукцията $\Delta I_0 = I_0 - 1 = \frac{P_1}{P_0} - 1 = \frac{1500}{3000} - 1 = -0,5000$. Интерпретацията с процентите е, че продукцията е намаляла с 11,54% от намалението на цената и едновременно с 38,46% от намалението на нейното натурално количество.

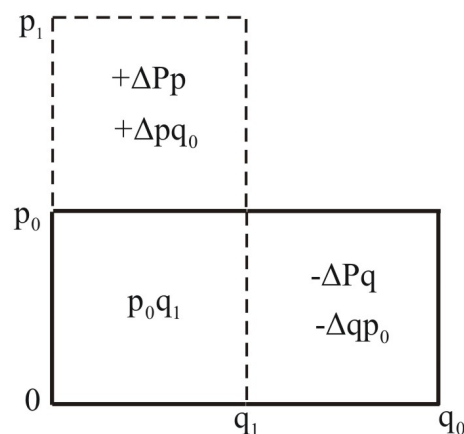
2.3. Адитивен факторен анализ на обема на продукцията на една стока от увеличението на нейната цена и намалението на натуралното количество

Следващите два случая (В) и (Г) за анализ на промените на стойностните маси (обемите на продукцията) на стоките В и Г в табл. 1 се характеризират с **разнопосочни** промени на техните цени и натурални количества. Адитивният факторен анализ за тях показва отсъствие на съвместни ефекти и по тази причина той е по-лесен в сравнение с анализа при еднопосочните факторни промени. За сметка на адитивния анализ обаче следващият индексен факторен анализ на случаите с разнопосочните факторни промени е по-труден. Както ще видим по-нататък, причината за тази трудност е, че най-напред в единия от аналитичните индекси трябва да се включи положителен фиктивен съвместен ефект, за да се изпълни индексното равенство $I_0 = I_p \times I_q$. След това той се

анулира с математическия сигнум $h = 0$, за да се получи точното еднозначно решение само с реално съществуващите два нетни ефекта. За двата случая с разнопосочните факторни промени, както за еднопосочните, няма никакво значение редът на тяхното представяне и решение.

Първият случай с разнопосочните факторни промени е за изменението на обема на продукцията на стоката В в табл. 1 от увеличението на цената $\Delta p > 0$ и намалението на натуралното количество $\Delta q < 0$. Той е един от най-разпространените в икономиката, както и първият случай с еднопосочните факторни увеличения $\Delta p > 0$ и $\Delta q > 0$. По-конкретно, изменението на продукцията на стоката В възлиза на $\Delta P = P_1 - P_0 = p_1 q_1 - p_0 q_0 = 90 \times 30 - 50 \times 50 = 2700 - 2500 = 200$ хил. лв. увеличение. Адитивният анализ с математическия сигнум $h = 0$ на посоченото увеличение е представен на фиг. 3.

Фиг. 3. Ефекти от увеличението на цената и намалението на натуралното количество на стоката



На фиг. 3 се вижда ясно, че няма никакъв съвместен ефект, защото мястото за него е **празно**. Противоположните факторни промени са увеличение на цената с $\Delta p = p_1 - p_0 = 90 - 50 = 40$ хил. лв. и намаление на натуралното количество с $\Delta q = q_1 - q_0 = 30 - 50 = -20$ натурални единици на стоката. Адитивният факторен анализ с математическия сигнум h е $\Delta P = \Delta P_p + \Delta P_q + h \Delta P_{pq} = \Delta p q_{\min} + \Delta q p_{\min} + h \Delta p \Delta q$, където $q_{\min} = q_1$, $p_{\min} = p_0$ и $h = 0$, защото при $\Delta p > 0$ и $\Delta q < 0$ няма съвместен ефект. Или $\Delta P = \Delta P_p + \Delta P_q + h \Delta P_{pq} = \Delta p q_1 - \Delta q p_0 + 0 \Delta p \Delta q = \Delta p q_1 - \Delta q p_0$. С числата от примера

$$\Delta P_p = \Delta p q_1 = (90 - 50)30 = 40 \times 30 = 1200 \quad \text{хил.} \quad \text{лв.} \quad \text{и}$$

$$\Delta P_q = -\Delta q p_0 = (30 - 50)50 = -20 \times 50 = -1000 \quad \text{хил. лева.}$$

Първият нетен ефект $\Delta P_p = 1200$ хил. лв. е увеличение на продукцията само от факторното увеличение на цената, докато вторият нетен ефект $\Delta P_q = -1000$ хил. лв. е намаление на продукцията само от противоположното факторно намаление на натуралното количество на стоката. Алгебричната сума на двата нетни ефекта $\Delta P_p + \Delta P_q = 1200 + (-1000) = 200$ хил. лв. е точно равна на увеличението на продукцията с $\Delta P = 200$ хил. лева. При разнопосочните промени крайният резултат от анализа взема алгебричния знак на поголемия ефект по абсолютна стойност. Във връзка с посоченото решение всяко друго е **погрешно**. Например ако се допусне, че ефектът ΔP_p е равен на $\Delta p q_0$, трябва и ефектът ΔP_q да бъде равен на $\Delta q p_1$, за да бъде изпълнено равенството $\Delta P_p + \Delta P_q = \Delta P$. При тези

$$\begin{aligned} \text{условия} \quad \quad \quad \text{с} \quad \quad \quad \text{числата} \quad \quad \quad \text{от} \quad \quad \quad \text{примера} \\ \Delta P_p + \Delta P_q = \Delta p q_0 - \Delta q p_1 = (90 - 50)50 + (30 - 50)90 = 40 \times 50 + (-20)90 = \\ = 2000 + (-1800) = 200 \end{aligned}$$

хил. лева. Или получава се същият краен резултат за общото увеличение на продукцията с 200 хил. лв., но двата ефекта са погрешни, защото всеки от тях съдържа несъществуващ съвместен ефект с различен знак. Например ефектът $\Delta P_p = \Delta p q_0$ включва несъществуващ положителен ефект $\Delta p \Delta q$, за който $\Delta p = (p_1 - p_0) = 90 - 50 = 40 > 0$ и $\Delta q = (q_0 - q_1) = 50 - 30 = 20 > 0$. Положителният съвместен ефект $\Delta p \Delta q$ обаче е равен на $40 \times 20 = 800$ хил. лв. и е недопустим, защото се получава с обратната разлика $\Delta q = (q_0 - q_1) > 0$, а не с действителната $\Delta q = (q_1 - q_0) = 30 - 50 = -20 < 0$ (фиг. 3). Другият ефект $\Delta P_q = -\Delta q p_1$ включва също несъществуващия съвместен ефект, но като отрицателна величина $\Delta p \Delta q < 0$.

$$\begin{aligned} \text{Действително} \quad \quad \quad \text{с} \quad \quad \quad \text{нея} \\ \Delta P_q = (q_1 - q_0)p_1 = (q_1 - q_0)p_0 + (q_1 - q_0)(p_1 - p_0) = (30 - 50)50 + (30 - 50)(90 - 50) = \\ = -20 \times 50 + (-20)40 = -1000 + (-800) = -1800 \end{aligned}$$

хил. лв.,

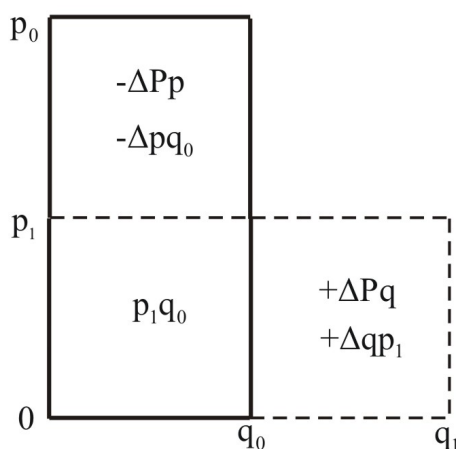
където $\Delta p \Delta q = -800$ хил. лева. При сумиране на ефектите двата противоположни съвместни ефекта се унищожават взаимно и се стига до същото общо увеличение на продукцията с 200 хил. лева. С числата от примера $\Delta P_p = \Delta p q_0 = 40 \times 50 = 2000$ хил. лв. и $\Delta P_q = -\Delta q p_1 = (-20)90 = -1800$ хил. лв., откъдето $\Delta P_p + \Delta P_q = 2000 + (-1800) = 200$ хил. лева. Двата ефекта $\Delta p q_0$ и $(-\Delta q p_1)$ в тази сума, които съдържат двата несъществуващи

ефекта с различни знаци, са **неверни**. Следователно с математическия сигнум $h = 0$ се получават единствените верни и точни нетни ефекти $\Delta P_p = \Delta p q_1 = 1200$ хил. лв. и $\Delta P_q = -\Delta q p_0 = -1000$ хил. лева. По-нататък елементарният иконометричен модел с тези ефекти е $\frac{\Delta P_p}{\Delta p} = \frac{1200}{40} = 30$ хил. лв. и $\frac{\Delta P_q}{\Delta q} = \frac{-1000}{-20} = 50$ хил. лева. Интерпретацията на получените резултати е, че при увеличение на цената с 1000 лв. продукцията се увеличава с 30 хил. лв. и при едновременно намаление на количеството на стоката с една натурална единица продукцията намалява с 50 хил. лева. Другата необходима относителна форма на адитивния факторен анализ за случая (B) е $\frac{\Delta P_p}{P_0} = \frac{1200}{2500} = 0,48$ и $\frac{\Delta P_q}{P_0} = \frac{-1000}{2500} = -0,40$. Нейната интерпретация в проценти е, че увеличението на цената е повлияло за увеличение на продукцията с 48%, докато намалението на натуралното количество на стоката е повлияло за нейното намаление с 40%.

2.4. Адитивен факторен анализ на обема на продукцията на една стока от намалението на нейната цена и увеличението на натуралното количество

Адитивният факторен анализ на този случай с разнопосочните факторни промени $\Delta p < 0$ и $\Delta q > 0$ се характеризира също с **отсъствие** на съвместен ефект. Както за предходния случай (B) с разнопосочните промени $\Delta p > 0$ и $\Delta q < 0$, така и в настоящия случай адитивният факторен анализ е по-лесен от индексния анализ. Данните за него са за изменението на продукцията (стойностната маса) на стоката Г в табл. 1 и са представени графично на фиг. 4.

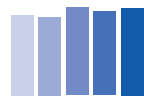
Фиг. 4. Ефекти от намалението на цената и увеличението на натуралното количество на стоката



Фиг. 4

Числата за стоката Г не са същите както за предходния случай (В) с разменени места за базисната и отчетната година, защото при обобщаване (сумиране) на данните за всички стоки те могат взаимно да се неутрализират. В случая (Г) изменението на продукцията възлиза на $\Delta P = P_1 - P_0 = p_1 q_1 - p_0 q_0 = 50 \times 70 - 60 \times 60 = 3500 - 3600 = -100$ хил. лв. намаление. Адитивният факторен анализ с математическия сигнум за това намаление е представен на фиг. 4. На нея ясно се виждат ефектите от противоположните факторни промени с $\Delta p = p_1 - p_0 = 50 - 60 = -10$ хил. лв. намаление на цената и с $\Delta q = q_1 - q_0 = 70 - 60 = 10$ броя увеличение на натуралното количество на стоката. При тези разнопосочни промени дискретните факторни променливи p и q , както и математическият сигнум h , имат следните стойности: $q_{\min} = q_0, p_{\min} = p_1$ и $h = 0$, защото при $\Delta p < 0$ и $\Delta q > 0$ няма съвместен ефект. Или $\Delta P = \Delta P_p + \Delta P_q - h \Delta P_{pq} = -\Delta p q_0 + \Delta q p_1 + 0 \Delta p \Delta q = -\Delta p q_0 + \Delta q p_1$ (фиг. 4). С числата от примера $\Delta P_p = -\Delta p q_0 = (50 - 60)60 = -10 \times 60 = -600$ хил. лв. е намаление, а $\Delta P_q = -\Delta q p_1 = (70 - 60)50 = 10 \times 50 = 500$ хил. лв. е увеличение на продукцията. Първият нетен ефект $\Delta P_p = -600$ хил. лв. е намаление на продукцията само от факторното намаление на цената, докато вторият нетен ефект $\Delta P_q = 500$ хил. лв. е увеличение на продукцията само от противоположното факторно увеличение на натуралното количество на стоката. Алгебричната сума на двата нетни ефекта $\Delta P_p + \Delta P_q$ е точно равна на общото намаление на продукцията с $\Delta P = -100$ хил. лв., защото

$\Delta P_p + \Delta P_q = -600 + 500 = -100$ хил. лева. Както в предходния случай (В) с разнопосочните факторни промени общото изменение на продукцията взема алгебричния знак на по-големия ефект по абсолютна стойност. Получените резултати от анализа показват, че в случая (Г) няма съвместен ефект, защото математическият сигнум h е равен на нула и на фиг. 4 се вижда, че мястото за този ефект е **празно**. Анализът с всяка друга логика е **погрешен**, защото, ако се допусне например, че ефектът ΔP_p е равен на $\Delta p q_1$, трябва и ефектът ΔP_q да бъде равен на $\Delta q p_0$, за да бъде изпълнено равенството $\Delta P_p + \Delta P_q = \Delta P$. С числата от примера $\Delta P_p + \Delta P_q = -\Delta p q_1 + \Delta q p_0 = (50 - 60)70 + (70 - 60)60 = -10 \times 70 + 10 \times 60 = -700 + 600 = -100$ хил. лева. Или получава се същият краен резултат за намалението на продукцията със 100 хил. лв., но двата ефекта са **неверни**, защото всеки от тях съдържа несъществуващ съвместен ефект. Ефектът $\Delta P_p = -700$ хил. лв. включва несъществуващ отрицателен съвместен ефект $-\Delta p \Delta q = -10 \times 10 = -100$ хил. лв., докато другият ефект $\Delta P_q = 600$ хил. лв. включва същия несъществуващ съвместен ефект, но като положителна величина $+\Delta p \Delta q = (p_0 - p_1)(q_1 - q_0) = (60 - 50)(70 - 60) = 10 \times 10 = +100$ хил. лева. Както се вижда, този несъществуващ положителен съвместен ефект се получава с недопустимата за анализа обратна разлика $\Delta p = (p_0 - p_1)$. Двата противоположни съвместни ефекта се унищожават взаимно, но те са неверни. От това следва, че единствените верни и точни ефекти са нетните, получени с математическия сигнум $h = 0$, $\Delta P_p = -\Delta p q_0 = -600$ хил. лв. и $\Delta P_q = \Delta q p_1 = 500$ хил. лева. По-нататък с тези ефекти може да се премине също в елементарен иконометричен модел с факторните промени Δp и Δq : $\frac{\Delta P_p}{\Delta p} = \frac{-600}{-10} = 60$ хил. лв. и $\frac{\Delta P_q}{\Delta q} = \frac{500}{10} = 50$ хил. лева. Интерпретацията на тези отношения е, че на 1000 лв. намаление на цената продукцията намалява с 60 хил. лв., докато при увеличение на количеството на стоката с една натурална единица продукцията се увеличава с 50 хил. лева. От своя страна относителната форма на адитивния анализ, която е необходима за следващия индексен факторен анализ, е $\frac{\Delta P_p}{P_0} = \frac{-600}{3600} = -0,1667$ и $\frac{\Delta P_q}{P_0} = \frac{500}{3600} = 0,1389$. Тяхната сума е $-0,1667 + 0,1389 = -0,0278$, или е точно равна на относителното намаление на продукцията с $\frac{\Delta P}{P_0} = \frac{-100}{3600} = -0,0278$. Интерпретацията на



относителните нетни ефекти в проценти е, че намалението на цената е повлияло за намалението на продукцията с 16,67%, докато увеличението на натуралното количество на стоката е повлияло за нейното увеличение с 13,89%.

Обобщено, верните и точни (еднозначни) решения на адитивния факторен анализ с помощта на теоретичния критерий h за дискретната нечетна функция на математическия сигнум са следните:

$$\text{- при } \Delta p > 0 \text{ и } \Delta q > 0; \Delta P = \Delta P_p + \Delta P_q + \Delta P_{pq}$$

$$\text{- при } \Delta p < 0 \text{ и } \Delta q < 0; \Delta P = -\Delta P_p - \Delta P_q - \Delta P_{pq}$$

$$\text{- при } \Delta p > 0 \text{ и } \Delta q < 0; \Delta P = \Delta P_p - \Delta P_q$$

$$\text{- при } \Delta p < 0 \text{ и } \Delta q > 0; \Delta P = -\Delta P_p + \Delta P_q.$$

При еднопосочните факторни промени с $\Delta p > 0$ и $\Delta q > 0$ или $\Delta p < 0$ и $\Delta q < 0$ крайните решения са с брутните ефекти, образувани от нетните ефекти и пропорционално разпределените съвместни ефекти между тях: $\Delta P = br\Delta P_p + br\Delta P_q$ и $\Delta P = -br\Delta P_p - br\Delta P_q$.

Всички ефекти образуват абсолютната форма на адитивния факторен анализ. От нея се преминава в относителната форма с отношенията на ефектите спрямо базисната стойност на зависимата променлива P_0 . С отношенията на всички ефекти спрямо съответните факторни промени Δp и Δq се съставят елементарни иконометрични модели с двата фактора p и q .

3. Индексен факторен анализ на обема на продукцията на една стока от промените на нейната цена и натурално количество

Следващата, втора форма на елементарния функционален анализ е индексната. Тя произлиза от предходната относителна форма на адитивния факторен анализ, но може и самостоятелно да бъде изведена и обоснована без адитивния анализ. В този ред е направено следващото изложение на индексния анализ. Индексният факторен анализ започва с традиционното индексно равенство $I_0 = I_p \times I_q$, където I_0 е известният **резултативен** индекс или отношение на зависимата дискретна променлива $\frac{P_1}{P_0}$. Според разглеждания пример в табл. 1 това отношение е между обема на продукцията P_1 в хил. лв. на всяка отделна стока през отчетната или текущата година спрямо продукцията P_0 на същата стока през базисната година. От този индекс произлиза величината на

точното относително изменение на зависимата променлива P_0 , или $\Delta I_0 = I_0 - 1 = \frac{P_1 - P_0}{P_0} = \frac{\Delta P}{P_0}$. Другите два индекса или отношения са **факторни** за цената

$I_p = \frac{P_1}{P_0}$ и за натуралното количество на стоката $I_q = \frac{q_1}{q_0}$. Като относителни и

ненаименовани величини те показват различната интензивност или величината на относителната промяна на всеки фактор: $\Delta I_p = I_p - 1 = \frac{P_1 - P_0}{P_0} = \frac{\Delta p}{P_0}$ на цената p и

$\Delta I_q = I_q - 1 = \frac{q_1 - q_0}{q_0} = \frac{\Delta q}{q_0}$ на натуралното количество q . Оттук произлизат целта и

задачата на всеки индексен факторен анализ - да се измери влиянието на всяка относителна факторна промяна върху относителното изменение на зависимата променлива $\Delta I_0 = \frac{\Delta P}{P_0}$. За тази цел трябва да се съставят два нови индекса - $I_{\Delta p}$ и $I_{\Delta q}$,

всеки от които да показва **каква част** от относителното изменение на зависимата променлива се дължи само на влиянието на всяка относителна факторна промяна. Тъй като относителното изменение на зависимата променлива е спрямо нейната базисна стойност P_0 , е необходимо и новите индекси да бъдат построени спрямо P_0 , а не да бъдат като изходните факторни индекси I_p и I_q спрямо базисните стойности p_0 и q_0

на двата фактора. Следователно на първия етап на индексния факторен анализ двата факторни индекса I_p и I_q трябва да бъдат **заменени** с двата нови индекса $I_{\Delta p}$ и $I_{\Delta q}$, които, за да се различават от предходните факторни, са известни като **аналитични** индекси. С тях се измерват ефектите от влиянията на относителните промени ΔI_p и ΔI_q

на двата фактора p и q , като сумата на ефектите трябва да бъде равна на относителното изменение на зависимата променлива $\Delta I_0 = \frac{\Delta P}{P_0}$. За да бъде изпълнено това условие, е

необходимо двата аналитични индекса $I_{\Delta p}$ и $I_{\Delta q}$ да бъдат построени по такъв начин, че да се изпълнява индексното равенство $I_0 = I_{\Delta p} \times I_{\Delta q}$. Оттук произлиза следващото

строгово условие за аналитичните индекси, според което всеки от тях трябва да бъде равен на съответния факторен индекс, или $I_{\Delta p} = I_p$ и $I_{\Delta q} = I_q$. По-нататък от

определението на аналитичните индекси е вече ясно, че ефектите, които те могат да

съдържат, са относителните от адитивния факторен анализ, защото всички са измерени спрямо P_0 . Следователно всеки аналитичен индекс се образува или само с нетен

относителен ефект, или с нетен и евентуален съвместен ефект. Тук от условието за



равенство на аналитичните с факторните индекси обаче възниква един проблем, който засяга аналитичните индекси само в случаите с разнопосочните факторни промени. Според него единият от аналитичните индекси, който съдържа положителния нетен ефект, трябва да включва и положителен фиктивен съвместен ефект. Той възниква от посоченото условие за равенство между всеки аналитичен и факторен индекс. Именно само с този фиктивен съвместен ефект може да се изпълни индексното равенство $I_0 = I_{\Delta p} \times I_{\Delta q}$. По мое мнение посоченият проблем е същинският на индексния факторен анализ, който вече повече от един век не може да се преодолее с традиционните подходи и методи. Искам обаче да отбележа предварително, че той се анулира с развитието на производението $I_{\Delta p}$ и $I_{\Delta q}$ с относителните ефекти и потвърждава математическия критерий $h = 0$ при разнопосочните факторни промени. Неговото приложение за индексния факторен анализ ще бъде показано с примерите в табл. 1 за отделните случаи с различните факторни промени. Преди това предлагам две необходими и много полезни определения на аналитичните индекси. Ако даден аналитичен индекс съдържа само нетен относителен ефект със своя алгебричен знак, индексът се определя като нетен аналитичен, или за по-кратко само като **нетен**. Ако аналитичният индекс включва освен нетния ефект още и съвместен ефект, независимо дали той е реален, или фиктивен, индексът е **брутен**. Това означава, че двата аналитични индекса в производението $I_{\Delta p} \times I_{\Delta q}$ могат да бъдат два нетни или брутни индекса или единият от тях да бъде нетен, а другият - брутен. Единствените задължителни или строги условия, на които трябва да отговаря всеки аналитичен индекс, са двете известни - той да е измерен спрямо базисната стойност на зависимата променлива P_0 , както и да бъде равен на съответния факторен индекс. При тези условия аналитичният индекс има две интерпретации. Първата произлиза от условието за неговото равенство с факторния индекс. Според нея той измерва величината на същата относителна факторна промяна както факторния индекс. Втората интерпретация е, че всеки аналитичен индекс изразява влиянието на даден фактор чрез относителните ефекти от адитивния факторен анализ. Най-напред всеки аналитичен индекс се построява с нетния относителен ефект. Той се сравнява със съответния факторен индекс при еднопосочните или разнопосочните факторни промени. Ако нетният аналитичен индекс е равен на факторния, той се включва в индексното

равенство $I_0 = I_{\Delta p} \times I_{\Delta q}$. Ако обаче не е равен на факторния индекс, той се допълва със съответния реален или фиктивен съвместен ефект със своя знак и след това се включва в индексното равенство като брутен индекс.

Следващият етап на индексния факторен анализ е **същинският** за неговото еднозначно решение от развитието на произведението на двата аналитични индекса. На този етап се **анулират** фиктивните съвместни ефекти и се получават **същите реални ефекти** от адитивния факторен анализ спрямо базисната стойност на зависимата променлива P_0 . Еднозначните решения при еднопосочните промени (увеличения или намаления) на двата фактора включват двата нетни относителни ефекта и реалния относителен съвместен ефект. Всички ефекти при тези промени са с еднакви положителни или отрицателни алгебрични знаци. При другите разнопосочни факторни промени еднозначните решения на индексния анализ включват само двата нетни относителни ефекта с различните алгебрични знаци. Оттук общото еднозначно решение на индексния факторен анализ с математическия сигнум може да се изрази аналитично чрез отделното представяне на всяка от двете страни на индексното равенство $I_0 = I_{\Delta p} \times I_{\Delta q}$ със своите компоненти. Лявата страна е за индекса

$$I_0 = \frac{P_1}{P_0} = \frac{P_0 + \Delta P}{P_0} = 1 + \frac{\Delta P}{P_0}, \quad \text{докато} \quad \text{дясната страна е за произведението}$$

$$I_{\Delta p} \times I_{\Delta q} = \frac{P_0 + \Delta P_p + \Delta P_q + h\Delta P_{pq}}{P_0} = 1 + \frac{\Delta P_p}{P_0} + \frac{\Delta P_q}{P_0} + h \frac{\Delta P_{pq}}{P_0}. \quad \text{Математическият сигнум}$$

взема известните стойности $h = +1$ или 0 , или -1 . Окончателното индексно равенство с аналитичните индекси е $1 + \frac{\Delta P}{P_0} = 1 + \frac{\Delta P_p}{P_0} + \frac{\Delta P_q}{P_0} + h \frac{\Delta P_{pq}}{P_0}$, където всички компоненти

освен единиците участват със своите алгебрични знаци. Единицата в двете страни на равенството е за представянето на всеки индекс I_0 , $I_{\Delta p}$ и $I_{\Delta q}$ като число над 1 или под 1 в границите от 0 до 1. Тя представя P_0 също като индекс $\frac{P_1}{P_0} = 1$ при $P_1 = P_0$ за

случаите, когато няма факторни промени или те взаимно се неутрализират. Дясната страна на индексното равенство с относителните ефекти спрямо P_0 без единицата е алгебричната сума на тези ефекти от адитивния факторен анализ, или $\frac{\Delta P}{P_0} = \frac{\Delta P_p}{P_0} + \frac{\Delta P_q}{P_0} + \frac{h\Delta P_{pq}}{P_0}$. Ако от двете страни на равенството отпадне и базисната стойност P_0 , се получава аналитичният израз за абсолютната форма на адитивния

факторен анализ $\Delta P = \Delta P_p + \Delta P_q + h\Delta P_{pq}$. Това са точните аналитични връзки между двете форми - адитивната и индексната на елементарния функционален анализ с дискретните данни. Оттук се извеждат следните видове факторни промени само с индексите I_p и I_q за индексния факторен анализ. Те са $I_p > 1$ и $I_q > 1$, ако $\Delta p > 0$ и $\Delta q > 0$, $I_p < 1$ и $I_q > 1$, ако $\Delta p < 0$ и $\Delta q < 0$, $I_p > 1$ и $I_q < 1$, ако $\Delta p > 0$ и $\Delta q < 0$, и $I_p < 1$ и $I_q > 1$, ако $\Delta p < 0$ или $\Delta q > 0$. С посочените едновременни индексни факторни промени чрез I_p и I_q се съставят двата точни аналитични индекса $I_{\Delta p}$ и $I_{\Delta q}$, като всеки от тях може да е нетен или брутен.

Последният етап на индексния факторен анализ се отнася само за случаите със съвместните ефекти от еднопосочните индексни факторни промени. Тези случаи включват два брутни относителни ефекта $\frac{br\Delta P_p}{P_0}$ и $\frac{br\Delta P_q}{P_0}$ от двата нетни и пропорционално разпределения между тях съвместен ефект както при адитивния факторен анализ. Или същите брутни ефекти могат да се вземат направо от относителната форма на адитивния факторен анализ. С тях последните решения на индексния факторен анализ са алгебрични суми на единицата и двата брутни относителни ефекта с еднакви положителни или отрицателни алгебрични знаци $I_0 = 1 + \frac{br\Delta P_p}{P_0} + \frac{br\Delta P_q}{P_0}$ и $I_0 = 1 - \frac{br\Delta P_p}{P_0} - \frac{br\Delta P_q}{P_0}$. Методиката за индексния факторен анализ с четирите вида факторни промени се извежда успоредно с нейните приложения за съответните примери в табл. 1.

Индексен факторен анализ може да се извършва и направо без предходен адитивен факторен анализ. В този случай анализът използва най-старите аналитични индекси за цените $I_{p(q_0)}$ и $I_{q(p_0)}$ с постоянен състав на двамата немски индексолози Ласпейрес и Пааше от втората половина на 19-и век (Laspeyres, 1864, 1871; Paasche, 1874). Основната разлика между тези индекси е, че индексът на Ласпейрес $I_{p(q_0)} = \frac{P_1 q_0}{P_0 q_0}$ измерва влиянието на увеличението или намаленото на цената през отчетната година за натуралното количество на стоката q_0 от базисната година, докато индексът на Пааше $I_{p(q_1)} = \frac{P_1 q_1}{P_0 q_1}$ измерва влиянието на същите промени на цената за натуралното количество q_1 от отчетната година. Освен тези индекси за цените в анализа участват и

индексите за физическия обем на продукцията също с постоянен състав $I_{q(p_0)} = \frac{q_1 P_0}{q_0 P_0}$ и

$I_{q(p_1)} = \frac{q_1 P_1}{q_0 P_1}$, където p_0 и p_1 са съизмерители на натуралното количество на стоката.

Анализът започва от изходното индексно равенство $I_0 = I_p \times I_q$. За всяка задача на индексния факторен анализ се определя най-напред видът на индексните факторни промени с I_p и I_q . На съответния вид факторни промени отговаря определена двойка аналитични индекси с относителните ефекти спрямо базисната продукция P_0 . След това според същия вид на индексните факторни промени се установява коя комбинация на индексите с постоянен състав може да се превърне в определената двойка аналитични индекси. По мое мнение това е **строгото условие или критерий** за верен индексен анализ. Другите условия са за равенство на индекса за цените на Ласпейрес или на Пааше с факторния индекс I_p и с аналитичния за цените, както и за равенство на съответния индекс за физическия обем на продукцията при постоянен състав с факторния I_q и с аналитичния индекс за същия физически обем. Необходимо е изрично да се подчертае, че установяването на вярната комбинация на двата индекса с постоянен състав трябва да се извършва винаги и независимо от всякакви изложения, предложени или публикувани индекси с постоянен състав. Причината е, че още няма точни аналитични критерии за избора на индекса за цените на Ласпейрес или Пааше и оттам на верен индекс за физическия обем на продукцията. Само икономическият интерес за този избор не е достатъчен и както ще се види от следващото изложение на индексния анализ на отделните примери, този интерес може да бъде и заблуждаващ.

След установяването на вярната комбинация на индексите с постоянен състав тя се преобразува във вярната двойка аналитични индекси. За тях обаче са необходими нетни и съвместни относителни ефекти спрямо базисната продукция P_0 . Те трябва да се определят от факторните индекси и индексите с постоянен състав, защото няма предходен адитивен факторен анализ, откъдето да могат да се вземат. За разглеждания индексен анализ всеки нетен относителен ефект $\frac{\Delta P_p}{P_0}$ или $\frac{\Delta P_q}{P_0}$ може да се намери най-лесно с разликата между факторния индекс (равен на съответния нетен аналитичен индекс) и единицата на индекса. Съвместният ефект се определя по-трудно, защото преди него трябва да се намери нетният относителен ефект в брутния аналитичен индекс. За целта се използва едно важно свойство на индексите с постоянен състав.

Според него разликата между числителя и знаменателя на всеки индекс е равен на нетния абсолютен ефект ΔP_p или ΔP_q . С тях и известната величина P_0 се съставят нетните относителни ефекти $\frac{\Delta P_p}{P_0}$ или $\frac{\Delta P_q}{P_0}$. След това се образуват нетните аналитични индекси. Съвместният ефект се определя като разлика между съответния факторен индекс (равен на brutния аналитичен индекс) и нетния аналитичен индекс. Ако съвместният ефект в brutния аналитичен индекс е фиктивен, той се анулира в решението на индексния анализ. Всички еднозначни решения на този анализ се състоят от същите **реални** нетни и съвместни ефекти от относителната форма на адитивния факторен анализ както в предходния индексен анализ.

След така изложената методика читателят може с основание да запита защо трябва да се използват индексите с постоянен състав, след като те се превръщат в аналитичните индекси с относителните ефекти от адитивния факторен анализ. Отговорът е, защото целият свят работи с индексите при постоянен състав, без те да са съобразени с еднозначните решения от адитивния факторен анализ.

3.1. Индексен факторен анализ на случая с увеличения на цената и натуралното количество на стоката

Този случай е за стоката А в табл. 1 с едновременните факторни увеличения на цената с $\Delta p > 0$ и на натуралното количество $\Delta q > 0$ (фиг. 1). Резултативният индекс за продукцията на тази стока е $I_0 = \frac{P_1}{P_0} = \frac{p_1 q_1}{p_0 q_0} = \frac{4000}{1600} = 2,50$, или обемът на нейната

продукция се е увеличил два пъти и половина през отчетната спрямо базисната година. В проценти същото увеличение е с $\Delta I_0 = (I_0 - 1)100 = (2,50 - 1)100 = 150\%$. Факторният

индекс за цената е $I_p = \frac{p_1}{p_0} = \frac{80}{40} = 2,00$, или показва, че увеличението на цената е два

пъти, или е с $\Delta I_p = (I_p - 1)100 = (2 - 1)100 = 100\%$. Другият факторен индекс за

натуралното количество на стоката е $I_q = \frac{q_1}{q_0} = \frac{50}{40} = 1,25$ и означава, че това количество

се е увеличило 1,25 пъти. В проценти същото увеличение е само с $\Delta I_q = (I_q - 1)100 = (1,25 - 1)100 = 25\%$. Индексното равенство с факторните индекси е

$I_0 = I_p \times I_q = 2,00 \times 1,25 = 2,50$. Според изложената методика за индексния факторен анализ факторните индекси са $I_p > 1$ и $I_q > 1$, откъдето индексните факторни промени са

$\Delta I_p = (I_p - 1) > 0$ или $\Delta I_q = (I_q - 1) > 0$. Задачата на индексния факторен анализ е да се заменят факторните индекси I_p и I_q с аналитичните $I_{\Delta p}$ и $I_{\Delta q}$, които съдържат съответните относителни ефекти от адитивния анализ. На фиг. 1 за разглеждания случай с $I_p > 1$ и $I_q > 1$ се вижда, че нетният ефект само от прираста на цената $\Delta p > 0$ е ΔP_p , откъдето относителният размер на този ефект спрямо P_0 е $\frac{\Delta P_p}{P_0}$. От своя страна:

$$\Delta I_p = \frac{\Delta p}{p_0} = \frac{\Delta p q_0}{p_0 q_0} = \frac{\Delta P_p}{P_0}$$

на натуралното количество на стоката $\Delta q > 0$ е ΔP_q , откъдето нетният относителен ефект спрямо P_0 е $\frac{\Delta P_q}{P_0}$. Той също е равен на ΔI_q , защото $\Delta I_q = \frac{\Delta q}{q_0} = \frac{\Delta q p_0}{p_0 q_0} = \frac{\Delta P_q}{P_0}$. От

посочените равенства $\Delta I_p = \frac{\Delta P_p}{P_0}$ и $\Delta I_q = \frac{\Delta P_q}{P_0}$ индексните факторни промени ΔI_p и ΔI_q

се заменят с нетните относителни ефекти $\frac{\Delta P_p}{P_0}$ и $\frac{\Delta P_q}{P_0}$, откъдето факторните индекси

$$I_p = 1 + \Delta I_p \text{ и } I_q = 1 + \Delta I_q \text{ съвпадат с аналитичните нетни индекси } I_{\Delta p} = 1 + \frac{\Delta P_p}{P_0} \text{ и}$$

$$I_{\Delta q} = 1 + \frac{\Delta P_q}{P_0}$$

анализ е:

$$I_0 = I_{\Delta p} \times I_{\Delta q} = \left(1 + \frac{\Delta P_p}{P_0}\right) \left(1 + \frac{\Delta P_q}{P_0}\right) = 1 + \frac{\Delta P_p}{P_0} + \frac{\Delta P_q}{P_0} + \frac{\Delta P_p}{P_0} \times \frac{\Delta P_q}{P_0} = 1 + \frac{\Delta P_p}{P_0} + \frac{\Delta P_q}{P_0} + \frac{\Delta P_{pq}}{P_0}$$

При $I_p > 1$ и $I_q > 1$ това решение съвпада с традиционното $I_0 = (1 + \Delta I_p)(1 + \Delta I_q) = 1 + \Delta I_p + \Delta I_q + \Delta I_p \Delta I_q$. Съвместният ефект в него е произведението $\Delta I_p \Delta I_q$ на двата положителни нетни относителни ефекта.

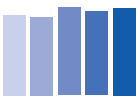
Крайните резултати от анализа са брутните ефекти $\frac{br\Delta P_p}{P_0}$ и $\frac{br\Delta P_q}{P_0}$, с които

$$I_0 = 1 + \frac{br\Delta P_p}{P_0} + \frac{br\Delta P_q}{P_0}$$

стоката А в точка 2.1 се получава следното решение на индексния факторен анализ на същата продукция: $I_0 = (1 + 1,00)(1 + 0,25) = 1 + 1,00 + 0,25 + 1 \times 0,25 = 1 + 1,00 + 0,25 + 0,25 = 2,50$.

Брутните относителни ефекти са $\frac{br\Delta P_p}{P_0} = \frac{\Delta P_p + \Delta P_{pq}}{P_0} = 1,20$ и

$$\frac{br\Delta P_q}{P_0} = \frac{\Delta P_q + \Delta P_{pq}}{P_0} = 0,30, \text{ откъдето } I_0 = 1 + 1,20 + 0,30 = 2,50. \text{ На практика се предпочита}$$



тяхната ясна и важна интерпретация според относителната форма на адитивния факторен анализ. Причината е, че всички ефекти са в мерни единици на зависимата променлива, в случая - на продукцията в паричен израз.

Самостоятелният индексен факторен анализ с индексите при постоянен състав за стоката А се извършва с индексните факторни увеличения $I_p = 2,00 > 1$ и $I_q = 1,25 > 1$. На тях отговарят двата нетни аналитични индекса $I_{\Delta p} = 1 + \frac{\Delta P_p}{P_0} = 2,00 > 1$ и

$I_{\Delta q} = 1 + \frac{\Delta P_q}{P_0} = 1,25 > 1$. Вярната комбинация на индексите с постоянен състав е с индекса на Ласпейрес $I_{p(q_0)}$ и индекса за физическия обем на продукцията $I_{q(p_0)}$, защото те могат да се превърнат в посочените нетни аналитични индекси с положителните нетни относителни ефекти $\frac{\Delta P_p}{P_0}$ и $\frac{\Delta P_q}{P_0}$. За по-голяма яснота на самостоятелния индексен

анализ верните комбинации на индексите с постоянен състав са подредени като първа, втора, трета и четвърта комбинация според четирите вида на индексните факторни промени с факторните индекси I_p и I_q . След това се определят нетните абсолютни ефекти ΔP_p и ΔP_q като разлика между числителя и знаменателя на всеки индекс с постоянен състав $I_{p(q_0)}$ и $I_{q(p_0)}$. Нетният ефект ΔP_p се намира с разликата от индекса

$I_{p(q_0)} = \frac{p_1 q_0}{p_0 q_0}$ или $p_1 q_0 - p_0 q_0 = 80 \times 40 - 40 \times 40 = 3200 - 1600 = 1600$ хил. лева. От индекса

$I_{q(p_0)} = \frac{q_1 p_0}{q_0 p_0}$ нетният ефект $\Delta P_q = q_1 p_0 - q_0 p_0 = 50 \times 40 - 40 \times 40 = 2000 - 1600 = 400$ хил.

лева. С намерените нетни ефекти ΔP_p и ΔP_q и известната базисна стойност на продукцията $P_0 = 1600$ хил. лв. се пресмятат нетните относителни ефекти

$\frac{\Delta P_p}{P_0} = \frac{1600}{1600} = 1,00$ и $\frac{\Delta P_q}{P_0} = \frac{400}{1600} = 0,25$. С тях се съставят двата нетни аналитични

индекса $I_{\Delta p} = 1 + \frac{\Delta P_p}{P_0} = 1 + 1 = 2,00 > 1$ и $I_{\Delta q} = 1 + \frac{\Delta P_q}{P_0} = 1 + 0,25 = 1,25 > 1$. При наличие на

нетни аналитични индекси нетните относителни ефекти $\frac{\Delta P_p}{P_0}$ и $\frac{\Delta P_q}{P_0}$ се намират още по-

лесно като разлики между всеки факторен индекс I_p или I_q и единиците на индексите.

С нетните относителни ефекти вярната (първа) комбинация на индексите с постоянен състав $I_{p(q_0)}$ и $I_{q(p_0)}$ се преобразува в двойката аналитични индекси $I_{\Delta p} = 1 + \frac{\Delta P_p}{P_0}$ и

$I_{\Delta q} = 1 + \frac{\Delta P_q}{P_0}$. С нея се получава известното еднозначно решение на индексния факторен

анализ при условията $I_p > 1$ и $I_q > 1$:

$$I_0 = I_{p(q_0)} \times I_{q(p_0)} = I_{\Delta p} \times I_{\Delta q} = \left(1 + \frac{\Delta P_p}{P_0}\right) \left(1 + \frac{\Delta P_q}{P_0}\right) = 1 + \frac{\Delta P_p}{P_0} + \frac{\Delta P_q}{P_0} + \frac{\Delta P_p}{P_0} \times \frac{\Delta P_q}{P_0} = 1 + \frac{\Delta P_p}{P_0} + \frac{\Delta P_q}{P_0} + \frac{\Delta P_{pq}}{P_0}$$

Всякакво друго решение с друг или с други индекси с постоянен състав е **погрешно**, въпреки че в тях индексите за цените на Ласпейрес и Пааше са равни на I_p , а двата индекса за физическия обем на продукцията са равни на I_q . Това може да се покаже с останалите три погрешни комбинации на индексите с постоянен състав за решението на анализа при условията $I_p > 1$ и $I_q > 1$.

С втората комбинация

$$I_0 = I_{p(q_1)} \times I_{q(p_1)} = \frac{p_1 q_1}{p_0 q_1} \times \frac{q_1 p_1}{q_0 p_1} = \frac{80 \times 50}{40 \times 50} \times \frac{50 \times 80}{40 \times 80} = \frac{4000}{2000} \times \frac{4000}{3200} = 2,00 \times 1,25 = 2,50.$$

Тази комбинация е **погрешна**, защото и двата нетни ефекта са **неверни**: $\Delta P_p = 4000 - 2000 = 2000$ хил. лв. вместо 1600 хил. лв. и $\Delta P_q = 4000 - 3200 = 800$ хил. лв. вместо 400 хил. лева.

С третата комбинация

$$I_0 = I_{p(q_1)} \times I_{q(p_0)} = \frac{p_1 q_1}{p_0 q_1} \times \frac{q_1 p_0}{q_0 p_0} = \frac{80 \times 50}{40 \times 50} \times \frac{50 \times 40}{40 \times 40} = \frac{4000}{2000} \times \frac{2000}{1600} = 2,00 \times 1,25 = 2,50.$$

Третата комбинация е **погрешна**, защото първият ефект е **неверен**, $\Delta P_p = 4000 - 2000 = 2000$ хил. лв. вместо 1600 хил. лв., независимо че вторият ефект $\Delta P_q = 2000 - 1600 = 400$ хил. лв. е **верен**.

С четвъртата комбинация

$$I_0 = I_{p(q_0)} \times I_{q(p_1)} = \frac{p_1 q_0}{p_0 q_0} \times \frac{q_1 p_1}{q_0 p_1} = \frac{80 \times 40}{40 \times 40} \times \frac{50 \times 80}{40 \times 80} = \frac{3200}{1600} \times \frac{4000}{3200} = 2,00 \times 1,25 = 2,50.$$

Тази комбинация също е **погрешна**, защото първият ефект $\Delta P_p = 3200 - 1600 = 1600$ хил. лв. е **верен**, но вторият ефект $\Delta P_q = 4000 - 3200 = 800$ хил. лв. вместо 400 хил. лв. е **неверен**.

3.2. Индексен факторен анализ на случая с намаления на цената и натуралното количество на стоката

Това е случаят за стоката Б в табл. 1 и на фиг. 5, който е с обратни факторни промени - намаления на цената p и натуралното количество q в сравнение с предходния

случай за стоката А. Както беше посочено в т. 2.2, при адитивния факторен анализ на стоката Б числата в примерите за двете стоки А и Б с еднопосочните факторни промени са различни. Индексният факторен анализ на този случай с отрицателните факторни промени $\Delta p < 0$ и $\Delta q < 0$ е по-труден от индексния анализ на предходния случай с положителните факторни промени. Резултативният индекс за обема на продукцията на стоката Б е $I_0 = \frac{P_1}{P_0} = \frac{p_1 q_1}{p_0 q_0} = \frac{1500}{3000} = 0,50$ и показва, че продукцията е намаляла

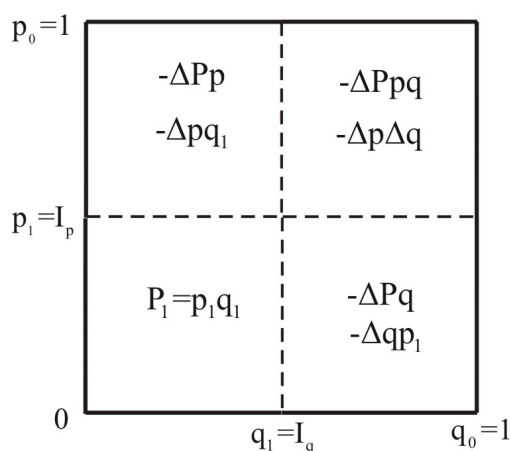
наполовина през отчетната спрямо базисната година, или в проценти намалението е с $\Delta I_0 = (I_0 - 1)100 = (0,50 - 1)100 = -50\%$. Факторният индекс за цената е

$I_p = \frac{p_1}{p_0} = \frac{50}{60} = 0,8333$ и означава, че цената е намаляла с

$\Delta I_p = (I_p - 1)100 = (0,8333 - 1)100 = -16,67\%$. Другият факторен индекс за натуралното количество на стоката е $I_q = \frac{q_1}{q_0} = \frac{30}{50} = 0,6000$ и показва, че това количество е намаляло

с $\Delta I_q = (I_q - 1)100 = (0,60 - 1)100 = -40\%$. Според изложената методика при едновременните факторни намаления $\Delta p < 0$ и $\Delta q < 0$ факторните индекси са нормирани величини $0 < I_p < 1$ и $0 < I_q < 1$. При тези условия по-трудният случай на индексния факторен анализ за стоката Б може по-ясно да се реши геометрично с помощта на фиг. 5.

Фиг. 5. Ефекти от индексните факторни намаления на цената и натуралното количество на стоката



Тя представлява квадрат, двата катета на който са с максимална дължина $p_0=1$ и $q_0=1$. С тях площта, която представя обема на продукцията през базисната година, е $P_0 = p_0q_0 = 1 \times 1 = 1$. При $p_0=1$ и $q_0=1$ стойностите на цената и натуралното количество на стоката през отчетната година p_1 и q_1 представляват относителните дялове на $p_0=1$ и $q_0=1$. Като относителни дялове те могат да се изразят чрез факторните индекси $I_p = \frac{p_1}{p_0}$ и $I_q = \frac{q_1}{q_0}$, откъдето $p_1 = I_p$ и $q_1 = I_q$. По този начин са означени p_1 и q_1 на фиг. 5. За връзка с фиг. 2 обаче вътре в нея са нанесени съответните ефекти от адитивния факторен анализ както във фиг. 2. Тъй като факторните индекси са нормирани величини в границите от 0 до 1, техните реципрочни стойности измерват също с индекс **по-силното** влияние на едното факторно намаление в сравнение с по-слабото влияние на другото факторно намаление. За разглеждания пример индексът за различните влияния е $I_{\frac{q}{p}} = \frac{1}{I_q} : \frac{1}{I_p}$, защото $I_q < I_p$. С числата от примера $I_{\frac{q}{p}} = \frac{1}{0,6000} : \frac{1}{0,8333} = 1,6667 : 1,2000 = 1,3889$. Този резултат показва, че непрекъснато

във всеки момент на времето между базисната и отчетната година намалението на натуралното количество на стоката Δq е повлияло средно 1,39 пъти **по-силно** от намалението на цената Δp върху намалението на продукцията ΔP на стоката.

С всички изложени дотук условия нетните относителни ефекти се определят с натуралното количество на стоката q_1 и нейната цена p_1 от отчетната година (фиг. 5).

Ако за нетния относителен ефект от намалението на цената се използва индексното факторно намаление $\Delta I_p = -0,1667$, то може да се представи с отношението $\frac{-\Delta P_p}{p_0q_1} = \frac{-300}{60 \times 30} = \frac{-300}{1800} = -0,1667$ (фиг. 2). Числителят ($-\Delta P_p = -300$ хил. лв.) в това

отношение е отрицателният нетен ефект от абсолютната форма на адитивния факторен анализ, а знаменателят $p_0q_1 = 1800$ хил. лв. е онази част от произведената продукция през базисната година, която включва този нетен ефект (фиг. 5).

С индексното намаление $\Delta I_p = \frac{-\Delta P_p}{p_0q_1}$ факторният индекс $I_p = (1 - \Delta I_p)$ се превръща в аналитичен ΔI_p

с алгебричната сума $1 - \frac{\Delta P_p}{p_0q_1} = 1 - 0,1667 = 0,8333$. По същия начин с нетния относителен

ефект $\frac{-\Delta P_q}{p_1q_0}$ се съставя и аналитичният индекс за натуралното количество на стоката

$I_{\Delta q} = 1 - \frac{\Delta P_q}{P_1 q_0}$ (фиг. 5). В тази формула числителят на дробта ($-\Delta P_q = -1000$ хил. лв.) е

отрицателният нетен ефект от абсолютната форма на адитивния факторен анализ, а знаменателят $P_1 q_0 = 50 \times 50 = 2500$ хил. лв. е онази част от произведената продукция през базисната година, която включва също нетния ефект (фиг. 5). С индексното намаление

$\Delta I_q = \frac{-\Delta P_q}{P_1 q_0} = \frac{-1000}{2500} = -0,40$ факторният индекс $I_q = (1 - \Delta I_q)$ се превръща в аналитичен

$I_{\Delta q}$ с алгебричната сума $1 - \frac{\Delta P_q}{P_1 q_0} = 1 - 0,40 = 0,60$. С произведението на двата аналитични

индекса се получава:

$$I_0 = I_{\Delta p} \times I_{\Delta q} = \left(1 - \frac{\Delta P_p}{P_0 q_1}\right) \left(1 - \frac{\Delta P_q}{P_1 q_0}\right) = 1 - \frac{\Delta P_p}{P_0 q_1} - \frac{\Delta P_q}{P_1 q_0} + \left(-\frac{\Delta P_p}{P_0 q_1}\right) \left(-\frac{\Delta P_q}{P_1 q_0}\right).$$

С числата от примера за стоката Б

$I_0 = 1 - 0,1667 - 0,4000 + (-0,1667)(-0,4000) = 1 - 0,1667 - 0,4000 + 0,0667$. Положителният

съвместен ефект 0,0667 обаче е **недопустим**, защото всички ефекти в случая с отрицателните факторни промени $\Delta p < 0$ и $\Delta q < 0$ са отрицателни величини. Причината за този резултат е, че двете индексни факторни намаления ΔI_p и ΔI_q са **брутни** величини, защото всяко от тях включва съответния нетен и съвместния ефект (фиг. 5). По същата причина и двата факторни индекса I_p и I_q са **брутни**. Това може да се види на фиг. 5, където с индексното намаление на цената $\Delta I_p = -0,1667$ се определят два

отрицателни ефекта спрямо P_0 : точният нетен $\frac{-\Delta P_p}{P_0} = \frac{-300}{3000} = -0,1000$ и съвместният

ефект $\frac{-\Delta P_{pq}}{P_0} = \frac{-200}{3000} = -0,0667$ от относителната форма на адитивния факторен анализ с

математическия сигнум $h = -1$. С другото индексно намаление $\Delta I_q = -0,4000$ се

определят също два отрицателни ефекта спрямо P_0 : точният нетен ефект $\frac{-\Delta P_q}{P_0} = \frac{-1000}{3000} = -0,3333$ и съвместният ефект $\frac{-\Delta P_{pq}}{P_0} = \frac{-200}{3000} = -0,0667$ също от

относителната форма на адитивния факторен анализ с математическия сигнум $h = -1$.

По този начин съвместният ефект $\frac{-\Delta P_{pq}}{P_0}$ участва в двата ефекта $\frac{-\Delta P_p}{P_0 q_1}$ и $\frac{-\Delta P_q}{P_1 q_0}$. Или

$\frac{-\Delta P_p}{P_0 q_1} = \frac{-\Delta P_p}{P_0} + \frac{-\Delta P_{pq}}{P_0}$ и $\frac{-\Delta P_q}{P_1 q_0} = \frac{-\Delta P_q}{P_0} + \frac{-\Delta P_{pq}}{P_0}$. Отгук произлиза вярното решение на

индексния факторен анализ в случая с индексните факторни промени $I_p < 1$ и $I_q < 1$. За

целта двата отрицателни брутни ефекта $\frac{-\Delta P_p}{P_0 q_1}$ и $\frac{-\Delta P_q}{P_1 q_0}$ се заместват със своите суми

$\left(\frac{-\Delta P_p}{P_0} + \frac{-\Delta P_{pq}}{P_0}\right)$ и $\left(\frac{-\Delta P_q}{P_0} + \frac{-\Delta P_{pq}}{P_0}\right)$ в индексното равенство

$$I_0 = I_{\Delta p} \times I_{\Delta q} = \left(1 - \frac{\Delta P_p}{P_0} - \frac{\Delta P_{pq}}{P_0}\right) \left(1 - \frac{\Delta P_q}{P_0} - \frac{-\Delta P_{pq}}{P_0}\right) = 1 - \frac{\Delta P_p}{P_0} - \frac{\Delta P_q}{P_0} - \frac{\Delta P_{pq}}{P_0}$$

С числата за тези ефекти $I_0 = (1 - 0,1000 - 0,0667)(1 - 0,3333 - 0,0667) = 1 - 0,1000 - 0,3333 - 0,0667 = 1 - 0,5000 = 0,50$.

Така се получава решението на индексния факторен анализ със същите два нетни ефекта и съвместния от относителната форма на адитивния факторен анализ.

Крайното решение е с пропорционално разпределените части на съвместния ефект $I_0 = 1 - \frac{br\Delta P_p}{P_0} - \frac{br\Delta P_q}{P_0}$. Брутните ефекти $\frac{br\Delta P_p}{P_0} = -0,1154$ и $\frac{br\Delta P_q}{P_0} = -0,3846$ се

вземат също от относителната форма на адитивния факторен анализ. С тях $I_0 = 1 - 0,1154 - 0,3846 = 1 - 0,5000 = 0,5000$. Интерпретацията на брутните ефекти е същата както в предходния пример за стоката А според относителната форма на адитивния анализ.

Самостоятелният индексен факторен анализ с индексите при постоянен състав за стоката Б се извършва с индексните факторни намаления $I_p = 0,8333 < 1$ и $I_q = 0,60 < 1$.

На тях отговарят двата брутни аналитични индекса $bI_{\Delta p} = 1 - \frac{\Delta P_p}{P_0} - \frac{\Delta P_{pq}}{P_0} = 0,8333 < 1$ и

$$bI_{\Delta q} = 1 - \frac{\Delta P_q}{P_0} - \frac{\Delta P_{pq}}{P_0} = 0,60 < 1$$

. Вярната комбинация на индексите с постоянния състав е втората с индекса за цените на Пааше $I_{p(q_1)}$ и индекса за физическия обем на продукцията $I_{q(p_1)}$, защото те могат да се превърнат в брутните аналитични индекси.

Това превръщане се извежда от равенството $I_{p(q_1)} = I_{\Delta p}$, където

$$\frac{p_1 q_1}{p_0 q_1} = \frac{p_0 q_1 + \Delta P_p}{p_0 q_1} = \frac{p_0 q_1 + (p_1 - p_0) q_1}{p_0 q_1} = \frac{p_0 q_1 - \Delta P_p}{p_0 q_1} = 1 - \frac{\Delta P_p}{p_0 q_1}$$

Отрицателният знак на нетния ефект ΔP_p произлиза от отрицателната факторна разлика $(p_1 - p_0) < 0$.

Полученият аналитичен индекс $I_{\Delta p}$ обаче е нетен само по форма, но всъщност той е недобре построен брутен аналитичен индекс, защото не е спрямо базисната стойност на продукцията $P_0 = p_0 q_0$. Той се превръща в брутен аналитичен индекс спрямо P_0 както в

предходния индексен анализ с помощта на фиг. 5, след като отрицателният относителен ефект $-\frac{\Delta P_p}{p_0 q_1}$ се замени със сумата на отрицателния нетен и съвместен ефект спрямо

P_0 . С тази сума брутният аналитичен индекс спрямо P_0 е $bI_{\Delta p} = \left(1 - \frac{\Delta P_p}{P_0} - \frac{\Delta P_{pq}}{P_0}\right)$. По аналогичен начин се превръща и индексът за физическия обем на продукцията $I_{q(p_1)}$ в брутен аналитичен индекс. Най-напред се изпълнява равенството $I_{q(p_1)} = I_{\Delta q}$, където $\frac{q_1 p_1}{q_0 p_1} = \frac{q_0 p_1 + \Delta P_q}{q_0 p_1} = \frac{q_0 p_1 + (q_1 - q_0) p_1}{q_0 p_1} = \frac{q_0 p_1 - \Delta P_q}{q_0 p_1} = 1 - \frac{\Delta P_q}{q_0 p_1}$. Отрицателният знак на нетния ефект ΔP_q произлиза от отрицателната факторна разлика $(q_1 - q_0) < 0$. Полученият аналитичен индекс I_q също е недобре построен брутен индекс, защото не е спрямо базисната стойност на продукцията $P_0 = p_0 q_0$. Той се превръща в брутен аналитичен индекс спрямо P_0 по същия начин както предходния брутен аналитичен индекс $bI_{\Delta p}$. За тази цел отрицателният относителен ефект $-\frac{\Delta P_q}{q_0 p_1}$ се замества със сумата на отрицателния нетен и съвместен ефект спрямо P_0 . С посочената сума брутният аналитичен индекс е $bI_{\Delta q} = \left(1 - \frac{\Delta P_q}{P_0} - \frac{\Delta P_{pq}}{P_0}\right)$.

На следващия етап се намират нетните и съвместните относителни ефекти. Нетният ΔP_p се определя от $I_{p(q_1)} = \frac{p_1 q_1}{p_0 q_1}$ чрез разликата $q_1 p_1 - p_0 q_1 = 50 \times 30 - 60 \times 30 = 1500 - 1800 = -300$ хил. лева. Другият нетен ефект ΔP_q се определя от $I_{q(p_1)} = \frac{q_1 p_1}{q_0 p_1}$ чрез разликата $q_1 p_1 - q_0 p_1 = 30 \times 50 - 50 \times 50 = 1500 - 2500 = -1000$ хил. лева. С базисната продукция $P_0 = 3000$ хил. лв. се получават нетните относителни ефекти $\frac{\Delta P_p}{P_0} = \frac{-300}{3000} = -0,1000$ и $\frac{\Delta P_q}{P_0} = \frac{-1000}{3000} = -0,3333$. Съвместният относителен ефект $\frac{\Delta P_{pq}}{P_0}$, който участва и в двата брутни аналитични индекса, може да се определи по няколко начина. Единият от тях е с разликата $I_p - \left(1 - \frac{\Delta P_p}{P_0}\right) = 0,8333 - (1 - 0,1000) = -0,0667$. Същият резултат се получава и с другата разлика $I_p - \left(1 - \frac{\Delta P_q}{P_0}\right) = 0,60 - (1 - 0,3333) = -0,0667$. С намерените стойности на нетните и съвместните относителни ефекти се съставят двата брутни аналитични индекса спрямо базисната продукция P_0 :

$$bI_{\Delta p} = 1 - \frac{\Delta P_p}{P_0} - \frac{\Delta P_{pq}}{P_0} = 1 - 0,1000 - 0,0667 = 1 - 0,1667 = 0,8333$$

$$\text{и } bI_{\Delta q} = 1 - \frac{\Delta P_q}{P_0} - \frac{\Delta P_{pq}}{P_0} = 1 - 0,3333 - 0,0667 = 1 - 0,40 = 0,60.$$

В заключение, с вярната втора комбинация на индексите при постоянен състав с $I_{p(q_1)}$ и $I_{q(p_1)}$ се получава еднозначното и известно решение на индексния факторен анализ при условията $I_p < 1$ и $I_q < 1$:

$$\begin{aligned} I_0 &= I_{p(q_1)} \times I_{q(p_0)} = bI_{\Delta p} \times bI_{\Delta q} = \left(1 - \frac{\Delta P_p}{P_0} - \frac{\Delta P_{pq}}{P_0}\right) \left(1 - \frac{\Delta P_q}{P_0} - \frac{\Delta P_{pq}}{P_0}\right) = \\ &= 1 - \frac{\Delta P_p}{P_0} - \frac{\Delta P_q}{P_0} - \frac{\Delta P_{pq}}{P_0} \end{aligned}$$

Тук също важи правилото, че всякакво друго решение с друг или други индекси с постоянен състав е **погрешно**. Това може да се провери с останалите три погрешни комбинации на индексите с постоянен състав. Първата комбинация е **погрешна**, защото и двата нетни ефекта са **неверни**.

$$I_0 = I_{p(q_0)} \times I_{q(p_0)} = \frac{p_1 q_0}{p_0 q_0} \times \frac{q_1 p_0}{q_0 p_0} = \frac{50 \times 50}{60 \times 50} \times \frac{30 \times 60}{50 \times 60} = \frac{2500}{3000} \times \frac{1800}{3000} = 0,8333 \times 0,60 = 0,50.$$

$$\Delta P_p = 2500 - 3000 = -500 \text{ хил. лв. вместо } -300 \text{ хил. лв. и}$$

$$\Delta P_q = 1800 - 3000 = -1200 \text{ хил. лв. вместо } -1000 \text{ хил. лева.}$$

Третата комбинация на индексите с постоянен състав също е **погрешна**.

$$I_0 = I_{p(q_1)} \times I_{q(p_0)} = \frac{p_1 q_1}{p_0 q_1} \times \frac{q_1 p_0}{q_0 p_0} = \frac{50 \times 30}{60 \times 30} \times \frac{30 \times 60}{50 \times 60} = \frac{1500}{1800} \times \frac{1800}{3000} = 0,8333 \times 0,60 = 0,50.$$

Първият ефект $\Delta P_p = 1500 - 1800 = -300$ хил. лв. е **верен**, но вторият ΔP_q е **неверен**, защото разликата за него $1800 - 3000 = -1200$ хил. лв. вместо -1000 хил. лева.

Последната (четвърта) комбинация също е **погрешна**.

$$I_0 = I_{p(q_0)} \times I_{q(p_1)} = \frac{p_1 q_0}{p_0 q_0} \times \frac{q_1 p_1}{q_0 p_1} = \frac{50 \times 50}{60 \times 50} \times \frac{30 \times 50}{50 \times 50} = \frac{2500}{3000} \times \frac{1500}{2500} = 0,8333 \times 0,60 = 0,50.$$

В тази комбинация ефектът ΔP_p е **неверен**, защото за него разликата е $2500 - 3000 = -500$ хил. лв. вместо -300 хил. лв. Другият ефект $\Delta P_q = 1500 - 2500 = -1000$ хил. лв. е **верен**, но при неверен ефект ΔP_p цялата комбинация е **невярна**.

3.3. Индексен факторен анализ на случая с увеличение на цената и намаление на натуралното количество на стоката

Следващите индексни анализи са за случаите с разнопосочните факторни промени. За разлика от техните лесни адитивни анализи с математическия сигнум

индексните анализи са по-трудни. Продукцията на първия от тези случаи е за стоката В в табл. 1. Тя се характеризира с увеличение на цената $\Delta p > 0$ и намаление на натуралното количество $\Delta q < 0$, откъдето факторните индекси са $I_p > 1$ и $I_q < 1$ (фиг. 3).

Индексът за обема на продукцията е $I_0 = \frac{p_1 q_1}{p_0 q_0} = \frac{P_1}{P_0} = \frac{2700}{2500} = 1,08$, или продукцията на

стоката В се е увеличила с 8% през отчетната спрямо базисната година. Факторният индекс за цената е $I_p = \frac{p_1}{p_0} = \frac{90}{50} = 1,80$ и показва, че нейното увеличение в проценти е с

$\Delta I_p = (I_p - 1)100 = (1,80 - 1)100 = 80\%$. От своя страна факторният индекс за натуралното количество на стоката е $I_q = \frac{q_1}{q_0} = \frac{30}{50} = 0,60$ и означава, че намалението на

натуралното количество на стоката е с $\Delta I_q = (I_q - 1)100 = (0,60 - 1)100 = -40\%$. С тези

големи разнопосочни факторни промени обаче индексът на продукцията $I_0 = I_p \times I_q = 1,80 \times 0,60 = 1,08$, или възлиза само на 8% увеличение. Очевидно е, че в този пример разнопосочните факторни промени в голяма степен взаимно се компенсират.

Това може точно да се измери с индекса за различната сила на влиянието на двата фактора p и q . При $I_q < 1$ неговата реципрочна стойност е $I_{rq} = \frac{1}{I_q} = \frac{1}{0,60} = 1,6667$,

откъдето $I_p > I_{rq}$, защото $1,8000 > 1,6667$. С тези данни индексът за различната сила на двата фактора е $I_{\frac{p}{q}} = \frac{I_p}{I_{rq}} = \frac{1,8000}{1,6667} = 1,08$. Полученият резултат означава, че

увеличението на цената на стоката В е повлияло малко по-силно от намалението на нейното натурално количество. Сравнението на двата индекса - I_0 и реципрочния, показва, че те са равни в случаите с разнопосочните факторни промени $\Delta I_p > 0$ и $\Delta I_q < 0$.

От адитивния факторен анализ на разглеждания случай с факторните промени $\Delta p > 0$ и $\Delta q < 0$ беше установено, че няма съвместен ефект от тяхното влияние (фиг. 3). Оттук може да се предположи, че двата факторни индекса I_p и I_q могат да се превърнат в

аналитични само с двата нетни относителни ефекта - положителния $\frac{\Delta P_p}{P_0}$ и

отрицателния $\frac{-\Delta P_q}{P_0}$ от адитивния факторен анализ. Или

$I_{\Delta p} = 1 + \frac{\Delta P_p}{P_0} = 1 + \frac{1200}{2500} = 1 + 0,48 = 1,48$ и $I_{\Delta q} = 1 - \frac{\Delta P_q}{P_0} = 1 - \frac{1000}{2500} = 1 - 0,40 = 0,60$. С

тяхното произведение обаче се получава по-малка стойност на резултативния индекс за

обема на продукцията: $I_0 = \left(1 + \frac{\Delta P_p}{P_0}\right) \left(1 - \frac{\Delta P_q}{P_0}\right) = 1,48 \times 0,60 = 0,8880 < 1,0800$. Причината

е известният проблем на индексния факторен анализ с брутните и нетните индексни промени ΔI_p и ΔI_q . На фиг. 3 много ясно се вижда, че индексната факторна промяна на цената $\Delta I_p = \frac{P_1}{P_0} - 1 = 0,80$ е **брутна** величина, защото съдържа два ефекта. Първият

точен нетен положителен ефект $\frac{\Delta P_p}{P_0} = \frac{1200}{2500} = 0,48$, а вторият е фиктивен

(несъществуващ) съвместен ефект също като положителна величина $\frac{\Delta P_{pq}}{P_0} > 0$. Той се

определя с произведението на **вярната** положителна разлика $\Delta p = (p_1 - p_0) = (90 - 50) = 40$ хил. лв. увеличение на цената и обратната **невярна** разлика $\Delta q = (q_0 - q_1) = (50 - 30) = 20$ броя увеличение на количеството на стоката

(фиг. 3). Съвместният относителен ефект $\frac{\Delta P_{pq}}{P_0}$ с тези факторни промени Δp и Δq

възлиза на $\frac{(p_1 - p_0)(q_0 - q_1)}{P_0} = \frac{(90 - 50)(50 - 30)}{2500} = \frac{40 \times 20}{2500} = \frac{800}{2500} = 0,32$. Оттук сумата

на двата ефекта (нетния и съвместния), които се получават с брутната индексна промяна на цената ΔI_p , е $\frac{\Delta P_p}{P_0} + \frac{\Delta P_{pq}}{P_0} = 0,48 + 0,32 = 0,80$. Другата индексна факторна

промяна $\Delta I_q < 0$ е **нетна**, защото с нея се представя само реалният нетен отрицателен ефект $\frac{-\Delta P_q}{P_0} = \frac{-1000}{2500} = -0,40$ (фиг. 3). С брутния положителен ефект $\frac{\Delta P_p}{P_0} + \frac{\Delta P_{pq}}{P_0}$ и

нетния отрицателен ефект $\frac{-\Delta P_q}{P_0}$ се съставят двата аналитични индекса:

$I_{\Delta p} = 1 + \frac{\Delta P_p}{P_0} + \frac{\Delta P_{pq}}{P_0} = 1 + 0,48 + 0,32 = 1,80$ и $I_{\Delta q} = 1 - \frac{\Delta P_q}{P_0} = 1 - 0,40 = 0,60$. С тяхното

произведение се получава точната стойност на резултативния индекс $I_0 = I_{\Delta p} \times I_{\Delta q} =$

$= 1,80 \times 0,60 = 1,08$. Или в случая с разнопосочните факторни промени $I_p > 1$ и $I_q < 1$

индексното равенство с аналитичните индекси е

$I_0 = I_{\Delta p} \times I_{\Delta q} = \left(1 + \frac{\Delta P_p}{P_0} + \frac{\Delta P_{pq}}{P_0}\right) \left(1 - \frac{\Delta P_q}{P_0}\right)$. Изводът от този резултат е, че индексът $I_p > 1$ е

брутен.

Участието на фиктивния съвместен ефект в аналитичния индекс $I_{\Delta p} = 1 + \frac{\Delta P_p}{P_0} + \frac{\Delta P_{pq}}{P_0}$ обаче произлиза от **вярното** относително увеличение на цената с

$\Delta I_p = 80\%$ и **погрешното** допускане, че базисното натурално количество на стоката се е запазило същото (q_0) и през отчетната година (фиг. 3). В действителност с увеличението ΔI_p е създаден **само** реалният нетен ефект $\Delta P_p = (p_1 - p_0)q_1 = (90 - 50)30 = 40 \times 30 = 1200$ хил. лв. (фиг. 3). Той е нетен, но само спрямо онази обща част от произведената продукция през базисната и отчетната година, възлизаща на $p_0q_1 = 50 \times 30 = 1500$ хил. лв., откъдето $\frac{\Delta P_p}{p_0q_1} 100 = \frac{1200}{1500} 100 = 80\%$

(фиг. 3). Ако същият нетен ефект $\Delta P_p = 1200$ хил. лв. се отнесе към $P_0 = 2500$ хил. лв., както изисква методиката за индексния факторен анализ, относителният реален ефект възлиза само на $\frac{\Delta P_p}{P_0} 100 = \frac{1200}{2500} 100 = 48\%$. Следователно всички членове в развитието

на индексното равенство, които представляват фиктивният съвместен ефект или той участва в тях, трябва да се анулират с математическия сигнум $h = 0$:

$$I_0 = bI_{\Delta p} \times I_{\Delta q} = \left(1 + \frac{\Delta P_p}{P_0} + \frac{\Delta P_{pq}}{P_0}\right) \left(1 - \frac{\Delta P_q}{P_0}\right) = 1 + \frac{\Delta P_p}{P_0} + h \frac{\Delta P_{pq}}{P_0} - \frac{\Delta P_q}{P_0} - h \frac{\Delta P_p}{P_0} \times \frac{\Delta P_q}{P_0} - h \frac{\Delta P_{pq}}{P_0} \times \frac{\Delta P_q}{P_0} = 1 + \frac{\Delta P_p}{P_0} + 0 - \frac{\Delta P_q}{P_0} - 0 - 0 = 1 + \frac{\Delta P_p}{P_0} - \frac{\Delta P_q}{P_0}$$

Или решението с тези ефекти е $I_0 = 1 + 0,48 - 0,40 = 1,08$.

Алгебричната сума с двата нетни относителни ефекта от адитивния анализ е вярното и точно решение на индексния факторен анализ при разнопосочните факторни промени $I_p > 1$ и $I_q < 1$. Известната интерпретация на двата нетни ефекта е според относителната форма на адитивния факторен анализ. Същият резултат се получава и без използване на математическия сигнум $h = 0$, защото фиктивният съвместен ефект се анулира в развитието на индексното произведение $bI_{\Delta p} \times I_{\Delta q}$. $I_0 = bI_{\Delta p} \times I_{\Delta q} = (1 + 0,48 + 0,32)(1 - 0,40) = 1 + 0,48 + 0,32 - 0,40 + 0,48(-0,40) + 0,32(-0,40) = 1 + 0,48 + 0,32 - 0,40 - 0,192 - 0,128 = 1 + 0,48 - 0,40 + 0,32 - 0,32 = 1 + 0,48 - 0,40 = 1,08$

Самостоятелният индексен факторен анализ с индексите при постоянен състав за стоката В се извършва с разнопосочните индексни факторни промени $I_p = 1,80 > 1$ и

$I_q = 0,60 < 1$. На тях отговарят брутният аналитичен индекс $bI_{\Delta p} = 1 + \frac{\Delta P_p}{P_0} + \frac{\Delta P_{pq}}{P_0} = 1,80$ и

нетният аналитичен индекс $I_{\Delta q} = 1 - \frac{\Delta P_q}{P_0} = 0,60$. Вярната комбинация на индексите с

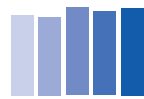
постоянен състав е третата с индекса за цените на Пааше $I_{p(q_1)}$ и индекса за физическия обем на продукцията $I_{q(p_0)}$, защото те могат да се превърнат в посочените аналитични

индекси. Това превръщане се извежда най-напред за индекса на Пааше. От равенството $I_{p(q_1)} = I_{\Delta p}$ се поучава $\frac{p_1 q_1}{p_0 q_1} = \frac{p_0 q_1 + \Delta P_p}{p_0 q_1} = 1 + \frac{\Delta P_p}{p_0 q_1}$. По форма този аналитичен индекс е нетен, но тъй като не е спрямо базисната стойност на продукцията P_0 , представлява недобре построен брутен аналитичен индекс. Той се превръща в брутен аналитичен индекс спрямо P_0 с помощта на фиг. 3, след като нетният относителен ефект $\frac{\Delta P_p}{p_0 q_1}$ се замени със сумата на нетния относителен ефект $\frac{\Delta P_p}{P_0}$ и фиктивния съвместен относителен ефект $\frac{\Delta P_{pq}}{P_0}$, които са спрямо P_0 . Включването на фиктивния съвместен ефект в аналитичния индекс се налага поради условието $bI_{\Delta p} = I_p$. Или брутният аналитичен индекс за цените е $bI_{\Delta p} = 1 + \frac{\Delta P_p}{P_0} + \frac{\Delta P_{pq}}{P_0}$. Другият аналитичен индекс е нетният $I_{q(p_0)} = \frac{q_1 p_0}{q_0 p_0} = \frac{q_0 p_0 - \Delta P_q}{q_0 p_0} = \frac{q_0 p_0 - (q_1 - q_0) p_0}{q_0 p_0} = 1 - \frac{\Delta P_q}{P_0}$. Отрицателният знак на нетния относителен ефект произлиза от отрицателната факторна разлика $(q_1 - q_0) < 0$.

По-нататък се определят необходимите ефекти. Най-напред за брутният аналитичен индекс $bI_{\Delta p}$ се намира нетният ефект ΔP_p от индекса на Пааше $I_{p(q_1)}$. Ефектът $\Delta P_p = p_1 q_1 - p_0 q_1 = 2700 - 1500 = 1200$ хил. лв., откъдето нетният относителен ефект $\frac{\Delta P_p}{P_0} = \frac{1200}{2500} = 0,48$. Фиктивният съвместен ефект $\frac{\Delta P_{pq}}{P_0}$ се определя с разликата $I_p - \left(1 + \frac{\Delta P_p}{P_0}\right) = 1,80 - \left(1 + \frac{1200}{2500}\right) = 1,80 - 1,48 = 0,32$. С тези ефекти брутният аналитичен индекс е $bI_{\Delta p} = \left(1 + \frac{\Delta P_p}{P_0} + \frac{\Delta P_{pq}}{P_0}\right) = (1 + 0,48 + 0,32) = 1,80$. От своя страна необходимият нетен относителен ефект $\frac{\Delta P_q}{P_0}$ за другия аналитичен индекс $I_{\Delta q}$ се намира с разликата $I_q - 1 = 0,60 - 1 = -0,40$. В заключение, с вярната (трета) комбинация на индексите с постоянен състав $I_{p(q_1)}$ и $I_{q(p_0)}$, които се превръщат в аналитичните индекси $bI_{\Delta p}$ и $I_{\Delta q}$,

условията $I_p > 1$ и $I_q < 1$:

$$I_0 = I_{p(q_1)} \times I_{q(p_0)} = bI_{\Delta p} \times I_{\Delta q} = \left(1 + \frac{\Delta P_p}{P_0} + \frac{\Delta P_{pq}}{P_0}\right) \left(1 - \frac{\Delta P_q}{P_0}\right) = 1 + \frac{\Delta P_p}{P_0} - \frac{\Delta P_{pq}}{P_0}.$$



Останалите три комбинации на индексите с постоянен състав са **погрешни**, защото с тях не могат да се съставят относителните ефекти при условията $I_p > 1$ и $I_q < 1$.

Това може да се покаже с конкретните числа за стоката В.

Решението с първата комбинация е:

$$I_0 = I_{p(q_0)} \times I_{q(p_0)} = \frac{p_1 q_0}{p_0 q_0} \times \frac{q_1 p_0}{q_0 p_0} = \frac{90 \times 50}{50 \times 50} \times \frac{30 \times 50}{50 \times 50} = \frac{4500}{2500} \times \frac{1500}{2500} = 1,80 \times 0,60 = 1,08.$$

Първият ефект ΔP_p е **неверен**, защото разликата е $4500 - 2500 = 2000$ хил. лв. вместо 1200 хил. лева. Вторият ефект $\Delta P_q = 1500 - 2500 = -1000$ хил. лв. е **верен**, но поради първия ефект цялата първа комбинация на индексите е **погрешна**.

Втората комбинация също е **погрешна**, защото решението с нея е

$$I_0 = I_{p(q_1)} \times I_{q(p_1)} = \frac{p_1 q_1}{p_0 q_1} \times \frac{q_1 p_1}{q_0 p_1} = \frac{90 \times 30}{50 \times 30} \times \frac{30 \times 90}{50 \times 90} = \frac{2700}{1500} \times \frac{2700}{4500} = 1,80 \times 0,60 = 1,08.$$

В тази комбинация ефектът ΔP_p е **верен**, защото разликата за него е $2700 - 1500 = 1200$ хил. лева. Другият ефект ΔP_q обаче е **неверен**, защото се определя с разликата $2700 - 4500 = -1800$ хил. лв. вместо -1000 хил. лева.

Последната **погрешна** комбинация е четвъртата. С нея решението е:

$$I_0 = I_{p(q_0)} \times I_{q(p_1)} = \frac{p_1 q_0}{p_0 q_0} \times \frac{q_1 p_1}{q_0 p_1} = \frac{90 \times 50}{50 \times 50} \times \frac{30 \times 90}{50 \times 90} = \frac{4500}{2500} \times \frac{2700}{4500} = 1,80 \times 0,60 = 1,08.$$

В тази комбинация и двата ефекта са **неверни**. $\Delta P_p = 4500 - 2500 = 2000$ хил. лв. вместо 1200 хил. лв., а $\Delta P_q = 2700 - 4500 = -1800$ хил. лв. вместо -1000 хил. лева.

3.4. Индексен факторен анализ на случая с намаление на цената и увеличение на натуралното количество на стоката

Последният случай е с разнопосочните факторни промени $\Delta p < 0$ и $\Delta q > 0$, откъдето $I_p > 1$ и $I_q < 1$. Той се отнася за продукцията на стоката Г в табл. 1 и е

представен графично на фиг. 4. Резултативният индекс за изменението на продукцията на стоката Г е $I_0 = \frac{P_1}{P_0} = \frac{p_1 q_1}{p_0 q_0} = \frac{3500}{3600} = 0,9722$. Той показва, че в сравнение с другите

примери продукцията на тази стока се е променила най-слабо. Факторният индекс за цената е $I_p = \frac{p_1}{p_0} = \frac{50}{60} = 0,8333$ и означава, че тя е намаляла с

$\Delta I_p = (I_p - 1)100 = (0,8333 - 1)100 = -16,67\%$. Другият факторен индекс за изменението на натуралното количество на стоката е $I_q = \frac{q_1}{q_0} = \frac{70}{60} = 1,1667$ и показва, че това

количество се е увеличило с $\Delta I_q = (I_q - 1)100 = 16,67\%$. Или относителното увеличение на натуралното количество е равно по абсолютна стойност на относителното намаление на цената на стоката. Този пример е съставен с изричната цел да се покаже индексен анализ с равенство по абсолютна стойност на разнопосочните промени $|\Delta I_p|$ и $+\Delta I_q$ на двата факторни индекса. Ако не е извършен адитивен факторен анализ, за някои анализатори нестатистики може да е необяснимо защо двете противоположни, но равни индексни промени не се компенсират взаимно и резултативният индекс за продукцията е $I_0 = 1$. Точният отговор на подобен въпрос е с известната реципрочна стойност на факторния индекс, който е под 1. В разглеждания пример това е индексът за изменението на цената $I_p = 0,8333$, откъдето неговата реципрочна стойност е $I_{rp} = \frac{1}{I_p} = \frac{1}{0,8333} = 1,2000$. С тези данни отношението или индексът за различната сила на двата фактора е $I_{\frac{p}{q}} = \frac{I_{rp}}{I_q} = \frac{1,2000}{1,1667} = 1,0286$. Той показва, че намалението на цената е

незначително по-силно - само около 1,03 пъти повече от увеличението на натуралното количество. Реципрочната стойност на посочения индекс за различната сила на влиянията на двата фактора е равна на резултативния индекс $I_0 = \frac{1}{I_{\frac{p}{q}}} = \frac{1}{1,0286} = 0,9722$.

Изводът е, че единствено с индекса за различната сила на двата фактора може да се оцени тяхното различно влияние върху зависимата променлива независимо от равните противоположни индексни промени $|\Delta I_p| = \Delta I_q$.

На следващия етап се решава индексният факторен анализ с превърнатите индекси от факторни в аналитични. Първият аналитичен индекс за намалението на цената $I_{\Delta p}$ е **нетен**, защото може да се представи с разликата $1 - \frac{\Delta P_p}{P_0} = 1 - \frac{600}{3600} = 1 - 0,1667 = 0,8333$ (фиг. 4). Другият аналитичен индекс $I_{\Delta q}$ обаче е **брутен**, защото индексният факторен прираст е $\Delta I_q = 0,1667$ и независимо че е равен по абсолютна стойност на индексното факторно намаление $|\Delta I_p| = |-0,1667|$, съдържа два ефекта. Първият е точният нетен положителен ефект $\frac{\Delta P_q}{P_0} = \frac{500}{3600} = 0,1389$. Вторият ефект е фиктивен (несъществуващ) съвместен ефект като положителна величина $\frac{\Delta P_{pq}}{P_0} > 0$ както фиктивния съвместен ефект в предходния случай с противоположните

факторни променни $\Delta I_p > 0$ и $\Delta I_q < 0$. Фиктивният съвместен ефект се определя с произведението на **вярната** положителна разлика $\Delta q = (q_1 - q_0) = (70 - 60) = 10$ броя увеличение на количеството на стоката и обратната **невярна** разлика $\Delta p = (p_0 - p_1) = (60 - 50) = 10$ хил. лв. увеличение на цената (фиг. 4). С тези факторни промени недопустимият ефект възлиза на $\frac{\Delta P_{pq}}{P_0} = \frac{10 \times 10}{3600} = \frac{100}{3600} = 0,0278$, откъдето

брутният положителен ефект е сумата на двата ефекта $\frac{\Delta P_p}{P_0} + \frac{\Delta P_{pq}}{P_0} = 0,1389 + 0,0278 = 0,1667$. Следователно този брутен ефект се определя с

вярната факторна промяна $\Delta I_p = 0,1667$, но с **погрешното** допускане, че увеличението на натуралното количество на стоката се извършва при запазена базисна цена p_0 и през отчетната година (фиг. 4). В действителност с увеличението ΔI_q е създаден **само** реалният нетен ефект $\Delta I_q = (q_1 - q_0) p_1 = (70 - 60) 50 = 10 \times 50 = 500$ хил. лв. (фиг. 4). Той е нетен, но само спрямо общата част от произведената продукция през базисната и отчетната година $p_1 q_0 = 50 \times 60 = 3000$ хил. лв., откъдето $\frac{\Delta P_q}{p_1 q_0} 100 = \frac{500}{3000} 100 = 16,67\%$

(фиг. 4). Ако същият нетен ефект се отнесе към $P_0 = 3600$ хил. лв., както е според методиката за индексния факторен анализ, относителният реален ефект възлиза само на $\frac{\Delta P_q}{P_0} 100 = \frac{500}{3600} = 13,89\%$. По този начин брутният аналитичен индекс за натуралното

количество на стоката е $I_{\Delta q} = 1 + \frac{\Delta P_q}{P_0} + \frac{\Delta P_{pq}}{P_0}$. Във връзка с него всички членове в развитието на индексния факторен анализ, които се отнасят до фиктивния съвместен ефект, се анулират с математическия сигнум $h = 0$:

$$I_0 = I_{\Delta p} \times I_{\Delta q} = \left(1 - \frac{\Delta P_p}{P_0}\right) \left(1 + \frac{\Delta P_q}{P_0} + \frac{\Delta P_{pq}}{P_0}\right) = 1 - \frac{\Delta P_p}{P_0} + \frac{\Delta P_q}{P_0} - h \frac{\Delta P_p}{P_0} \times \frac{\Delta P_q}{P_0} + h \frac{\Delta P_{pq}}{P_0} - h \frac{\Delta P_p}{P_0} \times \frac{\Delta P_{pq}}{P_0} = 1 - \frac{\Delta P_p}{P_0} + \frac{\Delta P_q}{P_0} - 0 + 0 - 0 = 1 - \frac{\Delta P_p}{P_0} + \frac{\Delta P_q}{P_0}$$

Същият съвместен ефект се анулира и в развитието на индексното произведение $I_{\Delta p} \times bI_{\Delta q}$ без математическия сигнум $h = 0$:

$$I_0 = (1 - 0,1667)(1 + 0,1389 + 0,0278) = 1 - 0,1667 + 0,1389 - 0,1667 + 0,1389 + 0,0278 - 0,1667 \times 0,0278 = 1 - 0,1667 + 0,1389 - 0,0232 + 0,0278 - 0,0046 = 1 - 0,1667 + 0,1389 = 1 - 0,1667 + 0,1389 = 0,9722$$

Последната алгебрична сума е вярното и точно решение на индексния факторен анализ при разнопосочните факторни промени $I_p < 1$ и $I_q > 1$. В него участват само двата нетни ефекта от относителната форма на адитивния факторен анализ. Тяхната интерпретация е същата както при адитивния анализ.

Самостоятелният индексен факторен анализ с индексите при постоянен състав за стоката Г се извършва с разнопосочните факторни промени $I_p = 0,8333 < 1$ и $I_q = 1,1667 > 1$. На тях отговарят нетният аналитичен индекс $I_{\Delta p} = 1 - \frac{\Delta P_p}{P_0} = 0,8333$ и

брутният аналитичен индекс $I_{\Delta q} = 1 + \frac{\Delta P_q}{P_0} + \frac{\Delta P_{pq}}{P_0} = 1,1667$. Вярната комбинация на

индексите с постоянния състав е четвъртата с индекса за цените на Ласпейрес $I_{p(q_0)}$ и индекса за физическия обем на продукцията $I_{q(p_1)}$, защото те се превръщат в посочените аналитични индекси с относителните ефекти. Най-напред това превръщане се извежда за индекса на Ласпейрес. От равенството $I_{p(q_0)} = I_{\Delta p}$ се получава

$$\frac{p_1 q_0}{p_0 q_0} = \frac{q_0 p_0 - \Delta P_p}{p_0 q_0} = \frac{p_0 q_0 - (p_1 - p_0) q_0}{p_0 q_0} = 1 - \frac{\Delta P_p}{P_0}$$

Другият индекс с постоянен състав за физическия обем на продукцията е $I_{q(p_1)} = \frac{q_1 p_1}{q_0 p_1} = \frac{q_0 p_1 + \Delta P_q}{q_0 p_1} = 1 + \frac{\Delta P_q}{q_0 p_1}$. Полученият

аналитичен индекс е нетен, но всъщност е недобре построен брутен аналитичен индекс, защото не е спрямо базисната стойност на продукцията P_0 . Той се превръща в брутен индекс спрямо P_0 , ако относителният ефект $\frac{\Delta P_q}{q_0 p_1}$ се замени с помощта на фиг. 4 със

сумата на нетния относителен ефект $\frac{\Delta P_q}{P_0}$ и фиктивния съвместен ефект $\frac{\Delta P_{pq}}{P_0}$, които са

спрямо P_0 . Или брутният аналитичен индекс за физическия обем на продукцията е $bI_{\Delta q} = 1 + \frac{\Delta P_q}{P_0} + \frac{\Delta P_{pq}}{P_0}$. Следователно с вярната четвърта комбинация на индексите с

постоянен състав, които се превръщат в съответните аналитични индекси при условията на $I_p < 1$ и $I_q > 1$, се получава известното еднозначно решение на индексния

$$\text{анализ: } I_0 = I_{p(q_0)} \times I_{q(p_1)} = I_{\Delta p} \times bI_{\Delta q} = \left(1 - \frac{\Delta P_p}{P_0}\right) \left(1 + \frac{\Delta P_q}{P_0} + \frac{\Delta P_{pq}}{P_0}\right) = 1 - \frac{\Delta P_p}{P_0} + \frac{\Delta P_{pq}}{P_0}$$

В това решение необходимият относителен ефект $\frac{-\Delta P_p}{P_0}$ се определя с разликата $I_p - 1 = 0,8333 - 1 = -0,1667$. За другия нетен относителен ефект $\frac{\Delta P_q}{P_0}$ най-напред се намира нетният ефект ΔP_q с разликата между числителя и знаменателя на индекса за физическия обем на продукцията $I_{q(p_1)} = \frac{q_1 p_1}{q_0 p_1}$. Ефектът $\Delta P_q = q_1 p_1 - q_0 p_1 = 3500 - 3000 = 500$ хил. лв., откъдето нетният относителен ефект $\frac{\Delta P_q}{P_0} = \frac{500}{3600} = 0,1389$. Фиктивният съвместен ефект $\frac{\Delta P_{pq}}{P_0} = I_q - \left(1 + \frac{\Delta P_q}{P_0}\right) = 1,1667 - (1 + 0,1389) = 0,0278$. С тези ефекти двата аналитични индекса са $\Delta I_p = 1 - 0,1667 = 0,8333$ и $\Delta I_q = 1 + 0,1389 + 0,0278 = 1 + 0,1667 = 1,1667$.

Останалите комбинации на индексите с постоянен състав са **погрешни** за решението на индексния анализ при условията $I_p < 1$ или $I_q > 1$, защото не могат да се превърнат в аналитичните индекси с необходимите относителни ефекти. Те са първата, втората и третата комбинация.

С първата комбинация решението е $I_0 = I_{p(q_0)} \times I_{q(p_0)} = \frac{p_1 q_0}{p_0 q_0} \times \frac{q_1 p_0}{q_0 p_0} = \frac{50 \times 60}{60 \times 60} \times \frac{70 \times 60}{60 \times 60} = \frac{3000}{3600} \times \frac{4200}{3600} = 0,8333 \times 1,1667 = 0,9722$.

Първият ефект ΔP_p е **верен**, защото той се определя с разликата $3000 - 3600 = -600$ хил. лв., но вторият ефект е **неверен** с разликата $4200 - 3600 = 600$ хил. лв. вместо верния 500 хил. лева.

С втората комбинация:

$I_0 = I_{p(q_1)} \times I_{q(p_1)} = \frac{p_1 q_1}{p_0 q_1} \times \frac{q_1 p_1}{q_0 p_1} = \frac{50 \times 70}{60 \times 70} \times \frac{70 \times 50}{60 \times 50} = \frac{3500}{4200} \times \frac{3500}{3000} = 0,8333 \times 1,1667 = 0,9722$.

Тази комбинация също е **погрешна** с неверния ефект $\Delta P_p = 3500 - 4200 = -700$ хил. лв. вместо верния -600 хил. лв. независимо от верния ефект $\Delta P_q = 3500 - 3000 = 500$ хил. лева.

С третата комбинация:

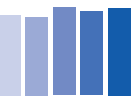
$I_0 = I_{p(q_1)} \times I_{q(p_0)} = \frac{p_1 q_1}{p_0 q_1} \times \frac{q_1 p_0}{q_0 p_0} = \frac{50 \times 70}{60 \times 70} \times \frac{70 \times 60}{60 \times 60} = \frac{3500}{4200} \times \frac{4200}{3600} = 0,8333 \times 1,1667 = 0,9722$

Последната комбинация също е **погрешна**, защото и двата нетни ефекта са **неверни**. Ефектът $\Delta P_p = 3500 - 4200 = -700$ хил. лв. вместо верния -600 хил. лв., както и ефектът $\Delta P_q = 4200 - 3600 = 600$ хил. лв. вместо верния 500 хил. лева.

Обобщено, с индексите за цените на Ласпейрес и Пааше и съответните аналитични индекси, в които те се превръщат, може да се извършва теоретично обосноваването и съдържателен индексен факторен анализ. Ласпейрес и Пааше са поставили началото на този анализ и по повод годишнините от техните индекси нека бъдат посочени като негови основоположници.

Във връзка с изложените комбинации на индексите с постоянен състав за решението на самостоятелния индексен анализ е необходимо да се отбележи, че четирите вида агрегат за продукцията на една стока p_0q_0 , p_0q_1 , p_1q_0 и p_1q_1 са публикувани у нас още през 1947 г. от покойния проф. А. Ю. Тотев. От тях могат да се образуват четирите комбинации на индексите с постоянен състав, а не само формалното и неправилно геометрично осредняване на индексите на Ласпейрес и Пааше по формулата на И. Фишер. Според мен индексният факторен анализ с индексите на Ласпейрес и Пааше е можел да тръгне в правилна посока още преди войната. На въпроса докъде е стигнало това развитие в чужбина и защо не е продължило у нас, не мога да отговоря.

В заключение, настоящата публикация е с подробно и изчерпателно изложение на условията и критериите за еднозначните решения на двете форми - адитивната и индексната, на елементарния функционален анализ с дискретните данни в статистиката. С цел да се установят най-напред само строгите условия и критерии според теоретичната математика и статистика анализите са извършени само за една стока. Всички методики могат да се прилагат във всички статистики, в които всяка дискретна зависима променлива е представена с произведение на две дискретни факторни променливи. В следваща статия ще бъдат обобщени двете форми (адитивната и индексната) на елементарния функционален анализ на еднородна съвкупност (крайно множество) на една и съща стока и на разнородна съвкупност (крайно множество) на различни стоки.

**ЦИТИРАНА ЛИТЕРАТУРА:**

- Александровский, А.** (1938). Анализ работы промышленного предприятия, Госпланиздат, М.
- Гатев, К.** (1966). Общая теория на статистиката. Варна: Г. Бакалов.
- Гатев, К.** (1995). Въведение в статистиката, Лиа, С.
- Ежков, А.** (1940). Курс статистики, Госпланиздат, М.
- Козлов, Т. и др.** (1956). Курс общей теории статистики, Госпланиздат, М.
- Къналиев, Т.** (1977). За последователен съвкупностен подход при дефиниране на съдържанието на понятието „индекс” в индексната теория, Статистика, кн. 2, С.
- Къналиев, Т.** (1978). Относно построяването на индексни формули чрез последователно съблюдаване на съвкупностния подход, Статистика, кн. 1, С.
- Къналиев, Т.** (2005). Съвкупностният (статистически) подход за изследване на някои дискуссионни въпроси на индексната теория, Статистика, 2005, кн. 1, С.
- Къналиев, Т.** (2006). Относно възможностите на т.нар. „елементарен” статистически анализ. Доклад в сб. „Статистика на предизвикателствата на информационното общество през XXI век, Наука и икономика, ИУ - Варна.
- Милкоева, Б.** (1998). Математически справочник, МОН, С.
- Миллс, Д.** (1958). Статистически методи, Госпланиздат, М.
- Наумов, Н.** (1959). Селскостопанска статистика, Наука и изкуство, С.
- Перегудов, В.** (1959). Разложение абсолютных прирастов по факторам, Ученые записки по статистике, АН СССР, том V, М.
- Ротштейн, А.** (1947). Проблемы промышленной статистики СССР, т. III, Госпланиздат, М.
- Рязов, Н., Н. Тительбаум** (1951). Статистика советской торговли, Госторгиздат, М.
- Савинский, Д.** (1949). Курс промышленной статистики, Госпланиздат, М.
- Сатуновский, Л.** (1955). Вопросы индексного метода анализа экономических явлений. Ученые записки по статистике, АН СССР, том I, М.
- Станев, Л.** (1956). Теория на статистиката, част II, Наука и изкуство, С.
- Станев, С.** (1956). Селскостопанска статистика, Наука и изкуство, С.

Станев, С., Ал. Аврамов (1983). Промислена статистика с основи на обща теория, Наука и изкуство, С.

Стефанов, Ив., А. Ю. Тотев (1960). Теория на статистиката, Наука и изкуство, С.

Стойкова-Къналиева, А. (2006). Някои аспекти на сравнителния анализ на икономическата част от страните в Югоизточна Европа. Доклад в сб. „Статистика на предизикателствата на информационното общество през XXI век, Наука и икономика, ИУ - Варна.

Тотев, А. Ю. (1947). Построение на индексните числа и приложението им в статистиката на цените, Годишник на Софийския университет, т. XLII, С.

Тотев, А. Ю. (1948). Стопанска статистика, дял II, Анализ на статистическите редове, С.

Тотев, А. Ю. (1955). Обща теория на статистиката, Наука и изкуство, С.

Турецкий, Ш. (1941). Планирование себестоимости, Госпланиздат, М.

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

Христов, Е. (1981). Анализ на прираста на общата продукция чрез баланса на междуотрасловите връзки, Икономическа мисъл, кн. 8, С.

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

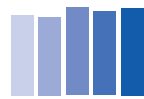
Христов, Е. (2004б). Факторен анализ на прираста на средни равнища с реални нетни и брутни ефекти, Икономическа мисъл, кн. 6, С.

Христов, Е. (2010а). Еднозначни решения от адитивен факторен анализ с дискретни данни за еднородна 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. (2013). Факторни модели за общото, прякото и косвеното влияние на повъзрастовата смъртност върху изменението на средната продължителност на живота, Статистика, кн. 3 - 4, С.

Цонев, В. (1968). Конкретен или абстрактен подход при статистическия анализ на прираста на обема на продукцията, Трудове на ВИИ „Карл Маркс”, том I, С.



Цонев, В. (1970). За по-конкретно дефиниране на факторите при анализ на прираст на обеми, Статистика, кн. 4, С.

Цонев, В. (1978). Мултипликативно или адитивно свързване на индексите при анализа на прирасти на съвкупности, Статистика, кн. 3, С.

Цонев, В. (1984). Традиционный и новый алгоритм построения индексных формул, Научни трудове на Висшия икономически институт „Карл Маркс”, факултет „Икономическа информация”, том I, С.

Цонев, В. (1998). Теорията на индексите и нейната статистическа алтернатива, Статистика, кн. 1, С.

Шапкарев, П., П. Хавезов, С. Божинев (1950). Ръководство по статистика, Наука и изкуство, С.

Шапкарев, П. (1951). Планиране и анализ на себестойността в промишленото предприятие, Наука и изкуство, С.

Югенбург, С. (1955). О разложении абсолютных прирастом по факторам, Ученые записки по статистике, АН СССР, том I, М.

Янакиев, Р. (1952). Промислена статистика, Наука и изкуство, С.

Янакиев, Р. (1954). Учебник по промислена статистика, ВИИ „Карл Маркс”, С.

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

Fisher, I. (1922). The Making of Index Numbers. Boston: Houghton Mifflin.

Kreyszig, E. (1993). Advanced Engineering Mathematics. John Willey, N.Y.

Laspeyres, E. (1864). Hamburger Wahrenprice 1850 - 1863. Jahrbücher für National Ökonomie und Statistik, 3.

Laspeyres, E. (1871). Die Berechnung einemittleren Wahrenpreissteigerung. Jahrbücher für National Ökonomie und Statistik, 10.

Pahsche, H. (1874). Über die Preisentwicklung der letzten Jahre nach den Hamburger Borsennotirungen. Jahrbücher für National Ökonomie und Statistik, 12.

ЕЛЕМЕНТАРНИЯТ ФУНКЦИОНАЛЕН АДТИВЕН И ИНДЕКСЕН ФАКТОРЕН АНАЛИЗ И НЕГОВИТЕ ЕДНОЗНАЧНИ РЕШЕНИЯ С ДИСКРЕТНАТА НЕЧЕТНА ФУНКЦИЯ НА МАТЕМАТИЧЕСКИЯ СИГНУМ

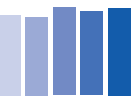
*Емил Христов**

РЕЗЮМЕ Двата дискретни статистически факторни анализа – адитивният и индексният на всяка зависима променлива от две мултипликативно свързани факторни променливи, са обединени в общ елементарен функционален анализ с дискретни данни. Той е първият и най-необходим факторен анализ в статистическата практика и във всички приложни и научни изследвания с дискретни данни.

Началната и определяща форма на функционалния анализ е адитивната, защото нейните решения съдържат в явен вид само реално съществуващи точни нетни ефекти и евентуален съвместен ефект (увеличения и намаления) на зависимата променлива от еднопосочни и разнопосочни промени на факторите p (цени) и q (количества). Адитивният факторен анализ се решава след превръщането на мултипликативния модел в линеен адитивен факторен модел с помощта на теоретичния математически критерий – дискретната нечетна функция математическия сигнум (h). Индексен факторен анализ може да се извършва и самостоятелно без предходен адитивен факторен анализ.

С изложената методика могат да се решават всякакви мултипликативни модели във всички приложни статистики, в които дискретната зависима променлива е представена с произведението на две дискретни факторни променливи. В следващата статия ще бъдат изложени и обобщени двете форми (адитивната и индексната) на елементарния функционален анализ на продукцията на еднородна съвкупност (крайно множество) на една и съща стока и на разнородна съвкупност (крайно множество) на различни стоки.

* Професор, д.ик.н.; e-mail: emil_hristov_37@hotmail.com.



ЭЛЕМЕНТАРНЫЙ ФУНКЦИОНАЛЬНЫЙ АДДИТИВНЫЙ И ИНДЕКСНЫЙ ФАКТОРНЫЙ АНАЛИЗ И ЕГО ОДНОЗНАЧНЫЕ РЕШЕНИЯ ДИСКРЕТНОЙ НЕЧЕТНОЙ ФУНКЦИЕЙ МАТЕМАТИЧЕСКОГО СИГНУМА

*Емил Христов**

РЕЗЮМЕ Оба дискретных статистических факторных анализа (аддитивный и индексный) каждой переменной, зависимой от двух мультипликативно связанных факторных переменных, объединяют в общий элементарный функциональный анализ с дискретными данными. Он первый и самый необходимый факторный анализ в статистической практике и во всех приложных и научных исследованиях с дискретными данными.

Начальной и решающей формой функционального анализа является аддитивная, так как ее решения содержат в явном виде только реально существующие точные чистые эффекты, а также и возможный совместный эффект (увеличения и уменьшения) зависимой переменной от однонаправленных и разнонаправленных изменений факторов p (цен) и q (количеств). Аддитивный факторный анализ решают после превращения мультипликативной модели в линейную аддитивную факторную модель с помощью теоретического математического критерия – дискретной нечетной функции математического сигнума (h). Индексный факторный анализ можно осуществить и независимо без предварительного аддитивного факторного анализа.

Представленной методикой можно решить любые мультипликативные модели во всех прикладных статистиках, в которых дискретная зависимая переменная представлена произведением двух дискретных факторных переменных. В следующей статье будут представлены и обобщены обе формы (аддитивная и индексная) элементарного функционального анализа продукции однородной совокупности (конечного множества) одного и того же товара, и разнородной совокупности (конечного множества) различных товаров.

* Профессор, д-р экон. наук; электронная почта: emil_hristov_37@hotmail.com.

**THE ELEMENTARY AND FUNCTIONAL ADDITIVE INDEX FACTOR ANALYSIS
AND ITS UNIQUE SOLUTIONS WITH DISCRETE ODD FUNCTION OF THE
MATHEMATICAL SIGNUM**

*Emil Hristov**

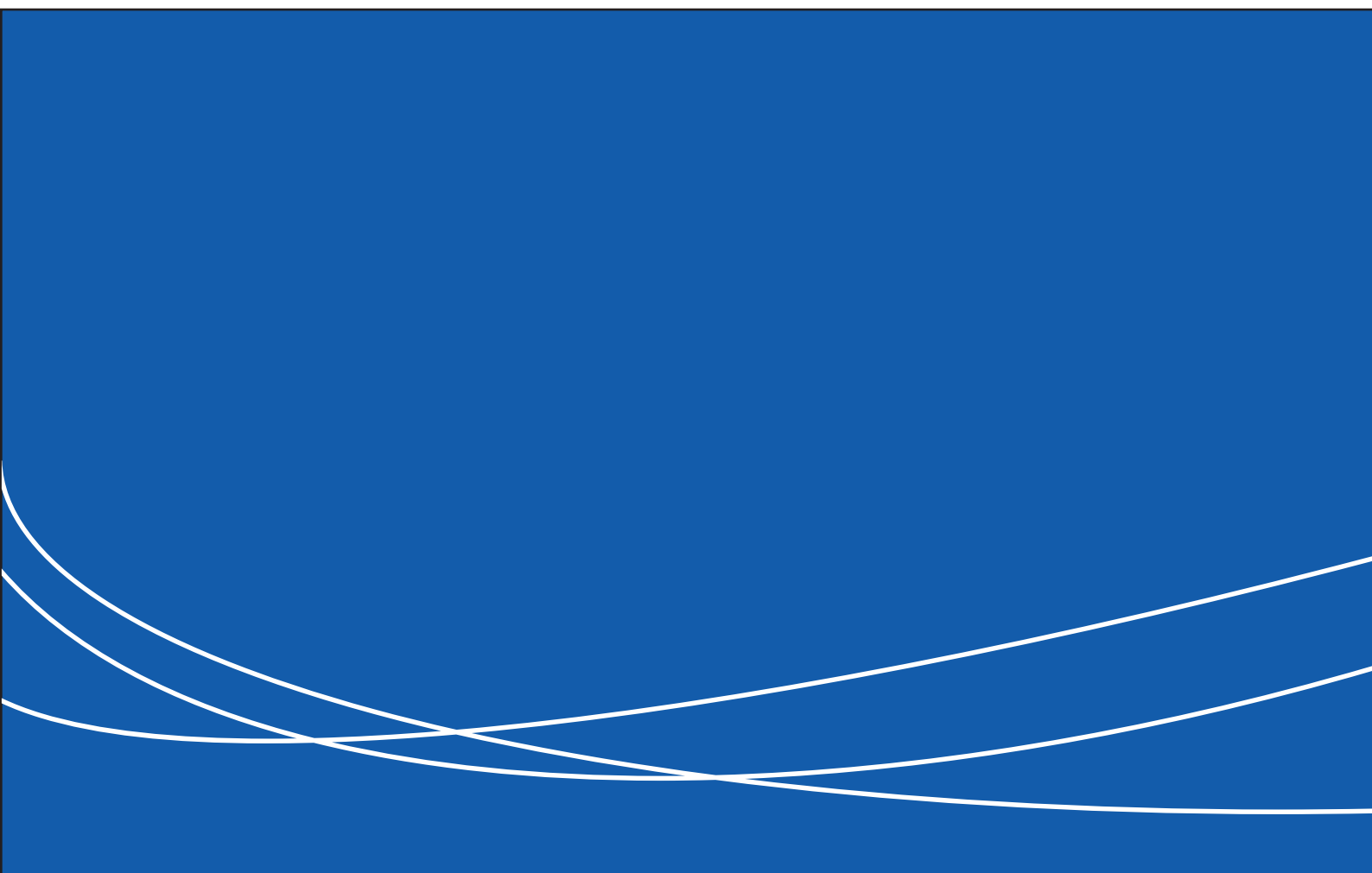
SUMMARY The two discrete statistical factor analyses - additive and index of each dependent variable from two multiplicatively connected factor variables are combined in a common elementary functional analysis with discrete data. That is the first and most necessary factor analysis in the statistical practice and in all applications and scientific studies with discrete data.

The initial and definitive form of the functional analysis is the additive one because its solutions contain explicitly only real existing precise net effects and eventual joint effects (increases and decreases) of the dependent variable of unidirectional and multidirectional changes in the factors p (prices) and q (amounts). The additive factor analysis is decided after turning the multiplicative model into linear additive factor model using a theoretical mathematical criterion - discrete odd function mathematical signum (h). Index factor analysis can be carried out independently without prior additive factor analysis.

Any multiplicative models in all applied statistics in which discrete dependent variable are represented by the product of two discrete factor variable could be solved with the displayed methodology. The next article will display and summarize both forms (additive and index) of elementary functional analysis of the production of homogeneous set (finite set) of one and the same commodity and a diverse set (finite set) of various commodities.

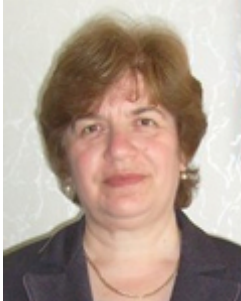
* Professor, Doctor of Economic Sciences.; email: emil_hristov_37@hotmail.com.

**СТАТИСТИЧЕСКИ ИЗСЛЕДВАНИЯ И
АНАЛИЗИ**



АГРАРНАТА СТАТИСТИКА В БЪЛГАРИЯ

*Поля Ангелова**

**Въведение**

Аграрната статистика, наричана още земеделска и селскостопанска статистика, през своята над стогодишна история е основен раздел на статистическата наука и практика. Значимостта ѝ се определя не само от респектиращия период на съществуване, но и от важната ѝ роля за управлението на селското стопанство - традиционен отрасъл, неведнъж извеждал страната от стопанска криза и утвърдил позициите на България като селскостопански износител в международния стокообмен.

Този сектор на националната икономика се характеризира със специфични особености, които се отнасят както до стопанските субекти, така и до производствената дейност, осъществявана от тях - голяма численост на земеделските стопанства като статистически единици, пространствена разпръснатост, преплитане на производствения с биологичния процес, зависимост от природо-климатичните фактори и други. Именно тези особености бележат нелекия път на изграждане, развитие и усъвършенстване на аграрната статистика в организационен, нормативен, методологически и изследователски аспект от създаването ѝ до днес.

Целта на настоящата статия е да се анализират закономерностите в състоянието и развитието на аграрната статистика, като се открият както асиметриите, така и общите елементи на нейната организация и методология през различните периоди на социално-икономическото развитие на България¹.

За постигането на целта е направен обстоен преглед и периодизация на статистическите изследвания в селското стопанство, като е проучена богатата библиография за историята и организацията на земеделската статистика, както и за

* Проф. д-р, ръководител на катедра „Математика и статистика“, СА „Д. А. Ценов“ - Свищов; e-mail: pangelova@uni-svishtov.bg

¹ Статията представя основни акценти от монографичното изследване „Аграрната статистика в България - исторически асиметрии и съвременни измерения“. Ангелова, П. Библиотека „Стопански свят“, кн. 121, АИ „Ценов“ - Свищов.

състоянието на аграрния сектор, чието управление тя информационно осигурява. Ретроспективният анализ е основа за сравнение и оценка на съвременната агростатистика, чиято дейност през последните десет години е качествено нов етап в развитието ѝ, съобразен с европейските стандарти.

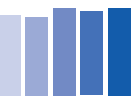
Идеята за провеждането на това изследване е породена от значимия труд на академик проф. д-р Иван Стефанов „Земеделската статистика в България - методологическа студия”, отпечатана през 1938 г. в Годишника на ВТУ „Д. А. Ценов” - Свищов. В нея с присъщата му задълбоченост и аналитичност акад. И. Стефанов представя организацията и методологията на българската земеделска статистика от създаването ѝ до предвоенния период. Настоящото изследване има за опорни точки при анализа на методологичните особености на съвременните наблюдения именно последователността на изясняване, представена в тази студия. По-нататък в изложението многократно се позовавам на посоченото произведение с убедеността, че неговото значение за историята на българската статистическа теория и практика е неоеценимо.

Чрез страниците на списание „Статистика” изказвам благодарност на отдел „Статистика на селското и горското стопанство“ в Националния статистически институт (НСИ) с ръководител Гергина Николова и на отдел „Агростатистика“ в Министерството на земеделието и храните с ръководител Диана Атанасова за осигурения достъп до прилаганите методологически и нормативни документи и полезните консултации, както и на библиотеката на НСИ за оказаната помощ при откриването и проучването на архивните материали.

I. Възникване и развитие на аграрната статистика в България до началото на Втората световна война

Аграрната статистика е една от първите самостоятелно водени статистики у нас². За първи път въпросът за водене на земеделска статистика се поставя през 1894 г., а през следващата година се формира комисия, която обуславя необходимостта от водене на ежегодна земеделска статистика и очертава рамките на нейният обхват - наблюдение на поземлената собственост, посевите и реколтите, занятията и други. Тези намерения поради трудните исторически условия намират реализация едва през 1897 г., когато се организира Първото преброяване на поземлената собственост в България. С княжески Указ № 39 (ДВ, бр. 93 от 3 май 1897 г.) се утвърждава „Правилник за

² В статията „земеделска статистика”, „селскостопанска статистика” и „аграрна статистика” се използват като синоними, тъй като в съдържателен аспект между тях съществува пълно единство. Терминологичните различия съответстват на наложилите се наименования в статистическата наука и практика през изследваните исторически периоди.



събиране на сведения за земеделската статистика”, с който се уреждат правните основания за създаването и развитието на земеделската статистика в България и провеждането на Първото преброяване на поземлената собственост³.

На земеделската статистика и предстоящото преброяване се възлагат големи надежди от тогавашния началник на Статистическото бюро Тодор Иванчев, както и от министъра на финансите и ръководещ дейността на Министерството на търговията и земеделието Иван Евстатиев Гешов. Според тях сведенията за земеделието - производството на храни, средното производство от декар, категориите земи, тяхното състояние по окръзи и околии, ще дадат ясна представа за състоянието на този важен отрасъл и за неговото развитие. Амбициозните задачи, поставени пред това начинание, не са изпълнени изцяло, но слагат началото на една нова област от статистическата практика на страната.

Поземлените реформи след Освобождението и историческата обстановка налагат обективно необходимостта от ежегодна земеделска статистика, която се обособява за нуждите на методологическия анализ в следните самостоятелни статистики: на земеделската поземлена собственост; преброяване на земеделските стопанства; на посевите и реколтата; селскостопанска анкета; горска статистика. Наблюдението на поземлената собственост се оказва трудно осъществимо ежегодно наблюдение. Това определя и обективните предпоставки за провеждането на **Първото преброяване на поземлената собственост в България**, което според въпросника включва наблюдение на стопанствата и обособената в тях земеделска дейност. Преброяването на поземлената собственост е подготвено и извършено в трудни условия по отношение на организацията, тъй като все още не е натрупан опит от сътрудниците на Статистическото бюро, както и в условия на тежки и динамични промени в поземлените отношения. Последвалото през 1908 г. **второ изчерпателно преброяване на земеделската собственост** се базира на натрупания опит, като доуточнява и подобрява организацията на провеждането и обработката на резултатите.

Двете преброявания на земеделската собственост - през 1897 и 1908 г., имат за обект на наблюдението всички земи независимо от техния собственик - частни, общински, църковни, училищни и други, както и независимо от категорията на земята - ниви, ливади, гори и т.н.⁴. **Единица на наблюдението** е отделното **притежание**, което се определя от собствеността върху земята на едно и също лице и местонахождението

³ Вж. Стефанов, И. Земеделската статистика в България. Методологична студия. Годишник на ВТУ „Д. А. Ценов”, Първи юбилеен. Свищов, 1938, с. 14.

⁴ Според Наредбите и упътванията за попълване със сведения на личните карти на засетите и други пространства земя през 1896 - 1897 г. (за първото преброяване). Вж. Стефанов, И. Земеделската статистика в България..., с. 16; Наставления при попълване на картите при описание на земевладенията (за второто преброяване). Вж. Статистика на земеделската собственост през 1908 г. Книга I - 1914, Държавна печатница, С., 1914, с. VIII.

на земята в землището на едно и също населено място. Изборът на единицата на наблюдението се обуславя от обстоятелството, че сведенията за попълване на въпросниците (личните карти) се набират от основните поземлени книги, където по същия начин е формулирано определението на партидите по притежатели. **Признаците**, по които са наблюдавани поземлените притежания при двете наблюдения, са: местоживеене на притежателя, местонамиране на земята, разпределение на земята по категории.

Както първото, така и второто преброяване на поземлената собственост е планирано като изчерпателно наблюдение. Липсата на критичен момент при първото преброяване, ненадеждността на поземлените книги, трудностите при регистрацията на сведенията от общинската администрация, непълнотите в личните карти и т.н. не позволяват да се реализира поставената цел напълно, но получените резултати като основен и единствен източник дават достатъчно основание за по-нататъшните изследвания на състоянието и развитието на селското стопанство преди Втората световна война.

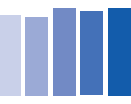
Поземлената собственост е в обхвата на статистическите преброявания на земеделските стопанства, проведени през 1926⁵ и 1934 г.⁶ в рамките на Общото преброяване на населението и сградите. Много фактори затрудняват провеждането на наблюденията - раздробеността на стопанствата и разпокъсаността на земята правят обекта на наблюдението извънредно обширен; липсата на кадастър или някакво друго измерване на земята; неподготвеността на земеделските стопани да дават сведения. Първото и второто преброяване на земеделските стопанства се различават по някои елементи на организацията, но в общи линии имат еднаква методологическа основа⁷.

Земеделското стопанство се определя като съвкупност от елементите на всяка стопанска единица: земя, труд и средства за производство, дори и да са разделени един от друг по време и място. За преброяването през 1934 г. статистиката дава пряко и точно формулирано определение - всяко стопанство, което има общо ръководство, общо счетоводство и се ръководи от едно физическо или юридическо лице.

⁵ Правно основание за провеждането му е Указ № 299 от 27.04.1926 г., според който успоредно с Общото преброяване на населението, сградите и т.н. към 31.12.1926 г. се предвижда и преброяване на земеделските стопанства.

⁶ Правно основание за провеждането му е Указ № 2 от 18.04.1934 г., с който се постановява извършването на общо преброяване на населението, както и на земеделските стопанства.

⁷ Вж. Методологически бележки върху преброяването на земеделските стопанства на 31.XII.1926 година. Преброяване на земеделските стопанства в Царство България на 31 декември 1926 год. Книга I - данни за царството и окръзите. Главна дирекция на статистиката, С., 1935, с. VII; Методологически бележки върху преброяването на земеделските стопанства на 31.XII.1934 година. Преброяване на земеделските стопанства 1934, Книга първа - Частни земеделски стопанства, стопанисвана земя. Главна дирекция на статистиката, С., 1942, с. VII.



Съдържанието на статистическата единица определя **признаците**, чийто подбор е направен така, че освен да са „релевантни в икономическо и социално отношение, трябва и да са поносими”⁸ за едно масово наблюдение, т.е. да не затрудняват земеделските стопани при попълването на въпросниците. Сред основните признаци е стопанисваната земя - собствената, дадената под наем, наетата земя, по площ и категории. Сведенията за земеделското стопанство се регистрират в отделен въпросник - преброителна карта, наречена **Карта „Ж” за земеделско стопанство**.

При обработката на данните от преброяването през 1926 г. **за първи път в Европа се използва репрезентативният метод** за обобщаване на материала от изчерпателното наблюдение⁹. Основните положения при прилагането на репрезентативния метод са:

- Извадката обхваща около една десета от целия материал
- Извадката е случайна, като за основна териториална единица е приета околията
- Там, където стопанствата са малко на брой (в околии или в групите), се обработват данните за всички стопанства
- Границите на допустимата грешка са определени пропорционално на големината на отделните части на съвкупността (отделните страти).

Събирането и разработката на сведенията след приключване на преброяванията са осъществени с големи трудности поради огромния брой анкетни карти (750 613 земеделски стопанства през 1926 г. и 884 869 стопанства през 1934 г.); непълните отговори по отделни въпроси - само малка част от всички карти са били попълнени така, че да не се връщат за поправка или допълване, и т.н. Независимо от всички неточности по организацията, провеждането и обработката на сведенията резултатите от преброяванията служат като основа за опознаване и анализиране на социално-икономическата структура на българското земеделие.

Кризата, която съпътства развитието на земеделието у нас и в Европа през тридесетте години на миналия век, обуславя необходимостта от разширяване на научните изследвания и появата на поредица публикации, посветени на структурата на българското селско стопанство. Българските аграрикономисти, статистици и стопански деятели базират своите изследвания за селското стопанство именно върху данните за земята и поземлената собственост от тези статистически наблюдения. Тук можем да отбележим фундаменталния труд „Стопанска България” на Кирил Г. Попов (1916 г.), сборника статии „Поглед върху социално-икономическата структура на българското

⁸ Стефанов, И. Земеделската статистика..., с. 79.

⁹ Теоретичната обосновка и приложението на репрезентативния метод се изясняват в статията на: Андерсон, О. За репрезентативния метод и неговото приложение при разработката на материала от преброяването на земеделските стопанства на 31.XII.1926 год.”. Месечно списание на Главната дирекция на статистиката, кн. 2 и 3/1929, с. 103.

земеделско стопанство” (издание на Статистическия институт за стопански проучвания през 1936 г.) на Ян. Моллов, Ст. Загоров и П. Егоров, трудовете на Н. Долински (1936 г.), Ст. Чолаков (1936 г.) и други. В предговора към сборника статии „Поглед върху социално-икономическата структура на българското земеделско стопанство” Ян. Моллов определя значението на статистическите сведения за „уясняването на много страни на социалната и организационна структура на земеделското стопанство”¹⁰. В тези трудове можем да открием стремежа на изследователите от началото на XX век да утвърдят значението на поземлената собственост и необходимостта от нейното статистическо наблюдение и анализ за социално-икономическия облик на селското стопанство в България в периода до началото на Втората световна война.

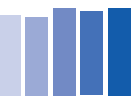
Друго голямо статистическо наблюдение е **селскостопанската анкета, проведена през 1934 година**. Необходимостта от нея се обосновава от представителите на икономическата мисъл (Н. Долински, Д. Мишайков, Ян. Моллов и др.), които смятат, че набиранияте сумарни данни от ежегодните наблюдения и преброяванията на земеделските стопанства не осигуряват достатъчна база за анализ на селското стопанство.

Стопанската политика на държавата през този период е слабо активна по отношение на земеделието в сравнение с индустрията, независимо че то осигурява поминък и продоволствие на по-голямата част от населението. Големият брой на земеделските стопанства и разпокъсаността на поземлените участъци затруднява задълбоченото изследване на особеностите на отрасъла, което обяснява и обобщените данни за него. Единственият начин за обхващане в детайли, по различни признаци и разрези и установяване на характерните черти на българското земеделие е набирането на сведения за малко на брой единици по много статистически признаци, т.е. провеждане на неизчерпателно наблюдение. Така през 1933 г. започва подготовката и организацията на **първото в България репрезентативно статистическо наблюдение**. (Разликата с репрезентативната разработка от 1926 г. се състои в това, че тогава наблюдението е изчерпателно, а частично се подбират анкетните карти, подлежащи на обработка). При селскостопанската анкета основният методологически проблем е бил колко и кои земеделски стопанства да бъдат наблюдавани, за да се осигури представителност на сведенията за цялото земеделие¹¹.

Единица на наблюдението е земеделското стопанство, като за анкетата се използва определението, прилагано при преброяването на земеделските стопанства.

¹⁰ Моллов, Ян. Поглед върху социално-икономическата структура на българското земеделско стопанство. Предговор. Трудове на статистическия институт за стопански проучвания при Софийския държавен университет, бр. 2 - 3. Печатница „Полиграфия”, 1936, с. 5.

¹¹ Вж. Месечни известия на Главна дирекция на статистиката. Год. XXIII, кн. 8, 1934, с. 398 - 411.



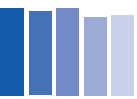
Репрезентативният характер на наблюдението налага дефинирането и на няколко допълнителни единици: всяко отделно село, отделното домакинство без земеделско-стопанска дейност и постоянния наеман работник по време на анкетата.

В програмата на наблюдението е предвидено признаците, по които се наблюдават единиците, да са колкото може повече на брой и с повече определения отколкото при преброяването на земеделските стопанства. Така от използваните няколко въпросника - основен въпросник, общоселски въпросник и допълнителен въпросник, могат да се обобщят седемнадесет групи въпроси: за социално-демографския състав на стопанина и неговото семейство; сведения за наемния труд; за условията, в които се извършва дейността на земеделското стопанство; за стопанисваната земя; за животновъдството; за стопанския инвентар и т.н. Голямото разнообразие на посочените характеристики показва колко е широк обхватът на анкетата и колко сериозни са били намеренията на Главна дирекция на статистиката по отношение на очакваните резултати.

Не по-малко амбициозна е организацията на анкетата, в т.ч. формирането на извадката и подборът на единиците на наблюдение. Анкетирани са 100 села, в които според предходното преброяване през 1926 г. е имало 13 645 земеделски стопанства от общо 668 391. Анкетата обхваща 2.7% от всички селски стопанства, които през 1934 г. вече са 15 265 земеделски стопанства. За 10% от тях, т.е. за 0.27% от общия брой, са проведени пълни бюджетни изследвания.

Извадката е формирана при строго спазване на теоретичните принципи на репрезентативното изучаване - тя е гнездова, гнездата са избраните отделни села; за осигуряване на представителност на данните са избрани контролни признаци, между които съществува корелационна връзка; за постигане на по-голяма еднородност от наблюдението са изключени т.нар. градски (придворни) стопанства; от групите се изключват стопанствата с най-голям и най-малък размер земя (екстремалните значения на признака) и тяхното влияние върху крайните резултати. Формирана по този начин, извадката е представителна на национално ниво, но резултатите нямат такъв характер за отделните административни единици - населени места, околии и окръзи.

Провеждането на анкетата е планирано за периода от 1 до 28 февруари 1934 г. - най-слабо натоварения период с интензивна земеделска работа, което осигурява възможност за по-голяма събираемост на сведенията. В действителност периодът на анкетиране е удължен в някои села до края на март и началото на април. Начинът за регистриране на сведенията е експедиционен, като 190 анкетъори - служители на Главна дирекция на статистиката, Министерството на земеделието и Българската земеделска банка, са извършили на място попълването на въпросниците.



Анализирайки основните елементи на организацията на селскостопанската анкета и отчитайки трудностите по отношение на транспортните и съобщителните средства, можем с удовлетворение да отбележим, че тази организация се доближава във висока степен до провежданите днес структурни анкети на земеделските стопанства. А тяхната методология е изцяло съобразена с европейските стандарти. Това обстоятелство служи още веднъж като пример за високото ниво на организация на земеделската статистика още в първите десетилетия на нейното съществуване.

Основните елементи на организацията на посочените статистически наблюдения в селското стопанство са представени в табл. 1.

1. Организационни елементи на статистическите наблюдения в селското стопанство през периода 1897 - 1946 година

Видове наблюдения	Преброяване на поземлената собственост	Преброяване на земеделските стопанства	Статистика на посевите и реколтите	Селскостопанска анкета	Преброяване на домашните животни
Дата на въвеждането	1897 г.	1926 г.	1897 г.	1934 г.	1892 г.
Начин на събиране на сведения	Преброяване - изчерпателно	Преброяване - изчерпателно	Преброяване а) изчерпателно б) репрезентативно	Репрезентативно наблюдение	Преброяване
Източници на сведения (органи на наблюдения)	Поземлените книги и общинските управления	Земеделски стопани и агент-преброители	Земеделски стопани и агент-преброители	Анкетъори	Собствениците на домашни животни и агент-преброители
Въпросници, с които се събрат сведенията	Лични карти за описване на земевладенията	Единичен въпросник	Списъчен въпросник и актове за средното производство	Единичен въпросник	Табличен въпросник
Единица на наблюдението	Отделното притежание на земя	Земеделското стопанство	Обработваната земя от един стопанин и среден добив по култури и населени места	Земеделското стопанство	Отделните видове животни
Периодичност на наблюдението	10 г.	5 - 10 г.	Ежегодно	Еднократно	5 - 10 г.; след 1939 г. - ежегодно
Налични данни	1897 г. и 1908 г.	1926 г. и 1934 г.	1896/97 - 1898/99 г. 1902/03 - 1933/34 г. 1935/36 - 1943/44 г.	1.03.1933 г. - 1.03.1934 г.	1892; 1900; 1905; 1910; 1920; 1926; 1934; 1940; 1941 и т.н.
Най-малки административни единици, за които има данни	Населени места	Населени места	Населени места	Области	Населени места (след 1942 г. - околии)
Вид на публикацията	Специална публикация	Специална публикация	Специална публикация и Годишник	Месечни известия 1934 г. и 1935 г.	Специална публикация
Описание на методологията	В публикацията	В публикацията - за 1926 г. - кн. I, за 1934 г. - кн. I	Публикацията за 1931/32 и Годишника 1932/33 и 1938/39 г.	Месечни известия, год. XXIII, кн. 8.	Общи резултати - 1926 г.

Източник: Списание и известия на Главна дирекция на статистиката, № 2, 1945 г., и изследване на авгора.

II. Селскостопанската статистика в условията на централизираната планова икономика в България

В резултат на настъпилите политически и социално-икономически промени дейността на статистическата институция в лицето на Главна дирекция на статистиката е изключително затруднена. Усложнените стопански отношения и започналият процес на коопериране на земята обуславят необходимостта от подобряване, разширяване и задълбочаване на стопанските статистики, като на първо място се посочва „статистиката относно основния ни стопански сектор - земеделското стопанство“¹². Задачите, които се поставят пред селскостопанската статистика, са свързани с разширяване на нейния обхват с включване на периодични наблюдения на земеделската собственост, домашните животни, структурните промени, доходоносните, пазарните и други земеделски дейности.

През 1946 г. се организира **Преброяване на земеделските стопанства и посевите** съгласно Указ № 13 от 27.03.1946 г. (обн. ДВ, бр. 38/11.04.1946 г.). Това е сериозен опит да се установи размерът на общия поземлен фонд на страната по категории земи и форма на собственост. Преброяването е трето по ред (след извършените през 1926 и 1934 г.) и се провежда по подобна програма и организация. Съществено обстоятелство, което го отличава, е, че преброяването от 1946 г. се отделя от общото демографско преброяване и се провежда през месец август едновременно с наблюдението на посевите и реколтите.

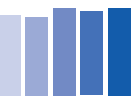
Преброяването на земеделските стопанства и посевите е извършено с три въпросника: Статистически сведения за посевите - образец № 2; Статистически сведения за междинните и вторите култури - образец № 3; Карта „Ж“ за земеделските стопанства¹³. Основа за попълването на трите въпросника е списъкът на домакинствата, представен в Образец № 1.

Единица на наблюдението е отделното земеделско стопанство, което има „общо ръководство, общо сметководство и се стопанисва за сметка на едно лице - физическо или юридическо“¹⁴. След установяване на общия размер на земята в стопанството се събират сведения за засетите земи с отделни култури през стопанската 1945 - 1946 година. С третия въпросник Карта „Ж“ се преброяват всички частни и обществени земеделски стопанства, като в обхвата му са включени още земеделският инвентар и машини, превозните средства, домашните животни и кошерите с пчели, както и други елементи на селскостопанското производство. За проверка на сведенията

¹² За българската статистика. Списание и известия на Главната дирекция на статистиката, кн. 1/1945, с. 1 - 3.

¹³ Вж. Преброяване на земеделските стопанства и посевите - 1946. Упътвания за преброителите. Главна дирекция на статистиката, 1946, с. 3.

¹⁴ Пак там, с. 17.



от анкетирането са използвани документални източници за населените места като емлячните регистри¹⁵, книги на овощарите, книги на лозарите и други списъци.

Започналият процес на коопериране на земята налага в обекта на преброяването да се включат и новосъздадените трудово-кооперативни земеделски стопанства (ТКЗС). Те са отделна единица на наблюдение и сведенията за тях се събират със специално отпечатан стопански въпросник. В него се отразяват данни за общото кооперативно стопанство - основен е въпросът за размера и вида на стопанисваната земя, като се посочват 14 групи (категории) земи. Стопанствата на домакинствата, които обработват земя за лични нужди и чиято площ е под 0.5 дка, остават извън обхвата на преброяването.

Разработката на материалите от преброяването е направена без съществена проверка и отстраняване на неточностите. Въз основа на предварителните данни е извършена групировка на земеделските стопанства според размера на стопанисваната земя - общо, в градовете и в селата. За всяка група е установен броят на поземлените участъци и общият размер на площта. Тези данни са единственият източник за структурата на поземлената собственост в България за този период. С изключение на данните в публикацията в „Месечни известия на Главна дирекция на статистиката”, № 1/1947 г., окончателните резултати от това преброяване остават непубликувани в самостоятелно издание.

Следващото десетилетие се характеризира с най-голяма интензивност на структурните промени в селското стопанство, свързани с промяна в собствеността и поземлените отношения. Това оказва силно въздействие върху организацията на всички наблюдения в селското стопанство. Наблюдаваните субекти - ТКЗС, държавни земеделски стопанства (ДЗС) и частни земеделски стопанства, са с различна форма на собственост, производствена организация и социален статус. Поради това начинът на събиране на сведенията е трябвало да се съобразява с особеностите на конкретните единици на наблюдение. Това е един от най-трудните периоди в организационно и методологическо отношение в развитието на селскостопанската ни статистика.

За организиране на ежегодното наблюдение на стопанисваната земя през 1947 г. се въвежда т.нар. „картотека на земеделските стопанства”, чрез която се събират сведения за стопанисваната земя. Източниците за попълване на картотеката са същите както при преброяването от 1946 г. - емляческите регистри и прякото анкетиране (разпит) на земеделските стопани. Наблюдението се осъществявало през юли и август.

С оглед постигане на по-голяма точност при това наблюдение и отразяване на промените в собствеността върху земята през 1949 г. Главна дирекция на статистиката

¹⁵ Емляк (ост.) - 1. Недвижим имот; 2. Данък върху недвижим имот. В случая данъчните регистри за поземлените имоти.

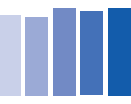
започва процес на пререгистрация на земята и обновяване на емляческите регистри. Чрез декларациите за притежаваните земеделски имоти от всеки собственик се внасят корекции в поземлените регистри и се съставят специални карти за собствената земя и разпределението ѝ по местонахождение. През 1950 г. заедно с преброяването на посевите и насажденията се въвежда като ежегодно и преброяването на земите в стопанствата. Наред с общите данни за обработваемата земя се набират сведения за мерите, пасищата, горите, пустеещите земи. За първи път през 1952 г. събирането на сведения за размера на земята в ТКЗС и ДЗС е извършено чрез директно измерване на площите, а не чрез анкета. При частните земеделски стопанства директното измерване е приложено частично, като са обхванати 10% от наблюдаваните стопанства.

Специално организирано **пълно преброяване на земите** е осъществено от 1 до 15 юни 1954 г. едновременно с наблюдението на посевите и насажденията. През 1957 г. наблюдението на поземления фонд се прехвърля от Централното статистическо управление на Министерството на земеделието, което в следващите няколко години съставя ежегоден баланс на земята и предоставя обобщени данни на националната статистика.

Вторият по важност подотрасъл на селското стопанство - животновъдството, също се характеризира с трудности по отношение на организацията на наблюденията в условията на коопериране на земята и развитие на новите производствени структури. Преброяванията на животните след войната продължават да се провеждат като редовни от 1946 до 1954 г., и то два пъти годишно - към 1.07. и към 1.01. на следващата година. От 1955 г. наблюдението се извършва веднъж годишно - към 1.01. През 1953 г. се извършва всеобщо пълно преброяване на животните, което си поставя за задача да установи броя, породния и възрастовия състав на животните във всички организационни форми, в които се отглеждат животни. Предвидено е това да стане от специални зоотехнически комисии. Поради широкия обхват и разностранните задачи, както и поради ограничения финансов и човешки ресурс, преброяването не осигурява очакваните резултати. За разлика от пълните преброявания текущата отчетност в животновъдството, осъществявана чрез месечните и тримесечните отчети на ТКЗС и ДЗС, се развива и усъвършенства¹⁶.

Процесът на коопериране на земята, започнал през 1945 г., и форсираната колективизация от 1956 г. включват в ТКЗС около 250 хил. частни земеделски стопанства и към края на 1958 г. почти цялата стопанисвана земя е в кооперативите. През следващите десетилетия развитието на селското стопанство в България се базира на кооперативните земеделски стопанства. Това определя и необходимостта от промяна

¹⁶ Вж. Киранов, П. Селскостопанска статистика. Държавно издателство за селскостопанска литература, С., 1962, с. 251.



в организацията и методологията на аграрната статистика, свързана с обособяването на нови отчетни единици, начините за регистрация на сведенията, източниците на информация и всички останали дейности, гарантиращи навременност, пълнота и достоверност на информацията.

През 1964 г. Централното статистическо управление издава самостоятелна статистическа публикация „Селското стопанство на Народна република България. Статистически сборник”. Тя съдържа данни за развитието и структурата на селското стопанство в България за периода от 1952 до 1963 година. Богатият емпиричен материал дава възможност, както се отбелязва в предговора към изданието, да се проследи за продължителен период преустройството на селското стопанство, развитието и равнището на селскостопанското производство и развитието на материално-техническата база¹⁷. Методологическите бележки към изданието са база за дефиниране на основните понятия, единици и признаци на наблюдение, използвани в следващите години на централизираната планова икономика. В края на 60-те години ЦСУ има изградена стройна организация на селскостопанската статистика, основаваща се на:

- текущата статистическа отчетност на ТКЗС и ДЗС
- ежегодните преброявания на посевите и реколтите
- ежегодните преброявания на селскостопанските животни
- еднократните специално организирани наблюдения при необходимост от специализирана информация за управление на отрасъла.

В началото на 70-те години се създават аграрно-промишлените комплекси (АПК) като основна форма за по-нататъшно развитие на селското стопанство. Като резултат в статистическата практика се появяват нови единици на наблюдение, които обединяват в себе си съществуващите дотогава ТКЗС, ДЗС и машинно-тракторни станции (МТС). Процесът продължава няколко години - период, през който новосъздадените АПК се включват като категории стопанства с различен състав и наименование в статистическите наблюдения. Това създава трудности при анализа на динамичните редове от този период.

За първи път през 1972 г. в Статистическия годишник (с данни за 1971 г.) се формира групата „Други държавни и кооперативни предприятия”, в която са включени „специализирани предприятия на АПК”¹⁸. В методологическите бележки към раздела „Селско стопанство” на Статистическия годишник за 1974 г. (с данни за 1973 г.) се отбелязва, че АПК са включени в групата „Обществени стопанства на самостоятелен

¹⁷ Вж. Селското стопанство на Народна република България. Статистически сборник. ЦСУ, С., 1964, том I., с. III.

¹⁸ Вж. Статистически годишник на Народна република България 1972 [с данни за 1971 година], с. 189.

баланс”, т.е. макар че броят им нараства, все още няма самостоятелно представена категория АПК. Едва през 1976 г. те са представени като отделна организационна форма с основни показатели за характеризиране на дейността им. Междувременно са възникнали и други нови форми - промишлено-аграрни комплекси (ПАК) и научно-производствени обединения (НПО), за които също има събрана информация¹⁹. Процесът на концентрация на земята и производствената дейност в крупни стопански единици, които са на самостоятелен баланс, на практика улеснява набирането на информацията за селското стопанство чрез текущата статистическа отчетност, тъй като броят на отчетните единици в отрасъла - АПК, ПАК, МТС, предприятия за преработка на селскостопански продукти и др., през 1980 г. е малко над 500²⁰.

В създадения през 1977 г. Комитет по единна система за социална информация (КЕССИ) за информационното осигуряване на селскостопанския отрасъл се изгражда информационна база данни - модул „Селско стопанство”. Статистическите данни са необходими за анализ на състоянието и тенденциите в развитието на отрасъла, както и за съставянето на материалните баланси и международни сравнения²¹.

Важен момент от развитието на селскостопанската статистика в този период е завършването на процеса на унифициране на отчетността между предприятията, включени в състава на АПК и ПАК. Въведени са показатели за концентрацията на блоковете и размера на животновъдните ферми. Разширява се наблюдението на прогнозните добиви от различни култури. Разработва се и успешно е приложен текущ месечен отчет за производствените разходи по видове дейности и за цялата продукция.

В края на периода на централизираната планова икономика селскостопанската статистика е добре структурирана в организационно и методологическо отношение система за набиране, обработка и анализ на информацията за селското стопанство. Независимо че броят на отчетните единици е нараснал в сравнение с предходното десетилетие, той осигурява възможност за систематизирано набиране на сведения от редовната (счетоводна и статистическа) отчетност на селскостопанските предприятия.

¹⁹ Вж. Основни показатели, характеризиращи аграрно-промишлените, промишлено-аграрните комплекси и научно-производствените обединения. Раздел IX. Селско стопанство. Статистически годишник на Народна република България 1976 [с данни за 1975 година], с. 228.

²⁰ Вж. Статистически годишник на Народна република България 1982 [с данни за 1981 година], с. 298 - 302.

²¹ Вж. Милушева, Р., Д. Мирчева. Възможности за прилагане на статистико-математически методи за анализ на информацията в модул „Селско стопанство” от банката за данни, която се създава в Комитета по ЕССИ”. Статистика, кн. 6/1979, с. 50.

III. Статистическите наблюдения в селското стопанство в условията на прехода към пазарна икономика в България

Смяната на социално-икономическите и политическите условия в страната след 1990 г. поставиха началото на прехода от държавно регулирана към пазарно ориентирана икономика. Кризата в селското стопанство бе пряко следствие от изменената икономическа среда. През първия етап на продължилата почти 10 години с променлив успех аграрна реформа основен приоритет е възстановяването на частната собственост върху земята и средствата за производство в земеделието. Това е свързано с дълбоки промени в организационната структура на производствените единици в селското стопанство, насочени към създаване и утвърждаване на нови пазарни структури. В края на 2000 г. по данни на НСИ е възстановено правото на собственост на около 5 680 хил. ха, или 99.79% от уточнената за възстановяване земеделска земя.

Изчерпателното наблюдение на селскостопанските производствени структури, обединени в групата „частни земеделски стопанства”, изисква използването на голям финансов и човешки ресурс. През 1993 г. е направен списък на частните земеделски стопанства, който включва над 1.8 млн. стопанства. Динамичните процеси по възстановяването на собствеността върху земеделските земи налага непрекъснато актуализиране на броя и състава на частните земеделски стопанства, което се оказва трудна задача във финансов и организационен аспект.

Информация за земеделските стопанства през следващите години се получава от ежегодните наблюдения на земеделските домакинства: сведения за размера и използването на земята - общо и по категории; засетите площи и площите с трайни насаждения, брой на животните и др., които се екстраполират за целия отрасъл. Това води до понижаване на качеството (надеждност, пълнота, достоверност) на статистическата информация и необходимост от реорганизация на статистическите наблюдения в селското стопанство. Първа стъпка в тази посока е преминаването към извадкови наблюдения.

В резултат на изпълнението на програмата за двустранно сътрудничество в областта на извадковите наблюдения между Националната служба по селскостопанска статистика към Департамента по земеделие на САЩ и НСИ през периода 1992 - 1995 г. са проведени пет извадкови наблюдения на частните земеделски стопанства в България²². Чрез тях се получава актуална информация за размера на стопанисваната земя, за засетите и засадените площи по култури, за селскостопанските животни и други.

²² Стойков, А., М. Димитрова. Извадкови изследвания в селското стопанство на Република България през 1992 - 1995 година. Статистика, кн. 4/1996, с. 55 - 67.

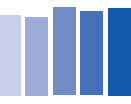
Основният проблем при обхващането на селскостопанските единици през този период е заложен в действащото тогава законодателство, според което частните земеделски стопанства не са длъжни да се регистрират в Единния регистър на стопанските субекти. Само собствениците, които създават сдружения по Закона за кооперациите и Търговския закон, са били задължени да направят тази регистрация. Така от обхвата на текущите статистически наблюдения отпада преобладаващата част от лавинообразно увеличаващия се брой на частните стопанства.

До 1993 г. статистическата информация от държавните стопанства се събира чрез формуляр въз основа на счетоводните записвания, а за частните стопанства - чрез ежегодни изчерпателни наблюдения, които се преустановяват поетапно. През 1993 г. се провежда последното изчерпателно преброяване на засетите площи, трайните насаждения и други земи, а през 1995 г. - последното общо преброяване на селскостопанските животни. През следващите няколко години информацията за растениевъдството и животновъдството в частните стопанства се определя на базата на разчети и експертни оценки в териториалните статистически бюра.

В **растениевъдството** изчерпателно през периода се наблюдават всички статистически единици, които са вписани в Единния регистър на стопанските субекти (по-късно в регистър БУЛСТАТ). Статистическият формуляр се попълва въз основа на счетоводните записвания, като една и съща форма се използва за три наблюдения - за площите и за производството по предварителни и окончателни резултати. Към въпросника се прилага справка за унищожените напълно посеви на основните култури. Наблюдават се около 140 култури.

За частните земеделски стопанства, които не са регистрирани, се използват експертни оценки на ниво регион по същите култури, по които се извършва изчерпателно наблюдение. Дългогодишната статистическа практика за наблюдение на площите и реколтата към 1 юли се запазва и през този период. Счита се, че за географската ширина и климатичните условия това е най-подходящият период за наблюдение. Оценката на земята, обработвана от частните стопанства, се установява, като се агрегират данните от изчерпателно наблюдаваните субекти на ниво район и от общата площ за района се приспадне агрегираната част. Земята, която остава, се разпределя по култури в нерегистрираните частни стопанства.

Технологията на експертните оценки на площите, заети с основни култури в частните стопанства, включва няколко етапа: оценка на метеорологичните условия за съответната стопанска година; ретроспективен анализ на разпределението на площите по култури за продължителен период; синхронизиране на информацията с местните земеделски служби на Министерството на земеделието и други административни институции. След направената оценка на площите за частните стопанства данните се



обединяват с информацията за регистрираните стопанства и така се получава пълната информация за района.

Данните за средния добив и производството се събират по същия начин. На базата на средния добив, получен за регистрираните стопанства, се прави оценка на производството в частните стопанства и се получава цялостна оценка на района. Въз основа да данните за производството от земеделски култури и през този период НСИ продължава да изготвя баланси за над 50 култури, като периодът, за който се съставят, е календарна година. Балансите са разработвани в натурално и стойностно изражение и са предназначени за установяване на brutния вътрешен продукт (след 1993 година). Към края на десетилетието в Министерството на земеделието, горите и аграрната реформа започват да се съставят баланси за реколтна година за пшеницата и слънчогледа като най-важни култури. Те съдържат наличностите в началото и края на периода, производството, вноса, износа, разпределението за семена, за изхранване на населението и животните.

Статистическите наблюдения в **животновъдството** се характеризират с подобни проблеми. Последното изчерпателно преброяване на селскостопанските животни в България към 1 януари 1995 г. обхваща 1 180 хил. частни стопани, които отглеждат животни. Броят на отглежданите животни в тези стопанства също се увеличава (подобно на обработваната земя), като той представлява значителен дял от селскостопанските животни в страната.

Поради нарастващата необходимост от информация за подотрасъла на следващата година към 1 юли 1996 г. се организира извадково наблюдение на животновъдството в частните стопанства. Целта на изследването е да се установи броят на селскостопанските животни по видове животни и основни показатели за полововъзрастовия им състав. Обект на наблюдение са всички видове селскостопански животни, представени чрез 12 групи и 11 подгрупи. В програмата на изследването са поставени задачи за установяването на: движението и възпроизводството на стадата за календарна година - броя на приплодите, закупените и продадените, използваните за месо в стопанството и отпадналите; производството и продажбите в натурално изражение на отделяемата продукция от животновъдството - мляко, вълна, яйца; производството на месо в живо тегло (от продадените за клане и закланите в стопанството).

В извадката са обхванати около 47 хил. частни земеделски стопанства. Наблюдението осигурява представителни данни на ниво район чрез формиране на отделни извадки за всеки район. За всеки район се формират по пет регионални подизвадки, които обхващат от 1 до 3% от стопанствата, отглеждащи съответната категория животни. В тези подизвадки изчерпателно се включват стопанствата, които

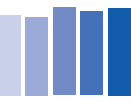
отглеждат над определен „праг“ животни - над 20 говеда; над 20 свине; над 50 овце и т.н. Този начин се прилага и в действащата организация на наблюденията в животновъдството, като има различия в праговете (а те са резултат от променената производствено-икономическа среда в аграрния сектор).

Изследването е извършено чрез анкета на място в земеделското стопанство, като анкетираният стопанин попълва всички раздели от анкетната карта, независимо чрез коя подизвадка е избрано стопанството. Анкетната карта съдържа обща част с въпроси за статуса на стопанството и стопанина и специализирана част със седем раздела. Всеки раздел съдържа въпроси за отделна категория животни. В резултат на това изследване са направени актуални групировки на частните земеделските стопанства според вида на отглежданите селскостопански животни. Данните са екстраполирани по начина, приложен при извадковото наблюдение от 1994 година.

До 2000 г. НСИ не организира повече извадкови наблюдения на частните земеделски стопанства. Сведения за животновъдството се набират по аналогичен на прилагания в растениевъдството подход - за регистрираните земеделски стопанства чрез формуляр на базата на счетоводните записвания, а за частните стопанства - чрез разчети и експертни оценки. За изчисляване на брутната продукция от животновъдството в стойностно и натурално изражение НСИ разработва баланси за 21 вида животински продукти и баланси за оборотите на стадата и отглеждането на 11 вида селскостопански животни.

През периода на аграрната реформа НСИ провежда Наблюдение за състоянието на аграрната реформа и възстановяването на собствеността върху горите и земите от горския фонд. Целта на това наблюдение е установяване на състоянието и интензивността на процеса по възстановяване на собствеността на земеделските земи, горите и земите от горския фонд. Изследването се провежда като изчерпателно, ежемесечно към определена дата. В обхвата му са всички поземлени комисии, които по това време организират и провеждат смяната на поземлената собственост. Показателите в статистическия формуляр се уточняват ежемесечно със специалисти в конкретната област, като непрекъснато се обновяват в съответствие с променящата се действителност.

След края на аграрната реформа се налага необходимостта от установяване на настъпилите промени в поземлената собственост, броя и състава на земеделските стопанства, размера и използването на земеделската земя и други. Поради това НСИ започва подготовката за провеждане на пълно преброяване на земеделските стопанства на домакинствата в рамките на Преброяването на населението и жилищния фонд към 1 март 2001 година. Необходимо е да се състави пълен списък на земеделските стопанства, тъй като не е поддържан в актуално състояние. Включването на



преброяването на земеделските стопанства в програмата на преброяването на населението предоставя именно такава възможност. Чрез преброяването на земеделските стопанства на домакинствата може да се установи връзката на всички домакинства в страната с аграрния сектор, както и да се направи демографска и социално-икономическа характеристика на членовете на земеделските стопанства на домакинствата²³.

Окончателните резултати са публикувани в самостоятелно издание и се отнасят за национално равнище, равнище райони на планиране и области. Основните резултати, постигнати от Националния статистически институт с това преброяване, са свързани с актуализиране на списъка на земеделските стопанства на домакинствата, въз основа на който да се формират извадките за бъдещи наблюдения в селското стопанство, както и с информационното осигуряване и подпомагане на подготовката на предстоящото пълно преброяване на земеделските стопанства като етап на европейската интеграция в селското стопанство и статистиката. В началото на 2002 г. НСИ предоставя информацията от преброяването на Министерството на земеделието и горите. Тя е използвана като един от основните информационни източници за разработване на дефиницията за земеделско стопанство съгласно европейските стандарти, както и за определяне на „прага“ за включването на стопанството в селскостопанското преброяване.

IV. Съвременни измерения на аграрната статистика в България

Подготовката на България за членство в Европейския съюз обуслови необходимостта от правна и институционална хармонизация както на аграрния сектор, така и на аграрната статистика. Въвеждането на европейските стандарти доведе до сериозни структурни и методологически промени в информационното осигуряване на статистическите изследвания на селското стопанство и наложи необходимостта от създаване на специализирана информационна система за неговото състояние. Процесът на хармонизация в предприєдинителния период на националната статистическа система, в т.ч. и на аграрната статистика, се основава на Фундаменталните принципи на официалната статистика, одобрени от Статистическата комисия на ООН през 1994 година²⁴. За внедряването им в системата за агростатистическа информация допринасят прилагането на постиженията на статистическата наука, препоръките и пряката помощ

²³ Вж. Николова, Г. Основни резултати от преброяването на земеделските стопанства на домакинствата към 1.03.2001 г. Статистика, кн. 1/2003, с. 37.

²⁴ Стратегия за развитието на статистиката, март 2000; <http://www.nsi.bg>.

на Евростат и други международни статистически организации, както и традициите в развитието на земеделската статистика в България.

Съгласно поетите ангажименти по преговорните Глава 7 „Земеделие“ и Глава 12 „Статистика“ от 1 януари 1999 г. се създава специализирано структурно звено - отдел „Агростатистика“ в Министерството на земеделието, горите и аграрната реформа (МЗГАР). Съгласно Плана за развитието на агростатистиката в България²⁵ основна задача на отдела е да се въведе законодателството на ЕС и практиката на Евростат при производството на земеделска статистическа информация. Планът за развитие е одобрен от Евростат и е в съответствие със Закона за статистиката на ЕС (Правилник на Съвета на Европа от 17.02.1997 година)²⁶.

През 1999 г. е подписано споразумение (Меморандум за разбирателство) между НСИ и МЗГАР за разпределение на дейностите в областта на селскостопанската статистика. През следващите години в рамките на три проекта по ФАР работата е насочена към постепенно въвеждане на законодателството на ЕС в областта на земеделската статистика и изграждане на ефективна система за производство на агростатистическа информация, отговаряща на европейските стандарти.

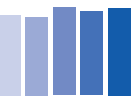
През 2012 г. въз основа на опита от осъществената дейност и констатираните през годините проблеми при статистическите наблюдения между НСИ и Министерството на земеделието и храните се сключва ново споразумение относно обектите на наблюдение. Те са съобразени с промените в националното законодателство и темите в Статистическия компендиум от 2011 година²⁷.

В компетенциите на отдела по агростатистика са организацията, методологията и провеждането на пълните преброявания на земеделските стопанства и структурните анкети, използването на земята, растениевъдството, животновъдството, системата за земеделска счетоводна информация и други. Националният статистически институт отговаря за разработването, производството и разпространението на статистическа информация в областта на цените и индексите на цените в селското стопанство, пазара на земеделската земя и рентата, икономическите сметки в селското стопанство. Националният статистически институт и отдел „Агростатистика“ осъществяват своята дейност в съответствие с Националната програма за статистически изследвания и

²⁵ План за развитието на агростатистиката в България 1997 - 2002. Методи и документи. С., МЗГАР, № 1, 1999.

²⁶ Council Regulation (EC) No. 322/97 of 17 February 1997 on Community Statistics, Official Journal L 052, 22/02/1997 P. 0001- 0007, available at <http://europa.eu.int>.

²⁷ Statistical requirements compendium 2011. General and regional statistics. Luxembourg: Publications Office of the European Union, 2011, p. 181 - 211. <http://epp.eurostat.ec.europa.eu>.



цитираното споразумение. За всяко изследване се посочват тема, предмет и обхват, начин на провеждане, източници на информация, начини за събиране на сведенията, органите, бюджет на изследването и други.

Изграждането и функционирането на системата за производство на агростатистическа информация в България се реализира чрез осъществяване на няколко статистически изследвания.

1. Определяне на заетостта и използването на територията на страната - анкета БАНСИК (Българска анкета за наблюдение на селскостопанската и икономическа конюнктура)

Проектът БАНСИК се реализира за първи път през периода юли 1997 - декември 1998 г. чрез двустранно сътрудничество с Франция като етап от европейското интегриране в областта на статистиката. Целта на анкетата е да се получава ежегодна достоверна и независима оценка за заетите площи с основни селскостопански култури, както и за неземеделските и неизползваните площи. Основната ориентация на анкетата е към селското стопанство, но тя дава възможност да се установят някои проблеми на околната среда и на териториално-селищното устройство. БАНСИК се утвърждава през следващите години като основен инструмент, базиран върху обективната техника на извадковите анкети, чрез който са получени резултати от 1998 до 2013 г. и надеждни данни за измененията на физическата и функционалната заетост на територията на страната.

Физическата заетост дава отговор на въпроса какво е разположено на съответната площ и е значително по-точно установима. Тя обхваща почти сто групи, в които са включени както земи с площи на селскостопански култури по основни видове, ливади, угари, трайни насаждения, необработваеми земи, така и гори, реки, пътища, строителни терени и други. Функционалната заетост дава информация за какво се използва земята и невинаги може да се определи директно, защото характеризира социално-икономическото измерение на наблюдаваната територия. Тя е представена от три основни групи - първично производство, вторично производство и услуги. Площите със селскостопанско предназначение се отнасят към първата група.

Получените данни осигуряват широки възможности за изработване на таблици и графики за разпределение на различните видове използване на територията, матрици за изменението за даден период и други. Този начин на наблюдение изключва субективността на отговорите при провеждане на интервю със земеделските стопани. БАНСИК отговаря на изискванията на Евростат за териториални извадкови

статистически наблюдения и се предвижда да стане елемент от общата статистическа система на ЕС.

2. Структура на земеделските стопанства

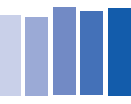
Статистическото изследване на структурата на земеделските стопанства осигурява информация на национално и на по-ниски географски нива за стопанисваните земеделски площи и отглежданите култури, за броя на селскостопанските животни, вложения труд в земеделието, използваната земеделска техника. Това дава възможност да се определи технико-икономическата насоченост и размерът на земеделските стопанства в страната. Информацията е особено необходима за изготвяне на национални и регионални програми, за планиране на дейности за развитие на селските райони, агроекология и други.

Наблюденията на структурата на земеделските стопанства се провеждат по два начина: **пълно селскостопанско преброяване** и **междинни извадкови наблюдения**, които обхващат различен брой стопанства. Периодичността и формата на провеждане на наблюденията се съгласуват между отделните страни. В редица случаи, съобразявайки се с различията, които съществуват между статистическите органи на държавите - членки на ЕС, както и с някои национални и географски особености, се предоставя възможност на отделните страни сами да избират формата на провеждане на изследването - като пълно или като извадково, а понякога и в комбинация²⁸.

В България извадковите анкети за структурата и типологията на земеделските стопанства съгласно европейските стандарти започват през 1999 г. в отговор на изискванията на преговорния процес. За първи път под формата на тест за приложимост структурна анкета се провежда през последното тримесечие на 1999 г. и първото тримесечие на 2000 година. През същата година се осъществява и извадково наблюдение за стопанската 1999 - 2000 г., а през 2002 г. - структурна анкета за стопанската 2000 - 2001 година. Съгласно изискванията на Евростат наблюдението е периодично, в отговор на което отделът по агростатистика провежда структурни анкети през стопанската 2004 - 2005 г., стопанската 2006 - 2007 и 2013 година. Структурните анкети се провеждат чрез използване на териториална извадка на базата на анкета БАНСИК, която осигурява ежегодно актуализирана информация.

Пълните преброявания на земеделските стопанства се извършват в съответствие с плана за развитието на агростатистиката в България съгласно

²⁸ Council Regulation (EEC) No. 571/88 in view of the organization of the Community surveys on the structure of agricultural holdings. OJ L 56/1 02/03/1988.



европейските изисквания. На 1.07.2003 г. в България стартира първото пълно преброяване на земеделските стопанства в страната в съответствие с поетите задължения в процеса на присъединяване към ЕС. Преброяването е подготвено и организирано от отдела по агростатистика в сътрудничество с НСИ. Съгласно Закона за преброяване на земеделските стопанства в Република България през 2003 г. (обн. ДВ, бр. 17 от 21.02.2003 г.) преброяването се извършва с цел установяване на структурата на земеделските стопанства, усъвършенстване на държавното регулиране, осъвременяване на статистическите методи, осигуряване на съвместимост и сравнимост с аграрната статистика на Европейския съюз. След приключване на преброяването и обработката на резултатите бяха установени: броят на земеделските стопанства в страната по области и общини; формата на собственост на стопанисваната земя; основните култури и животни, отглеждани в стопанства; наличието и използването на земеделска техника; работната сила в земеделието и други.

Съгласно изискванията на Регламент (ЕО) № 1166/2008 на Европейския парламент относно изследванията на структурата на земеделските стопанства и земеделските производствени методи всяка държава членка има задължението най-малко на десет години да извършва изследване на земеделските стопанства под формата на пълно преброяване. Така в края на 2009 г. започва подготовка на следващото, второ преброяване на земеделските стопанства. Законът за преброяването на земеделските стопанства (обн. ДВ, бр. 102 от 22.12.2009 г.) определя периода 1.09. - 30.11.2010 г. за време на наблюдението. Преброяването е проведено успешно, събраната информация е обработена и окончателните резултати са публикувани през 2012 година.

Последните две преброявания на земеделските стопанства - през 2003 и 2010 г., са с общо методологическо и организационно ръководство, което обуславя общите черти и характеристики в програмата за провеждане, обхвата, обекта, единиците и признаците на наблюдението. **Единица на наблюдението** е земеделското стопанство, дефинирано като самостоятелна икономическа единица, която произвежда земеделски култури, подчинена е на единно, персонално и независимо управление и други конкретни критерии, уточнени със съответния закон за преброяването.

Основен критерий за включване на дадено стопанство като единица на наблюдение според европейските стандарти е **използваната земеделска площ (ИЗП)**. Това е площта, която се стопанисва от земеделското стопанство, независимо от нейната собственост. Прагът за включване на дадено стопанство като единица на наблюдение в

европейските страни е висок по отношение на използваната земеделска площ - 10 дка, което налага необходимостта от привеждането му в съответствие с нашата икономическа действителност. Съгласно Закона за преброяването през 2003 г. размерът на ИЗП е 5 дка (и 3 дка за обработваемата земя). Същият размер се запазва и през 2010 година.

Основните признаци, по които се наблюдават земеделските стопанства, са: административни и географски данни за земеделските стопанства; данни за управителя на земеделското стопанство; използвана земеделска площ; биологично земеделие; разпределение на площите по култури (над 15 вида); изградена и функционираща напоителна мрежа; селскостопански животни в стопанството; машини и оборудване; изследване на земеделските производствени методи (за преброяването през 2010 г.); работна сила в земеделското стопанство.

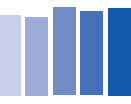
Резултатите от пълните преброявания на земеделските стопанства осигуряват богат информационен ресурс, необходим за вземането на ефективни управленски решения. Едновременно с това налице е огромен емпиричен материал, който може да се анализира с помощта на статистико-иконометрични методи за установяване на закономерности и тенденции в развитието на аграрния сектор.

3. Статистически наблюдения в областта на растениевъдството

Статистиката на зърнените и другите растителни култури от обработваемата земя е от основно значение както за отрасловата структура на селското стопанство в страната, така и за управлението на пазарите в Европейската общност. Дейността по набирането на статистическа информация в областта на растениевъдството включва следните ежегодно провеждани статистически изследвания:

- Прогноза на добивите преди прибиране на реколтата
- Производство и добиви от основни земеделски култури
- Производство на зеленчуци
- Производство на плодове
- Производство на грозде и вино
- Производство на цветя.

Основната цел на тези наблюдения е осигуряване на статистически данни за засетите и засадените площи, реколтираните площи през стопанската година, производството и средните добиви от основните земеделски култури, зеленчуци, плодове и грозде. Наблюденията са извадки, под формата на анкета, която се



реализира от лица, наети и обучени от специалистите по агростатистика в областните дирекции „Земеделие“.

Броят на земеделските стопанства, които попадат в извадката, е различен при отделните наблюдения, като се движи между 3 500 и 5 000 единици. Формираната извадка покрива над 50% от площите със зърнени култури и почти 60% от площите с маслодайните култури. Статистическият въпросник се състои от две части - в първата са въпросите за административното състояние на земеделското стопанство като единица на наблюдение. Втората част съдържа въпросите за площите, производството и средните добиви по групи земеделски култури - зърнени, маслодайни, индустриални и фуражни, както и въпроси за проведените агротехнически мероприятия през годината.

4. Статистически наблюдения в животновъдството

Статистическата информация за състоянието на животновъдството се осигурява чрез провеждането на следните ежегодни наблюдения:

- Брой на селскостопанските животни - към 1 ноември и към 1 май
- Птицевъдство - брой на птиците към декември
- Дейност на люпилните.

Изследването на броя на селскостопанските животни включва следните групи: говеда, биволи, овце, кози, свине, птици и продуктите от тях. Наблюдението се осъществява в две форми - изчерпателно и частично, в зависимост от броя на отглежданите животни в стопанството. Стопанствата са разпределени в групи според производствената им специализация - говедовъдни стопанства, овцевъдни стопанства и т.н. За всеки вид домашни животни се разработва вариационно разпределение на стопанствата според броя на отглежданите в тях животни. Извадката е стратифицирана и обхваща около 12 000 животновъдни стопанства. Те са избирани въз основа на списък на земеделските стопанства, изследвани през предходното пълно преброяване или структурна анкета. Изчерпателно са наблюдавани „големите“ животновъдни стопанства, т.е. стопанствата от последната по големина страта: например стопанства с 30 и повече млечни крави, със 100 и повече овце майки и други. Наблюдението на селскостопанските животни се извършва ежегодно от създаването на отдела по агростатистика. От 2004 г. е въведено статистическото изследване на птицевъдството, а от 2005 г. - месечно наблюдение на дейността на люпилните. Извършваните анкети са напълно съобразени с европейските изисквания при отчитане на националните особености в този подотрасъл на селското стопанство.

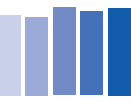
5. Статистически наблюдения на дейността на предприятията, преработващи продукти с растителен и животински произход

Тези статистически изследвания са насочени към осигуряване на информация за дейността на предприятията, преработващи плодове и зеленчуци, кланиците за производство на бели и червени меса и млекопреработвателните предприятия за производство на млечни продукти. Периодичността им е годишна, като дейността на кланиците за производство на червени меса се отчита от 2001 г., а дейността на кланиците за бели меса - от 2003 г., съгласно категориите, изисквани от нормативната уредба на ЕС в тази област. Наблюдението за дейността на млекопреработвателните предприятия за производство на млечни продукти е въведено през 2001 г., а от следващата 2002 г. се събира и месечна информация. По програма ФАР от 2006 г. се работи по проект „Подобряване на статистиката за месото”, чиято цел е повишаване на качеството на статистическата информация за изготвяне на месечни прогнози за производството на месо.

6. Доходи на земеделските стопанства - Система за земеделска счетоводна информация (Farm Accountancy Data Network - FADN)

Изграждането на Системата за земеделска счетоводна информация (СЗСИ) в България има за цел ежегодно събиране на информация за доходите на земеделските стопанства. СЗСИ като информационна система за финансовото състояние на земеделските стопанства действа в Европейската общност от 1965 г. и е основен инструмент при определяне на Общата селскостопанска политика, както и средство за мониторинг на ефективността на земеделската дейност.

Методологическата подготовка за въвеждане на системата в България започва през 2002 г., като постепенно се разширява обхватът на наблюдаваните стопанства и се достига необходимият административен капацитет за осъществяване на дейностите по набиране, обработка и анализ на данните. Отделът по агростатистика е органът, който изгражда и поддържа функционирането на СЗСИ в съответствие с европейските стандарти. В обхвата на наблюдението са включени само стопанствата с пазарна насоченост. Наблюдението е извадково, като от посочената подсъвкупност се подбират на случаен и доброволен принцип земеделските стопанства според тяхната специализация и икономически размер. За България прагът за включване на земеделското стопанство в полето на наблюдението е 2 000 евро, т.е. всички стопанства със стандартна продукция над този икономически размер. Представителната извадка през 2013 г. включва: 2 239 стопанства, които представляват около 38% от всички



пазарни стопанства, но произвеждат около 99% от стандартната продукция; 96% от ИЗП и 84% от животинските единици. Резултатите от действието на СЗСИ са особено ефективни за стопанствата като индивидуални единици, тъй като чрез нея те установяват своите финансови и технически показатели и мястото си сред стопанствата със същата специализация и размер.

7. Годишна статистика и изготвяне на статистически балансови таблици на основни земеделски култури и продукти

Основната цел на годишната статистика е да се публикуват обобщените данни за производството от земеделските култури и селскостопанските животни. Разработването на годишната статистика се осъществява на два етапа - предварителни данни към края на текущата календарна година и окончателни данни към второто тримесечие на следващата календарна година. Резултатите се обобщават в публикация и се представят на НСИ за изготвяне на национални и регионални икономически сметки. Въвеждането на годишната статистика започва през 2006 година.

8. Статистическо изучаване на работната сила

Отчитането на труда в България се осъществява като периодично наблюдение от отдела по агростатистика в рамките на анкетите за структурата и типологията на земеделските стопанства и пълните преброявания - раздел „Работна сила”. Организацията на наблюдението като елемент от организацията на структурните анкети се основава на същите методологични елементи относно извадката, въпросника, източниците на информация и т.н. Особеностите на отчитане са свързани с използването на показатели, които се прилагат в европейската статистика на труда в селското стопанство.

Основните елементи на европейската методология за отчитане на заетостта и труда - Target methodology for agricultural labour input (ALI) statistics²⁹, се прилагат в статистическата практика на България като държава - членка на ЕС. Информацията за работната сила в земеделието се представя чрез два основни показателя - **брой заети лица и отработено време**, измерено чрез **годишна работна единица (ГРЕ)**.

Отчитането на труда чрез годишната работна единица се обуславя от обстоятелството, че поради сезонния характер на земеделската работа голяма част от лицата не работят постоянно в стопанството, имат частична заетост в други отрасли, работят с ненормирано работно време и т.н. Поради това установяването на броя на

²⁹ Target methodology for agricultural labour input (ALI) statistics (Rev.1). Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg, 2000.

заетите лица не е достатъчно точен критерий за състоянието на работната сила в аграрния сектор. Европейската мярка за работно време в земеделието (Annual work unit - AWU), или 1 ГРЕ, се равнява на броя на действително отработените часове от един платен работник в рамките на календарната година. Ако той не е точно определен, е препоръчително да се посочва 1 800 часа (225 работни дни по 8 часа). В България една годишна работна единица възлиза на 1 856 часа - при 232 работни дни и продължителност на работния ден 8 часа.

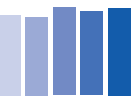
Отчитането на труда в практиката на отдела по агростатистика става по двата начина, като освен общо работната сила се установява и в други разрези: според отношението на лицето към стопанина - семейна и несемейна работна ръка, според вида на заетостта - единствена, основна и допълнителна заетост, и други. Получената информация дава възможност да се очертае социално-демографският профил на заетите лица и да се направи количествена и качествена характеристика на работната сила в селското стопанство.

Информация за броя на заетите лица в селското стопанство се събира и от НСИ в рамките на извадковото Наблюдение на работната сила. То се провежда чрез анкета на домакинствата от извадката и характеризира тяхното субективно мнение относно заетостта и нейните характеристики, независимо че има представителен характер на национално равнище. Именно поради това при отчитане на броя на заетите лица в сектора се установява разлика между данните от двете наблюдения.

9. Икономически сметки за селското стопанство

Системата от икономически сметки за селското стопанство е част от централната рамка на националните сметки и по своята същност представлява комплексна система от сметки и таблици, чрез които се представят данни за стопанската дейност в аграрния сектор във форма, подходяща за потребностите на икономическия анализ и за вземане на управленски решения. Европейската система от интегрирани икономически сметки (Economic Accounts for Agriculture - EAA) е създадена в отговор на специфичните нужди на Европейския съюз и определя понятията, дефинициите, счетоводните правила и общите класификации, които следва да се използват от държавите членки.

За разработването на икономическите сметки за селското стопанство се прилагат специфични правила и методи. Те се съставят въз основа на статистически данни от Националния статистически институт съгласно методиката на Евростат. Съдържат многостранна и подробна информация за извършената производствена дейност, за брутната и нетната добавена стойност, за доходите на заетите в земеделието и



осигуряват възможност за сравнителен анализ с другите сектори на икономиката. Чрез тях се обхваща целият стопански цикъл в аграрния сектор.

Отрасловите особености на селскостопанската дейност и преплитането на икономическите с биологическите и природните фактори на производствения процес в земеделието определят спецификата в съдържанието на основните категории, както и трудностите при разработването на икономическите сметки за селското стопанство и на Общата селскостопанска сметка. Независимо от това системата от икономически сметки осигурява систематичен, сравним и възможно най-пълен поглед върху стопанската дейност, което може да послужи за основа на анализи, прогнози и ефективно управление.

10. Статистически наблюдения на цените в селското стопанство

Тези наблюдения са в обхвата на Националния статистически институт и имат за обект цените на производител в селското стопанство и цените на средствата за производство, използвани в сектора. И двете изследвания са в съответствие с методологията на Евростат за статистика на цените в селското стопанство (Handbook for EU Agricultural Price Statistics). Чрез тях е постигната хармонизация в областта на цените в селското стопанство по отношение на използваните дефиниции и категории, начините за регистрация на цените, периодичността на провеждането, използваните номенклатури и други. Единици на наблюдението са стопански единици с икономическа дейност: Селско, горско и рибно стопанство, Преработваща промишленост, Търговия на едро със селскостопански суровини и живи животни, Търговия на едро със зърно, семена и фуражи, Търговия на едро с химични вещества и продукти; земеделски стопанства на домакинствата.

Наблюденията са тримесечни и годишни, като се публикуват и месечни данни. Сведенията се събират чрез попълване на въпросници от правните единици и чрез директно интервю, когато се анкетираат земеделските стопанства. Информацията от изследването се използва за попълване на базата данни на Евростат с информация за абсолютни селскостопански цени и ценови индекси на селскостопанските продукти; за оценка на брутната продукция в селското стопанство и като източник за дефлиране; сравнение между равнището на цените на изхода и цените на входа в селското стопанство; анализ на доходите в селското стопанство и т.н.

Заклучение

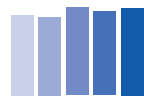
Съвременното състояние на аграрната статистика е логичен резултат и неизменна част от историческото развитие на статистическата теория и практика в България. Събраната чрез статистическите наблюдения информация позволява да се опознае миналото, да се оцени реалността и да се прогнозира бъдещото развитие на аграрния сектор.

Богатият емпиричен материал разкрива възможности за установяването на закономерностите в състоянието и динамиката на стопанисваната земя, разпределението и използването на работната сила, осигуреността със селскостопанска техника, т.е. на факторите, от които зависят продуктивността и ефективността на земеделското производство. Наличието на данни за моментни съвкупности за отделните показатели позволява използването на структурния и вариационния статистически анализ, което разширява обхвата на изследванията. Формирането на дълги динамични редове от периодни и моментни съвкупности е предпоставка за провеждане на анализ в динамика, като с подходящи статистически методи могат да се установят важни тенденции и да се разработят прогнози за развитието на аграрния сектор.

По отношение на организацията и провеждането на статистическите изследвания в селското стопанство (едни от най-мощните и тежки в организационно отношение независимо от обекта, обхвата и формата на провеждане) всяко следващо наблюдение бележи нов, по-висок етап в развитието на земеделската статистическа практика. Този извод се налага независимо от историческия период и от институцията, която ги осъществява, и е резултат от старателно проучени архивни документи, статии и статистически публикации за историята на земеделската статистика в България.

Производството на точна, навременна и надеждна агростатистическа информация е ключов фактор за доверието на европейските институции при предоставянето на помощи и субсидии за българските земеделски производители. Проведените статистически изследвания в условията на реално членство в Европейския съюз са оценени високо от Евростат по отношение на разработването на въпросниците и тестването им преди изследванията, формирането на извадките при представителните наблюдения, хармонизирането на данните от административни източници за статистически цели и т.н.

Очертава се тенденция на непрекъснато разширяване и обогатяване на обхвата на наблюденията, като се налага изводът, че настоящата институционална организация за събиране на първичната статистическа информация - Министерството на земеделието и храните в сътрудничество и координация с Националния статистически институт, е целесъобразна и ефективна. В съвременните условия на нарастваща



глобализация на икономическите процеси ролята и значението на земеделската статистическа информация непрекъснато се повишават, което налага единен подход при функционирането на отделните органи на Националната статистическа система.

В методологическо и методическо отношение може с удовлетвореност да се отбележи, че първостроителите на земеделската статистика в България, както и техните последователи, още в началото на XX век са очертали основните категории и понятия, съвкупности, единици и признаци, които по съдържание (а в някои случаи и като наименование) съответстват на използваните и днес. Земеделската статистика е откликвала много бързо, а често и изпреварващо на зараждащите се нови стопански отношения или трансформациите на съществуващи икономически реалности. Процесите на хармонизация на българската статистика с европейските стандарти през последните години осигуряват и утвърждават високо качество на земеделската статистическа информация, съответстващо на европейските стандарти.

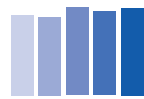
Натрупаният опит и постиженията в теорията и практиката на статистическите наблюдения в селското стопанство са надеждна основа за успешно съчетаване на историческото наследство и съвременните изисквания на информационното общество. В това отношение сътрудничеството между различните органи на Националната статистическа система, институциите - потребители на статистическа информация, и научната общност може да осигури по-нататъшно методологическо усъвършенстване и ефективно функциониране на аграрната статистика.

АГРАРНАТА СТАТИСТИКА В БЪЛГАРИЯ

*Поля Ангелова**

РЕЗЮМЕ Аграрната статистика е една от първите самостоятелно водени статистики в България. Нейното развитие преминава през различни исторически и социално-икономически етапи, всеки от които е оставил своя отпечатък върху нейния облик. В статията са представени основни аспекти на организацията и методологията на земеделската статистика от възникването ѝ до наши дни, като въз основа на богатата библиография по проблематиката са изведени закономерностите в нейното състояние и развитие. Направен е обстоен преглед и периодизация на статистическите наблюдения в селското стопанство и е акцентирано върху техните методологични аспекти и основни елементи на организацията им - обхват, обект, периодичност, форма на провеждане, източници на информация. Ретроспективният анализ е база за сравнение и оценка на съвременната агростатистика, чиято дейност през последните десет години е качествено нов етап в развитието ѝ, съобразен с европейските стандарти.

* Проф. д-р, ръководител на катедра „Математика и статистика“, СА „Д. А. Ценов“ - Свищов; pangelova@uni-svishtov.bg.



АГРАРНАЯ СТАТИСТИКА В БОЛГАРИИ

*Поля Ангелова**

РЕЗЮМЕ Аграрная статистика - одна из первых статистик в Болгарии, проводимых в отдельности. Ее развитие проходит через различные исторические и социально-экономические стадии, каждый из которых наложил свой отпечаток на ее лице. В статье представлены основные аспекты организации и методологии статистики сельского хозяйства с ее возникновения до наших дней, при этом на основе богатой библиографии по данным проблемам выводятся закономерности в ее состоянии и развитии. Производится тщательный обзор и периодизация статистических обследований сельского хозяйства и уделяется внимание их методологическим аспектам и основным компонентам их организации, таких как: охват, объект, периодичность, форма осуществления и источники информации. Ретроспективный анализ является основой для сопоставления и оценки современной агростатистики, деятельность которой на протяжении последних десяти лет представляет собой качественно новый этап в ее развитии, соответствующий европейским стандартам.

* Проф. д-р, руководитель кафедрой математики и статистики, Хозяйственная Академия имени Д. А. Ценова – г. Свиштов; электронная почта: pangelova@uni-svishtov.bg.

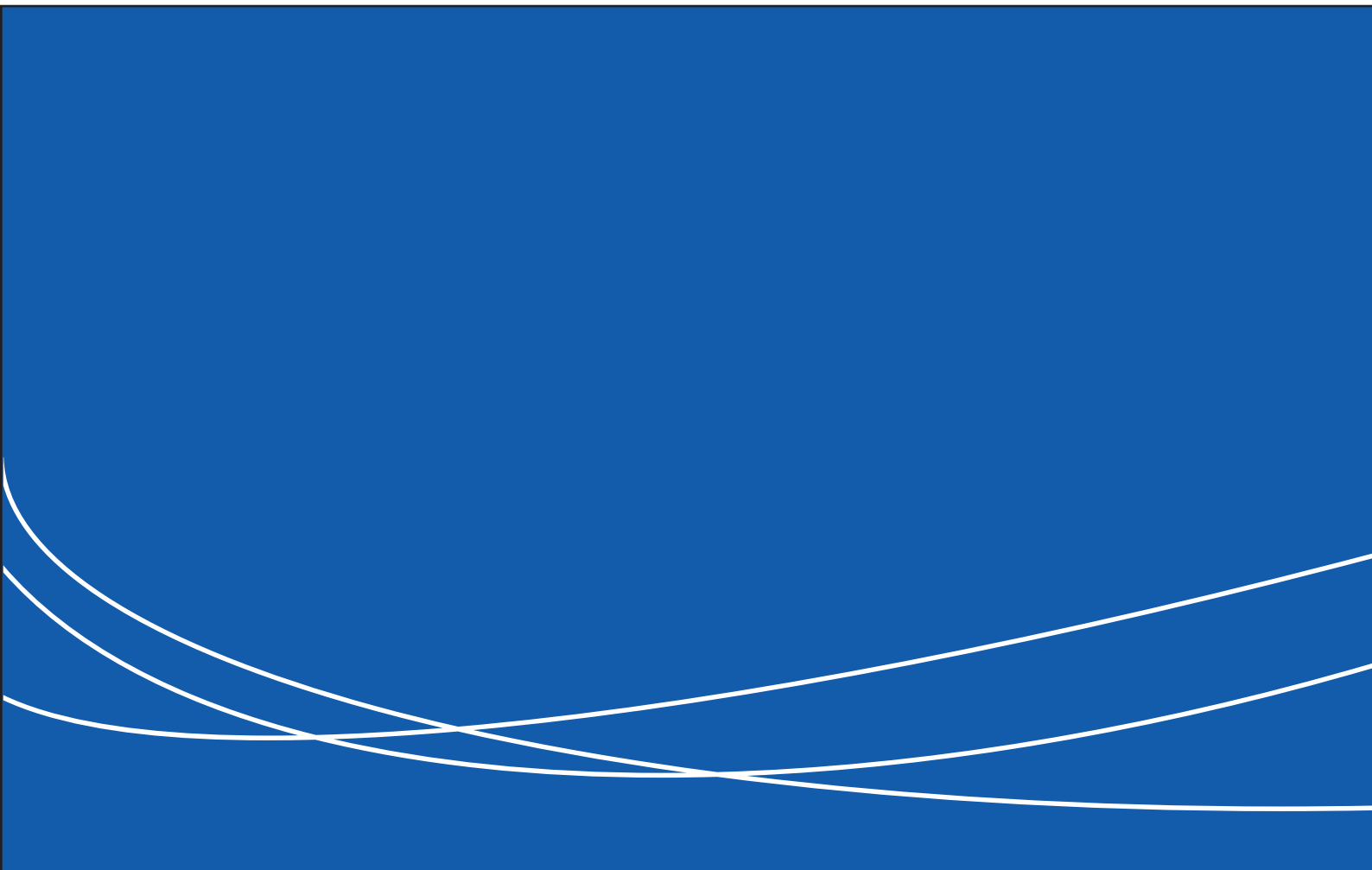
AGRARIAN STATISTICS IN BULGARIA

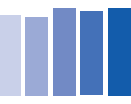
*Polya Angelova**

SUMMARY Agrarian Statistics is one of the first separately conducted type of statistics in Bulgaria. Its development has passed through different historical and socio-economic stages, each of which has left its mark on its image. The article presents the main aspects of the organization and methodology of agricultural statistics from its beginning until our days, and based on the rich bibliography in the field are displayed regularities in its state and development. A thorough review and periodization of statistical surveys in agriculture have been made with an emphasis on their methodological aspects and the basic elements of their organization – range, object, periodicity, form of conduct and information sources. The retrospective analysis is the basis for comparison and evaluation of contemporary agricultural statistics whose activity over the past decade is a qualitatively new stage in its development, in line with European standards.

* Professor Ph.D., Head of ‘Mathematics and Statistics’ Department, AA ‘D. A. Tzenov’ - Svishtov; pangelova@uni-svishtov.bg.

**ИСТОРИЧЕСКО РАЗВИТИЕ НА
СТАТИСТИЧЕСКАТА ТЕОРИЯ И ПРАКТИКА**





РАСТЕЖЪТ НА НАСЕЛЕНИЕТО В СРЕДНОВЕКОВНА БЪЛГАРИЯ

*Димитър Аркадиев**



През втората половина на VII в. на Балканския полуостров се създава българската държава. Развитието на Европейския югоизток неизменно е свързано с нея независимо от историческите превратности.

През първите векове след основаването си българската държава с малки изключения е във възход. Това е държава на предимно свободни хора, държащи на своята собственост и семейства. Броят на населението също расте, което осигурява многобройност на българската войска и наред с други фактори способства за нейните победи. Многобройното население прави възможно осъществяването на грандиозните строежи по това време. Приема се християнството като държавна религия. Това стимулира процеса от сравнително разнородното население да се формира единна българска народност, която устоява през следващите векове. Затова способства и създадената азбука от братята Кирил и Методий, която дава възможност да се пишат книги на разбираем за населението език. При управлението на цар Симеон I Велики (893 - 927) българската държава постига своето могъщество и разцвет на българската култура.

След падането на българската държава под властта на Византия през XI в., нашествията на норманите и кръстоносните походи условията за растеж на населението не са благоприятни. Броят му вероятно е намалявал и абсолютно.

След възстановяването на българската държава през 1185 г. има както относително благоприятни периоди за растеж на населението, така и неблагоприятни. По-благоприятни периоди за увеличаване на населението са царуването на Иван Асен II (1218 - 1241) и на Теодор Светослав (1300 - 1321). През останалото време темповете на

* Д-р, професор във ВТУ „Св.св. Кирил и Методий” - Велико Търново; e-mail: arkadiyev@abv.bg.

растеж са били вероятно по-ниски, а при татарските нашествия също е възможно абсолютно намаляване на броя на населението.

1. Извори за определяне на броя на населението

Възможностите за определяне на броя на населението за това време могат да се резюмират с думите на известния руски (съветски) демограф и статистик Б. Ц. Урланис: „Определяйки броя на населението на дунавските и на балканските страни, ние изпадаме в много тежко положение”¹.

За съжаление, за посочения период с едно изключение отсъстват преки количествени данни за броя на населението или домакинствата. Въпреки това много интересни са изказванията на някои съвременници от тази епоха. В тях се подчертава големият брой население на средновековна България.

В т.нар. „Баварски географ” от първата половина на IX в. се казва: „България е огромна област и с многоброен народ, която има 5 крепости. Понеже множеството от тях е голямо, не им е нужно да имат крепости”². Сред изредените няколко десетки народа единствено за българите е направена такава бележка. Това показва, че тяхната многобройност и гъстота е била много по-голяма отколкото в Средна Европа.

В „Дуклянския презвитер”, съставен през XII в., за времето на княз Борис I се посочва: „Под него имало девет първенци, които управлявали и съдели народа, понеже бил доста многоброен”³.

В „Житие на Никон Метаноите“ се разказва, че при Василий II Българоубиец било покорено „цялото племе на българското безчислено множество”⁴.

За многобройността на българите свидетелстват и добавките към Манасиевата хроника, направени през 30-те години на XIV век. В свидетелството за царуването на император Константин (668 - 685) за българите се казва, че „бидейки безчислено многобройни, те изпълниха и тази страна на Дунава, и онази до Драч, и по-нататък...”⁵.

В изказването на еничарски пълководец (1421) се съобщава, че османците „покориха напълно отвъддунавските власи, маджарите и многочислените народи албанци и българи...”⁶.

¹ Урланис, Б. Ц. (1941). Рост населения в Европе (Опыт исчисления). Москва, ОГИЗ - Госполитиздат, с. 169.

² Гюзелев, В. (1981а). Средновековна България в светлината на нови извори. С., Народна просвета, с. 80.

³ Венедиков, Ив. (1979). Военното и административното устройство на България през X и XI век. С., Военно издателство, с. 57.

⁴ Петров, П. (1985). Възстановяване на българската държава 1185 - 1197. С., Наука и изкуство, с. 289.

⁵ Бурмов, Ал., П. Петров (1964). Христоматия по история на България. Том 1. От най-стари времена до средата на XVIII век. С., БАН, с. 195.

⁶ Петров, П. (1975). Съдбоноси векове за българската народност. С., Наука и изкуство, с. 71.



Косвено за многобройност на населението по българските земи свидетелстват и съобщенията за малкия размер на данъка, събиран от населението, описанията на Идриси на селища от българските земи, впечатленията на участниците в кръстоносните походи и други⁷.

За периода на Втората българска държава (1187 - 1396) изказванията на съвременниците са предимно за големината и богатствата на страната, но се споменава и за населението. Такива са описанието на България от 1308 г., направено от неизвестен доминикански монах, докладът на турския пълководец Лала Шахин за отбраната на София, свидетелствата на турския хронист Мехмед Нешри (XV в.) и други⁸.

Единственото свидетелство с числови данни е писмото до папа Урбан V (1362 - 1370) от 1366 година. Както е известно, през 1365 г. Видинското царство е окупирано от унгарски войски и започва насилствено покатоличване на населението. Въпросното писмо е изпратено от генерала на ордена на миноритите Марко де Витербо. В него се известява, че според сведенията на унгарския крал Людовик Велики и викария на Босна към края на 1365 г. са покатоличени чрез повторно кръщение 200 хил. души. Те съставлявали една трета от населението на царството⁹. Източникът на данните за общия брой на населението е неизвестен. Напълно е възможно това да са били някакви описи на населението, правени по това време и в други средновековни държави.

Блазиус Клайнер в своята „История на България“ от 1761 г. помества целия текст на писмото до папата. Една част от него е доста интересна: „Моят босненски викарий в Босна определил за тази област от кралството и на викарията осем подведомствени нему братя от нашия орден, които в разстояние на петдесет дни са покръстили повече от двеста хиляди души. И за да не би да се яви някакво съмнение за техния брой, по кралска заповед всички покръстени поименно са били вписани в официален списък. Както ни пишат, от [населението на] тази страна не е обърната дори една трета част“¹⁰. Този текст дава възможности и за други тълкувания.

От посоченото може да се заключи, че населението на Видинското царство към края на 1365 г. е било 600 хил. души.

В допълнение може да се цитира следният текст от „Хрониката на братята от ордена на миноритите в Босна и Унгария“ от Блазий де Залка: „... На мене ми бе съобщено със сълзи на очи, че ако не се увеличи броят на братята, онази гъсто населена

⁷ Петров, П., В. Гюзелев (1978). Христоматия по история на България. Том 1. Ранно Средновековие - VII - XII век. С., Наука и изкуство, с. 144, 426, 429 - 434.

⁸ Петров, П., В. Гюзелев (1978). Христоматия по история на България. Том 2. Същинско Средновековие - края на XII - XIV век. С., Наука и изкуство, с. 192 - 196, 224.

⁹ Гюзелев, В. (1979). България и римската църква (IX - XIV в.). В: България в света от древността до наши дни, т. 1. С., Наука и изкуство, с. 275 - 289.

¹⁰ Клайнер, Бл. (1777). История на България от Блазиус Клайнер, съставена в 1761 г. Под редакцията на Иван Дуйчев и Карол Телбизов. С., БАН, с. 175.

България ще загине и службите на вярата ще бъдат пренебрегнати, и особено това се отнася до прочутия голям град Видин...”¹¹.

Това е, общо взето, писмената изворова база за определяне на броя на населението в средновековна България. От посоченото дотук се установява, че тя не е особено богата по отношение на числови данни.

2. Оценки за броя на населението

С определянето на броя на населението на България през Средновековието или за определени моменти от него в съвременните териториални граници и границите от съответната епоха са се занимавали редица автори. Техните разработки могат да се обособят в три групи: 1) определяне на броя на населението за целия разглеждан период; 2) определяне за отделни години; 3) по-обща изказвания за броя на населението или неговото определяне.

Към първата група могат да се причислят автори като Павел Стоев, Петър Петров, Димитър Аркадиев, Колин МакЕведи (С. McEvedy) и Ричард Джоунс (R. Jhones) и други.

Към втората група автори спада Никола Кондов.

Към третата група могат да бъдат отнесени Стефан Бобчев, Борис Урланис, Васил Гюзелев, Йордан Андреев, Петър Ангелов, Джосия Ръсел (Josiah C. Russell), Норман Паундс (Norman J. G. Rounds) и много други.

Обсъждането ще бъде направено в обратен ред.

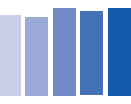
Един от първите опити да се определи населението на България през Средновековието е мнението на Стефан Бобчев (1853 - 1940) в книгата „История на българският народ”, излязла през 1881 година. Той пише: „Има силни доказателства, че Стара България е била гъсто населена. В отделното княжество на царя Срацимира Видински в 1365 г. третата част е била повече от 200 000. Кое то ще каже, че само Видинската държава на Срацимира е имала повече от половин милион население”¹².

Борис Ц. Урланис (1906 - 1981) в книгата си „Растежът на населението в Европа” приема, че гъстотата на населението на Българското царство около 1000 г. е 9 - 10 души на 1 км², но съображенията му са от общ характер¹³. Тук трябва да се има предвид, че сегашните български земи или по-голямата част от тях винаги са съставлявали ядрото на българската държава - до края на X в. т.нар. „вътрешна област”. От нея българските

¹¹ Латински извори за българската история (2001). Том V. Унгарски латиноезични извори, част I. С., Акад. изд. „Проф. Марин Дринов”, с. 185.

¹² Бобчев, Ст. (1881). История на българският народ. Пловдив, Изд. Книжарница на Хр. Данов, с. 150.

¹³ Урланис, Б. С. (1941). Цит. съч., с. 77.



владетели са набирали основната част от войските си¹⁴. Логично е да се предположи, че тя е била по-гъсто населена от останалите части на страната. В сводната таблица за Европа Урланис дава, както много други автори, оценки за населението общо за балканските страни (вкл. Румъния) от 1000 до 1930 година¹⁵.

Васил Гюзелев приема, че броят на българската народност към 1366 г. е около 2.5 млн. души. За определяне на това число той използва данните за броя на населението на Видинското царство¹⁶.

Йордан Андреев (1939 - 2008) в книгата си „Всекидневието на българите през XII - XIV век” изказва възгледите си за броя на населението в средновековна България¹⁷. Той посочва, че липсват конкретни свидетелства, с помощта на които да пресметнем числеността на българите през Средновековието. Дава и различни примери, че българският народ е многоброен. Наред с други факти той коментира и въпроса за броя на населението на Видинското царство през втората половина на XIV век. Въз основа на неговата численост - 600 хил. души, стига до обобщението, че в тогавашните граници на българската държава са живеели 2 - 2.5 млн. души.

¹⁴ Венедиков, Ив. (1979). Цит. съч., с. 13 - 96.

¹⁵ Урланис, Б. С. (1941). Цит. съч., с. 414 - 415.

¹⁶ Гюзелев, В. (1981б). Средновековна България (история, държава, църква, народност и култура). В: История, изкуство и култура на средновековна България. С., Народна просвета, с. 9 - 29.

¹⁷ Андреев, Й. (1992). Всекидневието на българите през XII - XIV век. С., Унив. изд. „Св. Климент Охридски”, с. 24 - 29.

Петър Ангелов смята, че населението е около 2 млн. души, от които не повече от 10% са в градовете¹⁸.

Галина Грозданова в дисертацията си „Населението на Южна България VI - IX в. (по археологически данни)” не дава числени оценки за броя на това население. Изследването е ценно с това, че се обобщават процесите, които предизвикват промени в броя на населението и неговите структури (предимно етнически и религиозни), както и в мрежата на населените места през тази епоха¹⁹.

Джосиа Ръсел (J. C. Russell) (1900 – неизв.) в много свои произведения разработва темата за броя на населението на Балканите през тази епоха. Едно от най-важните от тях е „Късноантично и средновековно население”²⁰. За съжаление, неговите оценки се отнасят като цяло за Балканите и в някои случаи се отделя само Гърция. В посоченото съчинение той оценява броя на славяните, които се преселват на Балканите. Според него те са 1 млн. души.

Тези оценки в различна степен се използват и в разработките на много съвременни западноевропейски и американски автори. Характерното за тях е, че обикновено те дават обща оценка за населението на Балканите, като в техния обхват понякога включват и Румъния.

Норман Паундс (N. J. G. Pounds) (1912 - 2006) публикува някои откъслечни данни в книгата си „Историческа география на Европа”, първата част на която обхваща периода от 450 г. пр.Хр. до 1330 г. сл.Хр.²¹.

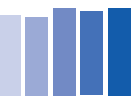
За периода 600 - 800 г. (Charlemagne - епохата на Карл Велики) той посочва оценката на Ръсел за броя на населението на Балканите - 3 млн. души, а само за Гърция и Южните Балкани смята, че е 2 млн. души. За 1100 г. отбелязва, че за повечето славянски земи няма база за оценка, а само за населението на Балканите предполага, че е над 3 млн. души. За периода 1300 - 1330 г. също посочва, че няма данни, но предполага, че в резултат на войните гъстотата на населението е спаднала до 5 души на 1 км², а може би дори до 2 - 3 души на 1 км². Според него в някои райони - долината на Сръбска Морава, Рашка, Косово-Метохия, Софийския басейн, долината на Марица,

¹⁸ Ангелов, П. (2003). Всекидневие и стопански живот в средновековна България. В кн.: История на българите, том I. От древността до края на XVI век. С., Знание, с. 417 - 429.

¹⁹ Грозданова, Г. (2011). Населението на Южна България VI - IX в. (по археологически данни). Дисертация за присъждане на научната и образователна степен „доктор”. С., СУ „Св. Климент Охридски”, Исторически ф-т, Кат. Археология.

²⁰ Russell, J. C. (1958). Late Ancient and Medieval Population. Transactions of the American Philosophical Society, New Series, Vol. 48, No. 3, pp. 1 - 152.

²¹ Pounds, N. J. G. (1973). An historical geography of Europe 450B.C.-A.D.1330. New York, Cambridge University Press.



равнините на Македония до Солун - гъстотата на населението е 15 - 25 души на 1 км² (колкото в Централна Европа)²².

В различни сайтове в интернет се появяват и оценки от други автори. В сайта „Светът днес“ е публикувана статия със заглавие „Колко е населението на България през 1315 - 1320 г.“ от 14.01.2013 година. След излагане на различни факти и предположения авторът Манол Глишев стига до извода, че към 1315 г. българското царство (125 хил. км²) има население 2 640 хил. души²³. Това прави по 21 души на 1 км² гъстота.

Никола Кондов дава оценки за броя на населението на трите български държави - Търновското царство, Видинското царство и Кравунската област (Добруджанското деспотство) в края на XIV век. Те са поместени в статията „За броя на населението в България към края на XIV в.“, публикувана през 1968 година²⁴. За своите оценки авторът използва 8 опорни точки. Най-важната от тях е свързана със запазените данни за населението на две села - Каменица и Радоливо, в данъчните описи на някои атонски манастири от XIV и края на XIX век. Темпът на растеж на населението в двете села е приет за основа и за нарастване на населението на цялата територия на България. Изчисленията са направени при три варианта на темпа на растеж между XIV и XIX век - 200, 230 и 250%. Съответно е определен броят на селското, градското и общото население както по споменатите части, така и общо за цялата българска територия. Авторът стига до извода, че общият брой на населението по първия вариант на темпа на растеж е 1 840 хил., по втория - 1 600 хил., а по третия - 1 470 хил. души. Съответната гъстота на населението на единица площ (115 хил. км²) е: 16; 13.9; 12.8 души на 1 км². При тази гъстота в границите на Санстефанска България (160 хил. км²) авторът определя население от 2 050 хил. до 2 550 хил. души. За съвременната територия на България (111 хил. км²) населението съответно е: 1 420 хил.; 1 540 хил. и 1 780 хил. души.

Към тази постановка трябва да се отправят няколко принципни възражения. Най-важните от тях са: 1) използвани са данни за две села, които в съответния исторически период и сега (ако още съществуват) са извън териториалните граници на българската държава; 2) демографските проблеми на по-далечните епохи не могат да се решават по данните само на две села; 3) за дълги исторически периоди най-променлив е броят на населението в отделните населени места; 4) не се отчитат последиците от

²² Pounds, N. J. G. (1973). *Opt. Cit.*, pp. 183 - 184, 244 - 245, 336.

²³ Глишев, М. (2013). Колко е населението на България през 1315 - 1320 г. Светът днес, 14.01.2013. <http://theworldtodaybg.tumblr.com/post/40516068670/1315-1320>.

²⁴ Кондов, Н. (1968). За броя на населението в България към края на XIV в. Исторически преглед, кн. 5, с. 65 - 69.

Руско-турската война (1877 - 1878) - има големи миграционни потоци на мюсюлманско население към останалата част на Османската империя и съответно на християнско население към новоосвободените български земи; по такъв начин броят на населението в Княжество България към 31.12.1880 г. не е най-подходящ за опорна точка на оценката; 5) проверката на приемливостта на получения брой на населението с данните от първите описи на домакинствата в Османската империя от края на XV в. не са подходящи, защото не се отчитат промените в този брой в резултат на османското нашествие на Балканския полуостров. Въпреки всичко това е една възможна хипотеза за броя на населението по онова време.

Павел Стоев в съчинението си „Електронно пътешествие из нашата история” (публикувано през 1969 г.) е направил опит за определяне на броя на населението по българските земи от края на VII до края на XIX век²⁵. Териториалният обхват е различен - в държавните граници от съответната епоха и в етническите граници. Населението е оценявано към края на вековете, към времето на царуване на отделни владетели и към някои други по-характерни исторически моменти. През целия разглеждан период населението е дадено като непрекъснато увеличаващо се по брой и гъстота на единица площ. В смисъла на казаното тази хипотеза не е напълно приемлива. Определената гъстота на населението е изключително ниска - от 1.70 души на 1 км² в края на VII в. до 7.12 на 1 км² в края на XIV век. Върху сравнима територия (111 хил. км²) се получава, че населението е съответно 189 и 790 хил. души.

Още тук възниква въпросът за жалонните моменти, от които се тръгва, за да се интерполира броят на населението. В случая е избрано времето, когато на българския престол управлява хан Крум (803 - 814). По някои сведения броят на войските, които той събира, за да отблъсне нападението на византийския император Никифор I, е 50 хил. души. Това число се използва за определяне на общия брой на населението. Авторът П. Стоев залага числото 200 хил., като го отнася към средата на VII век. Другият жалонен момент е броят на населението на Княжество България към 1.01.1888 година. Първото число вероятно подценява действителния брой на населението, а вторият жалонен момент не отразява последиците от Руско-турската война (1877 – 1878). Известно е, че първите български владетели през Средновековието разчитат при бърза мобилизация на т.нар. „вътрешна област”, която заобикаля столичния град (тогава Плиска) и се разпростира на радиус от около 100 километра. От това следва, че населението на страната е далеч по-многобройно от 200 хил. души. Резултатът щеше да

²⁵ Стоев, П. (1969). Електронно пътешествие из нашата история. Някои данни за историческото минало на България, получени чрез икономически модел на развитие. Младеж, бр. 1, с. 12 - 17.



е различен, ако за първоначалния брой на населението беше заложено друго, по-голямо число.

Въпреки посочените недостатъци разработката на П. Стоев е иновативна в няколко отношения. За първи път се прави оценка на населението за толкова дълъг период от време в миналото при практически много оскъдни сведения. За първи път се прави и оценка на икономическото развитие в миналото (тема, която е много популярна напоследък в света) на българските земи по това време. За първи път за целта се прилагат статистико-математически модели, параметрите на които се изчисляват чрез използването на електронноизчислителна техника. Оценка му, приведени към съвременните териториални граници (111 хил. км²), са поместени в табл. 3.

Петър Петров помества своята разработка в книгата „Етнография на България”, излязла през 1980 г.²⁶, в която прави опит за определяне на броя на населението в днешните граници на България от края на I до края на XIX век. Авторът разделя развитието на населението на три фази: предславянска - до края на V в., славянска - VI - VII в., и българска - от края на VII в. насам.

Определянето на броя на населението е направено при предположението, че той се изменя по експоненциален закон (с постоянен темп на растеж или намаление). Темповете на изменение са получени по различни начини - по отношение на темповете на растеж на населението в България от 1500 до 1938 г., по отношение на темповете на растеж на населението в Европа и други. Като начална база за всички изчисления служи броят на населението в България при преброяването в края на 1900 година.

Според изчисленията на автора броят на населението през първата фаза намалява от 248 хил. души в края на I в. до 172 хил. души в края на V век. През втората фаза населението се увеличава от 543 хил. в края на VI в. до 610 хил. души в края на VII век. През третата фаза броят на населението се увеличава от 677 хил. души в края на VIII в. до 1 081 хил. души в края на XIV век.

В резултат на османското нашествие населението намалява. Според автора до края на XIV в. загубите възлизат на 269 хил. души, или на 24.7%. През XV в. загубите се увеличават и достигат 415 хил. души, или 28.0% от общия брой на населението.

Авторът оценява и етническите съотношения. Той изчислява, че в общия брой на населението в края на VI в. (543 хил.) броят на славяните е 390 хил., или 71.8%, а на предславянското население (траки, мизи, фриги) - 153 хил., или 28.2%. За VI в. той посочва в състава на общото население и около 12 хил. прабългари, или 1.9%.

²⁶ Петров, П. (1980). Основни периоди и закономерности в демографските промени на населението в НРБългария. В кн.: Етнография на България, том I. С., БАН, с. 252 - 258.

Последното е отражение на вече остарялото виждане, че прабългарите са били малобройни. Самият П. Петров в друга своя разработка определя броя им на 250 - 300 хил. души²⁷.

При определяне на броя на населението чрез използване на формално-математически методи от изключително значение са жалонните периоди. В случая авторът приема за такива 600 г. и 1400 година. Той използва постоянни средногодишни темпове на прираста, макар и съобразени с тези за населението в Европа. Няма реални доказателства, че размерът на тези темпове е точно като използваните. Това е просто една от многото възможни хипотези.

Този подход крие редица опасности, тъй като е приложен към един голям исторически период. Трудно е да се приеме, че през това време броят на населението непрекъснато е нараствал с постоянен темп на прираста. Съществуващите исторически факти не потвърждават това. Определената гъстота на населението е много малка. При максималния брой на населението в края на XIV в. тя не достига и 10 души на 1 км².

Колин МакЕведи (1930 - 2005) и Ричард Джоунс създават фундаменталното си произведение „Атлас на историята на световното население”, излязло през 1978 година. В него са направени оценки за броя на населението от праисторията до наши дни за всички държави и територии по света по техния обхват и състояние към момента на издаването му - 1978 година. Отделните страни са групирани по географско-исторически райони на съответния континент. България е посочена в района на Балканите и фигурира под номер 14d. Самите автори отбелязват, че сведенията им за броя на населението на Балканите са доста оскъдни, тъй като античните автори не посочват почти нищо. За вековете, през които има нашествие на варвари (Dark Ages - „тъмните години”), и Средновековието практически няма сведения по този въпрос. Оценка им за античността се основават на разработките на Белох, а за Средновековието - на Ръсел²⁸. Заслугата на двамата автори е, че съобразно техните виждания са разпределили съответните общи оценки за броя на населението на Балканите по отделните страни - Югославия, Албания, Гърция, България и Европейска Турция. Тези оценки за населението на България през Средновековието могат да се видят в табл. 3.

Димитър Аркадиев (авторът на тези редове) прави два пъти оценки за броя на населението. Първата е в статията „Населението на България през средновековието (VII - XIV в.)”, публикувана през 1986 г., а втората - в „Изменения в броя на населението и

²⁷ Петров, П. (1981). Образуване на българската държава. С., Наука и изкуство, с. 162.

²⁸ McEvedy, C., R. Jones (1978). Atlas of the World Population History. New York, Penguin Books, pp. 110 - 114.

на домакинствата (семействата) по българските земи” - през 1988 година^{29,30}.

Оценката за броя на населението в първата статия произтича от някои по-обща съображения, свързани с обсъжданата епоха. По-важни са следните опорни точки за оценката. Първата от тях се отнася за броя на славянските племена, населяващи днешните български земи и други части на Балканския полуостров. Получава се, че всяко славянско племе заема средно около 10 хил. км² със средна гъстота 10 души на км². Оттук следва, че общият брой на населението в края на VI в. е 1.1 млн. души.

Втората по-важна опорна точка са данните за броя на населението на Видинското царство в средата на XIV в., който възлиза на 600 хил. души.

Третата опорна точка е съотношението между населението на трите български държави в средата на XIV век. За целта е определена площта на всяка от тях въз основа на картата, поместена в многотомната „История на България”³¹. Според картата територията на Видинското царство е 20 хил. км², на Търновското - 85 хил. км², и на Добруджанското деспотство (Кравунската област) - 19 хил. км². Общата площ на трите български държави е 124 хил. км².

Тъй като не е известно съотношението в гъстотата на населението между трите държави (едва ли тя е еднаква), са привлечени данни от по-късна епоха. Това се прави при предположението, че след успокояване на обстановката през първите векове на османското владичество тези съотношения ще бъдат почти същите. Използвани са данни, публикувани във връзка с работата на Цариградската конференция от 1876 г. за решаване на българския въпрос. Данните за населението се отнасят за 1875 година. Те са коментирани и анализирани от Анастас Тотев (1906 - 2000)³². Привлечени са и данни за броя на населението от източните окръзи на Сърбия по същото време, влизащи в обхвата на Видинското царство към средата на XIV век.

В крайна сметка се установява, че населението на територията на Видинското царство към 1875 г. е 950 хил. - 1 млн. души. В съвременните граници на България населението към 1875 г. според Ан. Тотев е 4 380 хил. души. То превишава населението на Видинското царство 4 - 4.5 пъти. Към 1365 г. това прави $(0.6 \times 4 - 4.5) = 2.4 - 2.7$ млн., или средно 2.55 млн. души. Към 1875 г. на територията на Търновското царство

²⁹ Аркадиев, Д. (1986). Населението на България през Средновековието (VII - XIV в.). Население, кн. 2, с. 3 - 11.

³⁰ Аркадиев, Д. (1988). Изменения в броя на населението и на домакинствата (семействата) по българските земи. Население, кн. 4, с. 41 - 57.

³¹ История на България (1982). Том 3, Втора българска държава. С., БАН, с. 350.

³² Тотев, Ан. (1982). Ценен документ за историческата етническа демография на Балканския полуостров. Исторически преглед, кн. 5, с. 105 - 113.

към средата на XIV в., живеят приблизително 3 530 хил. души, а на Добруджанското деспотство - 420 хил. души.

След преизчисляване се получава, че Търновското царство към 1365 г. има население 2.1 млн., а Добруджанското деспотство - 0.25 млн. души. Общо трите български феодални държави имат население 2.55 млн. души. Гъстотата на населението съответно е 23 души на 1 км², за Търновското царство - 25, за Видинското - 30, за Добруджанското деспотство - 13, и общо за трите феодални държави - около 21 души на 1 км². Подобна е оценката за гъстотата на населението на М. Глишев.

Тук изчисленията са направени според броя, определен от Ан. Тотев, тъй като в първичните документи е даден само броят на мъжете. Той смята, че това всъщност е броят на мъжете на 15 и повече години. Ако неговото предположение не е вярно, общият брой на населението е преувеличен. Това трябва да се има предвид при получените резултати и тяхното тълкуване. Според мен този брой ще бъде уточняван с постъпването на нови данни. Това правя в следващата си студия³³.

Третата опорна точка е свързана с определяне на броя на населението в годините между 700 и 1365 и тъй като няма други сведения, той е моделиран съобразно броя на годините с войни, епидемии, природни бедствия, глад и други подобни събития, оказващи най-голямо влияние върху този брой. Първичната информация за тези събития е взета от „Кратка история на България“³⁴.

³³ Аркадиев, Д. (1988). Цит. съч.

³⁴ Фол, Ал., В. Гюзелев, Н. Генчев, К. Косев, Ил. Димитров, Ан. Пантев, М. Лалков, К. Петров, Л. Огнянов (1983). Кратка история на България. Второ прераб. и доп. изд. С., Наука и изкуство.

Обобщените резултати за годините с посочените събития са поместени в табл. 1.

**1. Брой години с войни, нашествия, епидемии,
природни бедствия и други събития, свързани с
българската история между 681 и 1400 година**

№	Период	Години - бр.
1	681 - 700	2
2	701 - 750	6
3	751 - 800	24
4	801 - 850	13
5	851 - 900	6
6	901 - 950	15
7	951 - 1000	18
8	1001 - 1050	11
9	1051 - 1100	20
10	1101 - 1150	4
11	1150 - 1200	7
12	1201 - 1250	14
13	1251 - 1300	14
14	1301 - 1350	9
15	1351 - 1400	25
Общо	x	188

В следващата си студия разширявам историческия период за оценка на населението, подобрявам оценките за неговия брой въз основа на нови източници на данни, правя оценка и на броя на домакинствата³⁵.

Жалонните моменти и тук са два. Първият се отнася до определяне на броя на населението и домакинствата по българските земи след трайното заселване на славяните на Балканския полуостров в края на VI и началото на VII век. Вторият е същият както при предходния случай - данните за броя на населението на Видинското царство към средата на XIV век.

За първия жалонен момент като основа служат преди всичко археологическите данни за славянските селища. Според тези проучвания селището е било единственият тип поселение. Те са се намирали на малко разстояние едно от друго - 3 - 4 километра.

³⁵ Аркадиев, Д. (1988). Цит. съч.

Единственият тип жилище е била полуземлянката. В едно селище е имало от 10 до 20 жилища с големи дворове^{36,37}.

В следващите векове освен в села населението е живяло в градища и градове. При това в площта на помещенията не се забелязват съществени различия в сравнение с тези от по-ранния период³⁸.

От тази информация може да се определи приблизителният брой на селищата. Като се използват съотношенията между посочените вече показатели, се установява, че на едно селище са се падали от 8 до 14 км² площ, или средно по 11 км². При обща площ 111 хил. км² това прави от 8 до 14 хил. селища, или средно около 10 хил. селища.

Вероятно броят на селищата е по-близък до долната граница, тъй като част от територията на страната е била незаселена - високопланински масиви, гористи и други непригодни за живеене местности. Същевременно разстоянията между някои селища са били и по-малки - от няколкостотин метра до 1 - 2 километра. Освен това по Черноморското крайбрежие и на юг от Стара планина са съществували и градски селища. Пропорционално на броя на населението те вероятно са се равнявали на няколко хиляди от обикновените селища, за които стана дума.

Числото 10 000 селища не е невъзможно. По данните на „Книга на страшния съд“ (Domesday Book) в средновековна Англия през 1086 г. са регистрирани 13 418 населени места³⁹. Това прави по около 10 км² на едно селище. При това положение за съвременната територия на България се получават повече от 11 000 населени места.

Както отбелязва Й. Андреев, все пак градовете са били относително постоянна величина, но селата са били малки и не са надхвърляли стотина жители, най-често обитаващи 20 - 30 къщи. Много често около по-големите села възниквали по-малки. Същевременно в резултат на войни, епидемии (мор), изтощаване на земята, природни бедствия и други причини много от селата били изоставяни и възниквали на ново място⁴⁰.

По-нататък е необходимо да се определи броят на живеещите в едно жилище. За целта са използвани археологическите данни за размера на жилищата в селището в местността Джеджови лозя край с. Попина, Силистренско. Размерите са определени за 55 жилища⁴¹. Тези жилища бяха разпределени в шест групи в зависимост от размера на жилищната площ. Броят на групите и ширината на интервала при отделните групи бяха

³⁶ Въжарова, Ж. (1965). Славянски и славянобългарски селища в българските земи от края на VI - XI век. С., БАН, с. 115.

³⁷ Въжарова, Ж. (1974). Селища и некрополи (края на VI - XI в.). - Археология, кн. 3, с. 9 - 27.

³⁸ Въжарова, Ж. (1974). Цит. съч.

³⁹ King, Victoria (2001). The Domesday Book. History Magazine, October/November 2001 issue.

⁴⁰ Андреев, Й. (1992). Цит. съч., с. 28.

⁴¹ Въжарова, Ж. (1965). Цит. съч., с. 12 - 88.

определени по известната формула на Х. Стердженс⁴². Най-малкото жилище се оказва с площ 4.84 м², а най-голямото - с площ 16.34 м². Средната площ е 10.31 м². Разпределението на жилищата е близо до Гаус-Лапласовото разпределение. Резултатите от групировката на жилищата са поместени в табл. 2, а графичното им изображение може да се види на фиг. 1.

**2. Жилища в славянското селище в местността
Джеджови лозя - с. Попина, Силистренско, по площ и
по брой на живеещите лица (VI - XI век)**

Площ - м ²	Жилища - бр.	Лица - бр.	
		I вариант	II вариант
4 - 6	3	2 - 3	3 - 4
6 - 8	10	3 - 4	4 - 5
8 - 10	11	4 - 5	5 - 6
10 - 12	16	5 - 6	6 - 7
12 - 14	9	6 - 7	7 - 8
14 - 16+	6	7 - 8+	8 - 9+
Общо	55	x	x

Средна площ 10.31 м²

Стандартно отклонение 2.76 м²

Коефициент на вариация 27.2 %

Коефициент на асиметрия ... (-0.031)

Коефициент на ексцеса (-0.795)

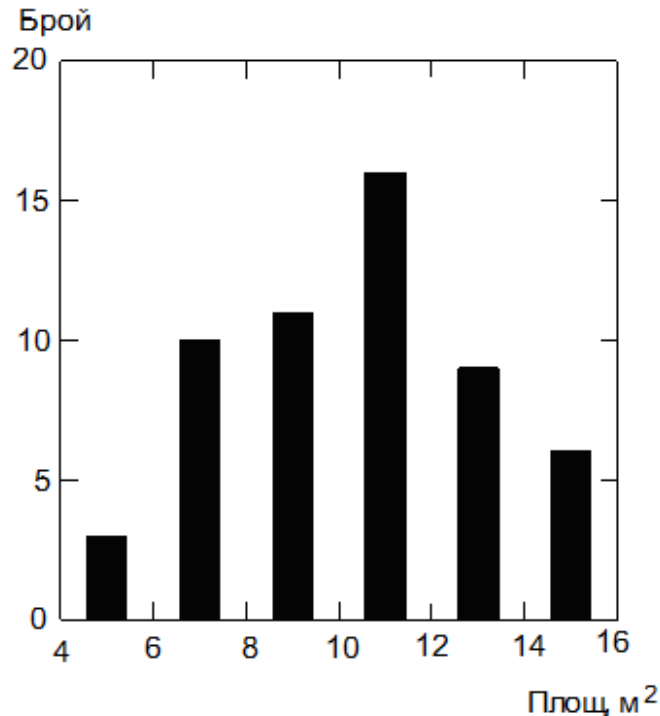
Среден брой на живеещите лица:

I вариант 5.15

II вариант 6.18.

⁴² Гатев, К. (1980). Въведение в общата теория на статистиката. С., Наука и изкуство, с. 71.

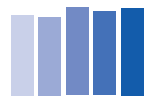
Фиг. 1. Разпределение на жилищата в славянското селище в местността Джеджови лозя - с. Попина, Силистренско, по площ (VI - XI век)



Тъй като няма други преки данни, за размера на домакинството може да се съди по размера на жилището. Съществуват сведения, че по това време белезите на териториалната община и на индивидуалното малко семейство вече се различават⁴³.

Приема се, че в най-малкото жилище са живеели най-малко двама души. При това положение пропорцията между останалия брой на членовете на домакинството към числото 2 е същата както границите на интервалите на отделните групи по размера на жилището към границите на първия интервал. Тази интересна закономерност прави правдоподобно направеното предположение. Според него средният брой на живелите в едно жилище е 5.15. Същевременно най-малкото жилище не е с площ 4 м², а с 4.84 м². Следователно посоченият среден брой би трябвало да се увеличи с пропорцията $4.84 : 4 = 1.2$. Тогава средният брой на обитавалите едно жилище е: $5.15 \times 1.2 = 6.18$. Същият среден брой се получава, ако се приеме втори вариант - предположение, че в най-малкото жилище са живеели трима души. Това води до заключението, че средният брой на обитавалите едно жилище (съответно средният брой на членовете на домакинството) е не по-малък от 6. Резултатите са поместени също в табл. 2.

⁴³ Въжарова, Ж. (1965). Цит. съч., с. 185.



Изследваните жилища се отнасят към VI - XI в., като са очертани два по-големи периода: първи - VI - VII в., и втори - до XI век⁴⁴. Средната площ на жилищата е почти еднаква и през двата периода и затова горните резултати не се променят.

При положение, че в едно селище е имало от 10 до 20 жилища, то броят на населението в него се е движел от 60 до 120 души.

Тъй като все пак интервалът от 10 до 20 жилища е сравнително твърде широк, необходимо е да се намери по-точно число. От данните за селищата, съществували в края на VI в.⁴⁵, може да се определи, че средният брой на жилищата в едно селище е 13 (по-точно медианният брой). Броят на случаите е малък - само 6, а две от селищата имат по едно жилище. Това навежда на мисълта, че броят на жилищата в едно селище е възможно да е бил по-голям. Затова числото 13 трябва да се възприема като минимален вариант. В такъв случай броят на обитавалите едно селище е около 80 души.

Въз основа на тези предположения може да се направи опит за оценка на броя на населението по българските земи в края на VI век.

В зависимост от възприетия брой на селищата се получава население от 640 до 1 120 хил. души, или средно 800 хил. души. Гъстотата на населението е от 6 до 10, или средно 7 души на 1 км². Това означава, че грешката при определянето достига до $\pm 30\%$.

Проверка на тези предположения е възможно да се направи и чрез някои други съществуващи данни. Известно е, че славянските и германските племена са се намирали приблизително на еднаква степен на социално-икономическо развитие. Известен е броят на някои германски племена. При преминаването на африканския бряг племето на вандалите е наброявало 80 хил. души⁴⁶. Според съобщението на Цезар племената узипери и тенктери са наброявали общо 180 хил. души, или средно на племе се получава по 90 хил. души. Приблизително броят на едно славянско племе се е движел около тези числа. Седемте славянски племена и северите са обитавали около 90 хил. км² площ (вкл. и във Влашката равнина). На племе са се падали около 11 хил. км², където средно могат да се разположат 1 000 селища. Получава се среден брой на едно племе 80 хил. души при гъстота на населението 7 души на 1 км².

Около 600 г. населението на Германия се оценява на 3 - 4 млн. души, или 6 - 8 души на 1 км² гъстота⁴⁷. В началото на VII в. населението на Англия според археологически данни и църковната история от Бед Преподобния (Bede The Venerable)

⁴⁴ Въжарова, Ж. (1965). Цит. съч., с. 156 - 159.

⁴⁵ Въжарова, Ж. (1974). Цит. съч.

⁴⁶ Heather, Peter (2005). *The Fall of the Roman Empire: A New History*. London, Macmillan, p. 512.

⁴⁷ Козлов, В. И. (1969). Динамика численности народов. Методология исследования и основные факторы. Москва, Наука, с. 240 - 241.

(673 - 735) е наброявало около 800 хил. души при гъстота 6 души на 1 км², като се има предвид, че значителна част от територията ѝ е била много рядко населена⁴⁸.

Посочените данни водят до извода, че броят на населението по българските земи към края на VI в. е бил около 800 хил. души при гъстота 7 души на 1 км².

По такъв начин към момента на образуването на българската държава (681 г.) и малко по-късно вероятно населението се е увеличило до 1 млн. души. Това увеличение идва от естествения прираст, продължаващото преселване на славяни на юг от Дунав и преселването на част от прабългарите по днешните български земи.

Тук се изкушавам да направя предположение относно съотношенията между основните етнически компоненти - славяни, местно население (траки и др.), прабългари, от които през следващите векове се формира единният български народ и с чувството за тази принадлежност продължава да съществува и до днес независимо от историческите превратности.

Разсъжденията в тази посока биха могли да бъдат следните. За да се наложи като национален един език, неговите носители трябва да са достатъчно многобройни. Така че славяните вероятно са достигали до половината от общото население (40 - 50%). За да се предадат достатъчно точно различни традиции, съществуващи и до днес, названия на населени места, местности, реки, планини и други обекти от страна на завареното от славяните местно население, то също трябва да е достатъчно многобройно (25 - 30%). Също така, за да се наложат държавнотворческото начало и управленските традиции, донесени от прабългарите, а и тяхното самоназвание, те също трябва да имат достатъчна численост (15 - 20%). За последните два компонента свидетелства и съвременният антропологичен състав на населението в България, където преобладават расовите типове, принадлежащи към средиземноморската раса.

След създаването на Първата българска държава (681 - 1018) също се забелязва растеж на населението⁴⁹.

Вече беше направена оценка за населението към 1365 година. Съгласно мненията и на други автори броят на населението към средата на XIV в. се е движел в границите 2 - 2.5 млн., или средно 2.2 млн. души при гъстота 20 души на 1 км².

Тези числа изглеждат приемливи, тъй като според някои мнения развитието на стопанството по българските земи по това време е в състояние да изхранва сравнително многобройно население (Вачева, 2008)⁵⁰.

⁴⁸ Reinard, Marcel, André Armengaud, Jacques Dupaquier (1968). Histoire générale de la population mondiale. Paris, Montchrestien, p. 65.

⁴⁹ История на България (1981). Том 2. Първа българска държава. С., БАН, с. 262.

⁵⁰ Вачева, Ем. (2008). Стопанският живот на българите според западноевропейските извори (края на XII - XIV в.). Диалог, кн. 4, с. 63 - 125.

Оценките на населението, давани от отделни автори за повече години, са поместени в табл. 3.

3. Някои алтернативни методи за оценка на населението

Освен използваните начини за оценка на населението съществуват и други, описани в литературата.

Един от тях е прилаган от Дж. Ръсел⁵¹. При него се търси връзка между броя на населението в най-големия град (най-често столицата) и останалите градове, подредени (ранжирани) по големина, и това на цялата страна или район от нея. Някои данни показват, че в най-големия град (евентуално столицата) живее около 1.5% от населението на страната. Същото се прави и с площта, която заемат тези градове.

За целта Дж. Ръсел използва някои разработки в математическата теория за подобни връзки и при други случаи, най-добре обосновани от Джордж Зиф (G. K. Zipf) (1902 - 1950)⁵², а в по-ново време - обсъдени от Джоф Кирби (Geoff Kirby)⁵³.

Формулата, която се предлага, е:

$$n_r = \frac{C}{r}, \quad (1)$$

където:

n_r е населението на град r ;

r - ранг (номер) на града сред градовете на страната;

C - константа.

Ако се започне с ранг 1, константата ще е населението на най-големия град в страната, а по-нататък - на останалите градове.

⁵¹ Russell, J. C. (1958). *Opt.cit.*, pp. 68 - 71.

⁵² Zipf, G. K. (1949). *Human Behaviour and the Principles of Least Effort*, Addison-Wesley.

⁵³ Kirby, Geoff (1985). *Zipf's Law*. *UK Journal of Naval Science*, Volume 10, No. 3, pp 180 - 185.

3. Оценки за броя на населението в България (съвременна територия) през Средновековието (VII - XIV в.) от някои автори

(Хиляди)

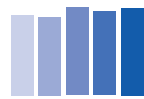
Години	McEvedy, Jones, 1978	Стоев, 1969	Петров, 1980	Аркадиев, 1986	Аркадиев, 1988
600	500	543	...	800
700	...	189	610	1100	1000
800	(700)	219	677	1250	...
850	1300	...
900	...	248	745	1450	...
950	1500	...
1000	800	304	812	1600	1600
1050	1700	...
1100	(850)	380	879	1700	...
1150	2000	...
1200	(900)	491	946	2200	...
1250	2300	...
1300	1000	623	1013	2400	2000
1350	...	710	...	2550	2200
1400	(700)	790	1081	2000	1700

Тъй като формулата не дава добри резултати за Англия за 1377 г., Ръсел я преобразува по следния начин:

$$n_r = \frac{C \times \left(1 + \frac{\sqrt{n-1}}{10} \right)}{r} \quad (2)$$

За да включи и площта на градовете, той предлага следния преобразуван вид на формула (2):

$$n_r = \frac{C \times \left(1 + \frac{\sqrt{r-1}}{10} \right)}{r} \quad (3)$$



Тази формула дава в относително изражение населението на всеки следващ град от това на най-големия. Ако най-големият град (номер 1) се приеме за 100, то следващите ще бъдат: 2 - 57, 3 - 39, 4 - 30, 5 - 24, 6 - 20, 7 - 18 и т.н.

Основното предположение, което Ръсел прави, е: „Изглежда, че след това, ако броят на населението на градовете или дори сравними измервания като области, попадат в схемата на топ градовете, това може да се използва, за да се направи оценка на общия брой на населението”⁵⁴.

В по-ново време интересът към предложената хипотеза се запазва. и Рейко Хайаши (Reiko Hayashi) прави опит да я усъвършенства. Идеите си тя излага в статията „Дългосрочна история на населението на света - възстановяване по данни от градовете”⁵⁵.

Авторката подчертава, че исторически с най-голяма надеждност са данните за населението на градовете. Същевременно, когато то се определя по площта им в резултат на археологически разкопки, трябва да се внимава и да се следи за нови проучвания.

Формула (1) тук се представя по следния начин:

$$P_n = P_1 \times \frac{1}{n} = P_1 \times n^{-1}, \quad (4)$$

където:

P_1 е населението на най-големия град;

P_n - населението на n -тия най-голям град.

От практическото приложение се установява, че роля в посочената връзка играе и наклонът на разпределението на градовете. Това се отразява във формула (4) по следния начин:

$$P_n = P_1 \times n^{-a}, \quad (5)$$

където a е абсолютната стойност на наклона на разпределението (параметърът на линейната функция, с която се описва връзката между броя на населението в съответния град или населено място и неговия ранг).

От различни примери на приложение може да се предположи, че обобщените рангове като правило се използват не само за големите градове, но и за цели общности

⁵⁴ Russell, J. C. (1958). *Opt.cit.*, p. 70.

⁵⁵ Hayashi, Reiko (2007). Long term world population history - A reconstruction from the urban evidence.- *Jinkogaku Kenkyu (The Journal of Population Studies)*, vol. 41, pp. 23 - 49, Tokyo, Japan.

(райони). В този случай с помощта на формула (5) общото население може да бъде изразено, както следва:

$$P_T = \sum_{n=1}^N (P_1 \times n^{-a}) = P_1 \times \sum_{n=1}^N n^{-a}, \quad (6)$$

където:

P_T е общият брой на населението;

N - броят на общностите (районите).

Паоло Маланима (Paolo Malanima) използва за оценка на броя на населението две формули, първата от които е за определяне на експоненциален растеж, а втората е уравнението на логистичната функция⁵⁶.

Първата формула в неговото представяне има следния вид:

$$P_i = \frac{P_e}{(1+r)^n}, \quad (7)$$

където:

P_i е населението в началото на периода (неизвестното);

P_e - населението в края на периода (известното);

r - темпът на прираста (възможно повече от 0.002 или 0.003 на година);

n - броят на годините между P_e и P_i .

Втората формула се прилага за нагаждане на тренда в изменението на населението между две години. Тя има следния вид (в конкретното изследване):

$$P = \frac{P_{1300}}{1 + P_{1100} e^{-rt}}, \quad (8)$$

където:

P е населението за съответната година (неизвестното);

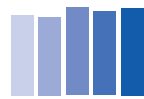
P_{1300} и P_{1100} - населението в годините в края и началото на периода (известното);

r - темпът на прираста за годината t ;

e - основа на натуралните логоритми (2.7182...).

С развитието на електронноизчислителната техника и програмното й осигуряване не са подминати и теми, свързани с установяване на броя на средновековното население. За целта в интернет се предлагат калкулатори за неговото

⁵⁶ Malanima, Paolo (2010). Energy and Population in Europe, The Medieval Growth (10th - 14th Centuries). Institute of Studies on Mediterranean Societies (ISSM), pp. 3 - 4.



изчисляване в различни варианти и подробности. Те се основават на статия на С. Джон Рос (S. J. Ross) със заглавие „Средновековната демография се прави лесно“⁵⁷.

По-нататък можем да пристъпим към изчисляване на населението и проверка на направените досега оценки.

За целта се нуждаем от населението на градовете и най-вече на най-големия град.

За съжаление, по темата за градовете има много публикации, част от които съдържат изключително много факти, но отсъства количественото им обобщаване. Ако има такава, то е преди всичко словесно.

Това личи в разработките на Павел Мурджев⁵⁸, Галина Грозданова⁵⁹ и много други.

Срещаме таблица с данни за ранновизантийските крепости у Венцислав Динчев⁶⁰. Там, наред с други данни, са включени размерите на защитената площ (в хектари), но тя обикновено не отразява цялата заселена площ. Подобно е положението при Димитър Овчаров за ранновизантийските и българските крепости⁶¹.

Както отбелязва Й. Андреев, за числеността на населението, обитавало българските градове, липсват всякакви конкретни данни и направените археологически проучвания в повечето случаи са частични и не обхващат цялата площ на градските селища. Той прави и оценка на населението на Търново и на Месемврия (Несебър) към средата на XIV век. Според него населението на Търново не е превишавало 15 хил. души, а на Месемврия - 5 хил. души⁶².

В книги на известния икономически историк Пол Бирош (Paul Vairoch) (1930 - 1999) се съобщават оценки за броя на населението на някои български градове. Една от тези книги (в съавторство с Жан Бату и Пиер Шевр) е „Населението на европейските градове: 800 - 1850: базата данни и обобщен анализ на резултатите“⁶³, а втората - „Градове и икономическо развитие: от зората на историята до наши дни“⁶⁴.

⁵⁷ Ross, S. J. (1993 - 2013). Medieval Demographics Made Easy.

<http://www222.pair.com/sjohn/blueroom/demog.htm>.

⁵⁸ Murdzhev, Pavel (2008). The Medieval Town in Bulgaria, Thirteenth to Fourteenth Century. A PhD Dissertation, University of Florida. http://etd.fcla.edu/UF/UFE0024053/murdzhev_p.pdf.

⁵⁹ Грозданова, Г. (2011). Цит. съч.

⁶⁰ Динчев, В. (2006). Ранновизантийски крепости в България и съседните земи (в диоцезите Thracia и Dacia). Разкопки и проучвания, кн. XXXV, с. 81 - 88.

⁶¹ Овчаров, Д. (1982). Византийски и български крепости V - X век. С., БАН, 1982.

⁶² Андреев, Й. (1992). Цит. съч., с. 26 - 28.

⁶³ Vairoch, P., J. Batou, P. Chèvre (1988). La population des villes européennes: banque de données et analyse sommaire des résultats, 800 - 1850. Genève, Droz.

⁶⁴ Vairoch, P. (1991). Cites and Economic Development: From the Dawn of History to the Present. Chicago, University of Chicago Press.

В първата книга се посочва, че населението на столицата Преслав по времето на цар Симеон е 30 хил. души⁶⁵. Тук се дават оценки на населението и на някои други български градове. Те са построени по специална методика⁶⁶. За обсъждания период 800 - 1400 г. оценките за броя на населението са поместени в табл. 4.

4. Средновековни български градове по оценки за броя на населението по години през периода 800 - 1400 година

Градове	(Хиляди)					
	800	900	1000	1200	1300	1400
Шумен*	15	...
Пловдив	20	20	20	18
Преслав	30	60	30	...	20	...
Русе	8	...
Силистра	5	...
Сливен	8	...
София	20	20
Варна	5	...
Велико Търново	20	35	35	...
Видин	6	...

* В оригинала е посочен като Коларовград - името на града от 1950 до 1965 година.
Източник: Vairoch, Batou, Chèvre, 1988, p. 13.

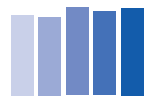
Във втората книга се коментират много важни факти от българската средновековна история, свързани преди всичко с развитието на градовете.

Специално се подчертвя развитието на урбанизационния растеж в България: „Но не можем да напуснем славянския свят и вековете, оценявани тук, без да говорим за урбанизационния цъфтеж на Балканите и в частност на България”.

По-нататък се проследява развитието на двете първи столици на Първата българска държава и се прави оценка на броя на населението им: „Създаването на Българското кралство или империя, както някои го наричат, предизвиква свеж изблик на урбанизационен растеж. В края на седми век новата столица Плиска е построена от нулата, следвайки класически и византийски модел. Около 800 г. този столичен град изглежда да е имал население от 30 до 40 хил. По-късно, в 893 г., при започването на царуването на Симеон, българският „Charlemagne” (Карл Велики), столицата на

⁶⁵ Vairoch, P., J. Batou, P. Chèvre (1988). *Opt.cit.*, pp. 13, 94.

⁶⁶ Vairoch, P., J. Batou, P. Chèvre (1988). *Opt.cit.*, pp. 287 - 300.



кралството се премества в Преслав, който бързо става много голям град. Около средата на десети век преславското население се оценява на 60 хил. Ако, както изглежда вероятно, това число е коректно, Преслав около 950 г. е бил най-големият град в немюсюлманска Европа, с изключение на Константинопол... ”.

Изводът, който се прави по отношение на градското население в България по това време, е следният: „Наред с Преслав и съществуващите други сравнително големи градски центрове България трябва да е била заедно с Италия най-урбанизираният район на християнска Европа”.

Следва и оценката за средновековна България и нейните столици: „Или да вземем историята на Търново или Преслав в България, два града, снишени под османско владичество, които са били в един период през Средновековието последователните столици на престижна страна”^{67,68}.

Тук възниква и въпросът колко са били градовете в България. В „Повести временных лет” се съобщава, че „Светослав надвил българите, превзел 80 техни крепости на Дунава...” (967 г.)⁶⁹. От този текст следва, че броят на градовете е бил не по-малък от 80, а вероятно по-голям.

Въз основа на посочените възможности можем да пристъпим към определяне на броя на населението по някои от предлаганите начини.

Най-лесно може да се направи проверка за съотношението на населението между трите български държави в средата на XIV век. Ранговете са: 1 - Търновско царство, 2 - Видинско царство, и 3 - Добруджанско деспотство. Тук (за разлика от повечето случаи) е известен броят на населението във втория район - Видинското царство. По формула (1) определяме по обратен ред, че районът с ранг 1 има население $(2 \times 600\,000) = 1\,200\,000$. Район 3 има население $(1\,200\,000 / 3) = 400\,000$. Общият брой на населението е равен на $(1\,200\,000 + 600\,000 + 400\,000) = 2\,200\,000$ души. Резултатът съвпада с приетата оценка за общия брой, макар че съотношението между трите български държави е малко по-различно.

Ако използваме данните на Ръсел, че в столицата (най-големия град) живее 1.5% от населението на държавата (района), ще получим резултатите, показани в табл. 5.

⁶⁷ Vairoch, P. (1991). *Opt.cit.*, p. 123.

⁶⁸ Изкуших се да поместя по-голям цитиран текст, отколкото обичайно е прието, защото това е един от редките случаи, когато за нашата страна в чуждестранната историческа литература се дават добри оценки. Вероятно това се дължи на факта, че Пол Берош е роден в малка страна (Белгия) и завършва жизнения си път в подобна (Швейцария). Явно на него не му е присъщо високомерното отношение към България на авторите от големите западни страни.

⁶⁹ Петров, П., В. Гюзелев (1978). В. Христоматия по история на България. Том 1. Ранно средновековие - VII - XII век. С., Наука и изкуство, с. 248.

5. Оценка за броя на населението на България според броя на населението на столичния град при 1.5% от това за страната

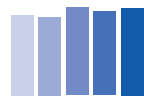
Столици	Години	Население - хил.	
		градове	оценка за страната
Плиска	800	30 - 40	2000 - 2667
Преслав	900	60	4000
	1000	30	2000
Велико Търново	1200	35	2333
	1300	35	2333
	1350	15 - 25	1000 - 1667

Източник: Vaïroch, Batou, Chèvre, 1988, p. 13; Vaïroch, 1991, p. 123; Андреев, 1992, с. 26 - 28.

При този подход в повечето случаи се получава по-многобройно население, отколкото са направените оценки. Но всъщност няма никакво доказателство, че населението на най-големия град (столицата) представлява 1.5% от цялото население на страната.

Ако се приеме, че все пак има доближаване до истината, някои от тези числа биха могли да се тълкуват и като брой на населението в тогавашните граници на българската държава. Например към 800 г. населението да е било между 2 и 2.7 млн., а към 950 г. - съответно между 2 и 4 млн. души, и т.н. Но това е само една от възможните хипотези.

Ако се използва формула (1), респ. (4), и формула (2), за 80 града резултатите ще бъдат, посочените в табл. 6.



**б. Оценки за броя на градското население на средновековна
България по формулите на Дж. К. Ръсел**

(Хиляди)

Формули	Брой население на		
	най-големия град	градове с над 10 хил. жители	всички градове
(1)	15	44	74
	25	73	124
	30	88	149
	40	117	199
	60	176	298
(2)	15	49	97
	25	82	161
	30	98	193
	40	131	258
	60	197	386

Следващият въпрос се отнася до относителния дял на градското население, за да може да се установи общият му брой, тъй като практически за България не са на разположение данни за повечето градове.

Отговор на този въпрос се дава в няколко публикации, в които се правят подобни оценки.

П. Маланима определя 5.2% градско население в градовете с над 10 хил. души население общо за Балканите през 1300 г., за Италия - 18%, за Франция - 5.2%, за Европа (без Русия) - 5.4 %⁷⁰.

Мартен Боскер (Maarten Bosker), Елтио Буринг (Eltjo Buringh) и Ян ван Занден (Jan Luiten van Zanden) дават абсолютния брой и относителния дял на градското население в градовете с над 10 хил. жители от 800 до 1800 година през 100 години⁷¹. За съжаление, данните за България и Румъния са представени заедно, а има такива и за Балканите. За България и Румъния съответните относителни дялове по години са: 800 - 2.3%, 900 - 4.1%, 1000 - 4.4%, 1100 - 3.7%, 1200 - 4.9%, 1300 - 6.0%, 1400 - 5.3%. По

⁷⁰ Malanima, P. (2010). *Opt.cit.*, tab. 2.

⁷¹ Bosker, Maarten, Eltjo Buringh, and Jan Luiten van Zanden (2008). *From Baghdad to London: The dynamics of urban growth in Europe and the Arab world, 800 - 1800*. Utrecht University, Centre for Economic Policy Research, Discussion paper, vol. 6833, tab. 1, 2.

същество общият брой на населението е представен по МакЕведи и Джоунс. Посочените величини предизвикват съмнение за подценяване на действителния размер на отразената категория градско население. Все пак в отсъствието на по-добри оценки те са някаква база.

Тук са възможни много варианти при посочените условия.

Ако приемем, че относителният дял на градското население в градовете с над 10 хил. души е 5%, то за данните от табл. 6 ще се получи следното. По формула (1) броят на населението за страната е (хиляди): 880; 1 460; 1 760; 2 340; 3 520. По формула (2) съответно броят е (хиляди): 980; 1 640; 1 960; 2 620; 3 040. При съответния брой на населението в най-големия град може да се определи и този за страната като цяло.

При използването на различните калкулатори за определяне на средновековното население също не се получават полезни резултати, тъй като основните параметри, при които стават изчисленията - територия, гъстота на единица площ, възраст на царството - всъщност в повечето случаи са неизвестни.

Общият извод е, че обсъдените подходи в повечето случаи не дават приемливи оценки за населението на българските земи през тази епоха. Една от основните причини, която многократно беше отбелязвана, е практическото отсъствие на нужните сведения, за да могат да се приложат тези начини за оценка.

4. Предложение за броя на населението на средновековна България в съвременните граници

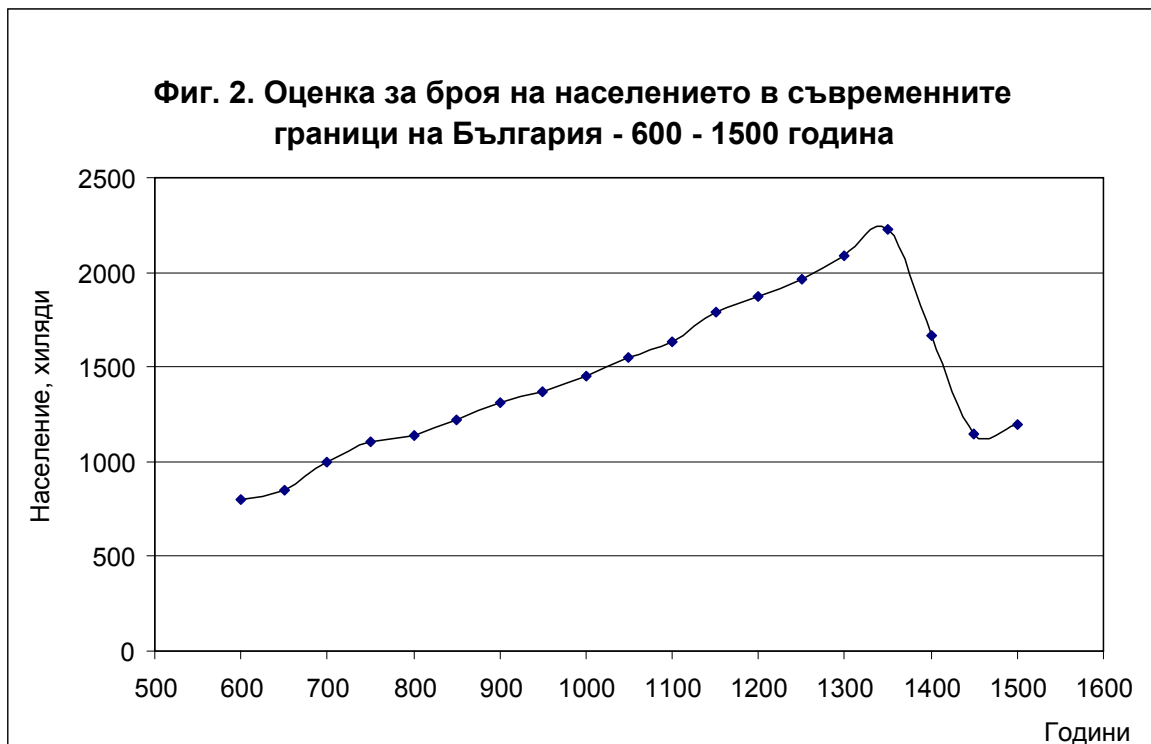
В заключение ще посоча оценките на броя на населението през жалонните моменти, използвайки средногодишния темп на растеж между тях: 700 г. - 1.0 млн., и 1350 г. - 2.2 млн. души. Растежът на населението между отделните петдесетилетия е коригиран в зависимост от броя на годините с войни, нашествия и други бедствия (табл. 1). Резултатите са поместени в табл. 7, а графичното им изображение може да се види на фиг. 2.



**7. Оценка за броя на населението през
Средновековието в съвременните граници на
България**

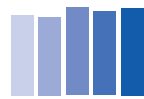
Години	Население	
	абсолютен брой - хил.	средногодишен темп на прираста - ‰
600	800	-
650	850	1.2
700	1000	3.3
750	1100	1.9
800	1140	0.7
850	1220	1.4
900	1315	1.5
950	1370	0.8
1000	1450	1.2
1050	1550	1.4
1100	1640	1.2
1150	1790	1.8
1200	1870	0.9
1250	1970	1.1
1300	2090	1.2
1350	2230	1.3
1400	1670	-5.9
1450	1150	-7.6

В крайна сметка се оказва, че от VII до средата на XIV в. на условната територия, върху която съществува днес българската държава, броят на населението се е увеличил от 0.8 млн. до 2.2 млн. души. Това прави близо три пъти увеличение (точно 2.75 пъти). Средногодишният темп на прираста е 1.4%.



Този растеж би могъл да се сравни с растежа за отделни държави и територии, за които има сравнително достоверни данни за броя на тяхното население. Така например Англия, която е част от Обединеното кралство, има почти същата площ колкото съвременна България. Нейното население нараства от 0.8 млн. до 2.5 млн. души⁷², като увеличението е повече от три пъти (3.125). Средногодишният темп на прираста е 1.5%.

⁷² Broadberry, St., Br. M. S. Campbell, Bas van Leeuwen (2010). English Medieval Population: Reconciling Time Series and Cross Sectional Evidence. File: MedievalPopulation7, 27 July 2010. <http://www2.warwick.ac.uk/fac/soc/economics/staff/academic/broadberry/wp/medievalpopulation7.pdf>.



РАСТЕЖЪТ НА НАСЕЛЕНИЕТО В СРЕДНОВЕКОВНА БЪЛГАРИЯ

*Димитър Аркадиев**

РЕЗЮМЕ В статията се обсъжда проблемът за броя на населението и неговия растеж в средновековна България (VII - XIV век). Посочено е, че изворовата база е твърде ограничена. Обсъдени са наличните оценки за броя на населението на различни автори. Авторът на статията предлага своя оценка за броя на населението в съвременните териториални граници на България. Тя се основава на броя на населените места, на жилищата и на живеещите в тях към началото на VII в. според данните от археологически проучвания. Друга опорна точка е броят на населението на Видинското царство в средата на XIV век (600 хил. души). Резултатите се сравняват с оценките, получени по други методи, описани в литературата. Броят на населението в началото на VII в. (600 г.) се оценява на 800 хил. души, а към средата на XIV в. (1350 г.) - на 2 230 хил. души. Между тях оценките са на всеки 50 години. Те са определени чрез моделиране на растежа с броя на годините във войни, природни бедствия, епидемии и други. Населението се е увеличило около три пъти между началната и крайната оценка.

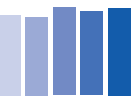
* Д-р, професор във ВТУ „Св.св. Кирил и Методий” - Велико Търново; e-mail: arkadiev@abv.bg.

РОСТ НАСЕЛЕНИЯ В СРЕДНЕВЕКОВОЙ БОЛГАРИИ

*Димитр Аркадиев**

РЕЗЮМЕ В данной статье рассматривается проблема о численности населения и его росте в средневековой Болгарии (с VII по XIV век). Подчеркивается, что база источников весьма ограничена. Обсуждаются имеющиеся оценки численности населения разных авторов. Автор статьи предлагает свою оценку численности населения в современных территориальных границах Болгарии. Она основывается на числе населенных пунктов, жилищ и проживающих в них к началу VII века на основе данных с археологических исследований. Другим основным пунктом является численность населения Видинского царства в середине четырнадцатого столетия (шестьсот тысяч человек). Полученные результаты сравнивают с оценками, полученными другими методами, описанными в литературе. Численность населения в начале VII столетия (600 год) оценивается в 800 000 человек, а к середине четырнадцатого (1350 год) - в 2 230 000 человек. Оценки между ними произведены через каждые пятьдесят лет. Они определены путем моделирования роста с использованием числа лет войн, стихийных бедствий, эпидемий и других. Население возросло примерно в три раза между первоначальной и конечной оценкой.

* Д-р, профессор ВТУ „Св.св. Кирилл и Мефодий” – г. Велико Тырново; электронная почта: arkadiev@abv.bg.



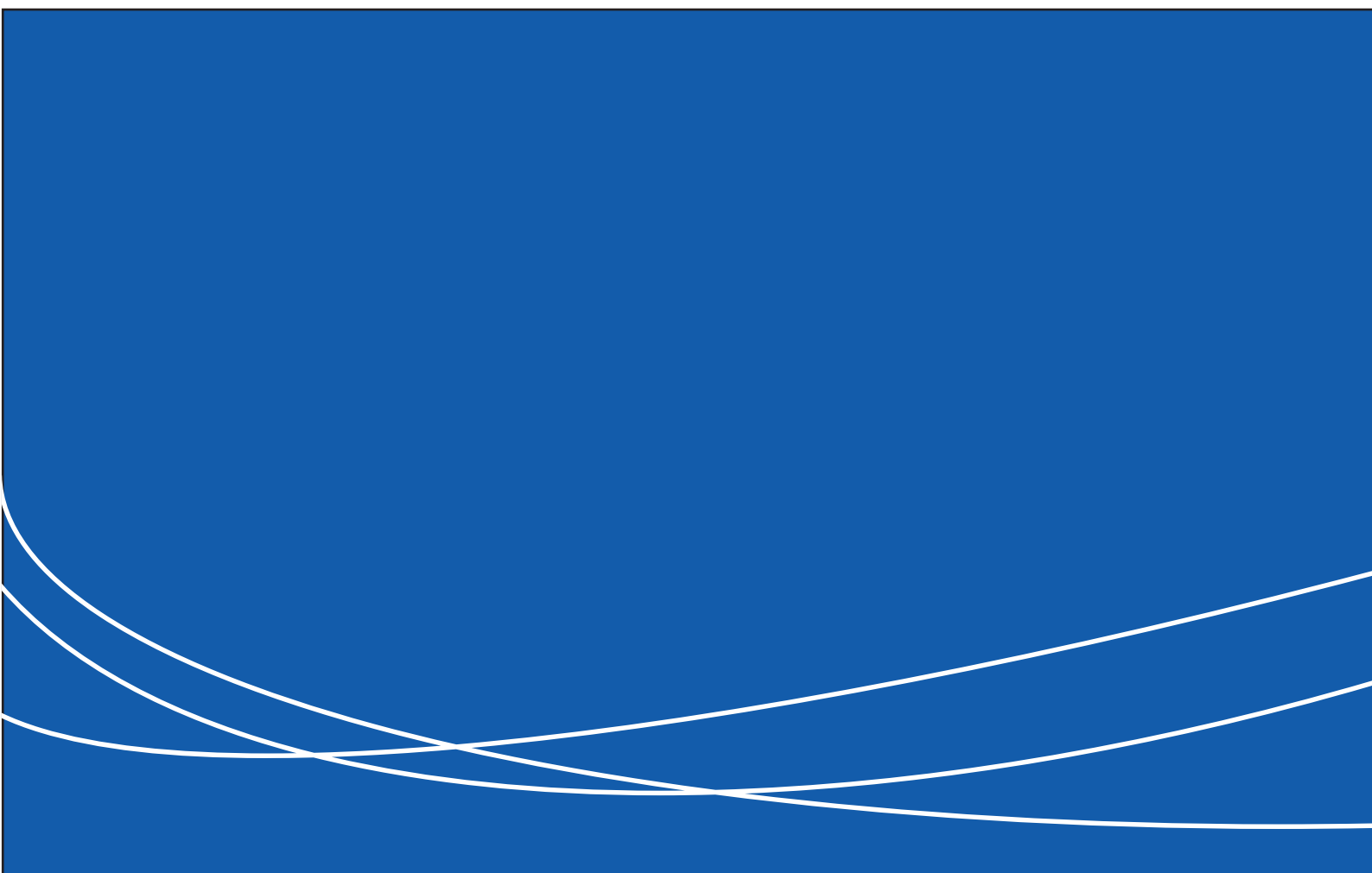
POPULATION GROWTH IN MEDIEVAL BULGARIA

*Dimitar Arkadiev **

SUMMARY The article discusses the problem of population numbers and its growth in medieval Bulgaria (VII - XIV century). It is stated that the source base is limited. Discussed are the available estimates of the population numbers provided by various authors. The author of the article offers his assessment of the population numbers in the modern territorial borders of Bulgaria. It is based on the number of settlements, housing and the people living in them at the beginning of VII century according to the archaeological studies. Another strong point is the population of Vidin kingdom in the middle of the fourteenth century (600 thousand people). The results are compared with the estimates obtained by other methods described in the literature. The population numbers at the beginning of VII century (600) is estimated at 800 thousand people and by the middle of the fourteenth century (1350) - to 2230 thousand people. Between them the evaluations are every 50 years. They are determined by modeling the growth with the number of years in wars, natural disasters, epidemics and other. Population has increased about three times between the initial and final assessment.

* Ph.D., Professor at "St. Cyril and Methodius" University -Veliko Tarnovo; e-mail: arkadiev@abv.bg.

**ИНФОРМАЦИИ, РЕЦЕНЗИИ,
КОНСУЛТАЦИИ**



**ИНФОРМАЦИЯ ЗА УЧАСТИЕ В ОБУЧИТЕЛЕН КУРС
„НАЦИОНАЛНИТЕ СМЕТКИ В ПРАКТИКАТА” -
ХАГА, НИДЕРЛАНДИЯ**

*Юлия Панайотова**



От 16 до 27 ноември 2014 г. в Хага, Нидерландия, се проведе обучителен курс на тема „Националните сметки в практиката”. Организатори бяха Статистическата служба на Нидерландия и Евростат. В курса участваха представители на статистическите служби на Албания, Австрия, България, Дания, Естония, Ирландия, Косово, Латвия, Люксембург, Малта, Обединеното кралство, Полша, Румъния, Унгария, Финландия, Хърватия, Чешката република, Швейцария, представители на Националната банка на Белгия и Европейската централна банка, работещи в областта на националните сметки. Лектори на курса бяха: г-н Жерард Единг - директор на дирекция „Национални сметки” на Нидерландия, г-н Лео Хиестра, г-н Пит Вербиест, г-н Марсел Поме, г-н Ален Гале, г-н Дирк ван дер Берген, г-н Брам Едънс, г-н Нико ван Стокром, г-н Роналд Нелис, г-н Ален Себо, г-жа Мария Питзчек, г-жа Магда Нютнер, г-н Джоузеф Бонело, г-н Ян Ремейкър, г-н Ариж инт Велт и г-н Марк де Хаан от Статистическата служба на Нидерландия.

Целта на срещата беше придобиване на теоретически и практически познания в областта на тримесечните и годишните национални сметки. По време на курса бяха разгледани следните теми:

- **Общ преглед на Европейската система от сметки (ЕСС 2010).** Изтъкната беше ролята на ЕСС 2010 като международна (за европейските държави), съгласувана, последователна и обобщена съвкупност от икономически сметки, баланси и таблици за систематично и детайлно описание на икономиката.

* Главен експерт в отдел „Нефинансови национални сметки”, дирекция „Макроикономическа статистика”, НСИ; e-mail: YPanayotova@nsi.bg.

- **Статистически единици.** Резидентността на единиците се определя при спазването на основния принцип - центърът на икономическите интереси („преобладаващи” в смисъла на последните изменения в ЕСС 2010 (predominant economic interest). Дефинирането на единиците и групировките от единици, използвани в „Национални сметки”, се осъществява в пряка зависимост от икономическия анализ, за който са предназначени. В изложението на лекциите беше акцентирано върху определяне на границите на националната икономика и уточняване на понятията „икономическа територия” и „център на икономически интерес”, „резидентни” и „нерезидентни” единици. При анализа на процеса на производство от първостепенна важност е да бъдат избрани единици, които да извеждат връзките от технико-икономически характер, за да се анализират потоците, които влияят на дохода, операциите с капитал, финансовите операции и балансните таблици, както и единици, които да дават възможност за изследване на връзките между икономическите агенти.

Обсъдено беше определението на „институционална единица”, характеризираща се с постоянство на поведението и независимост при вземане на решения при изпълнение на основните си функции. Дадена резидентна единица се разглежда като образуваща институционална единица, ако тя има независимост по отношение на основната си функция, поддържа пълен набор от сметки или би било възможно както от икономическа, така и от юридическа гледна точка да съставя пълен набор от сметки, ако такива са били изискани. Институционалните единици се групират в институционални сектори и подсектори. Разграничаваме пет вида институционални сектори - Нефинансов сектор, Финансов сектор, Държавно управление (Централно и местно държавно управление и Социалноосигурителни фондове), Домакинства и Нетърговски организации, обслужващи домакинствата (НТООД).

- **Потоци, наличности и правила за отразяване в Системата на националните сметки**

- **Операции със стоки и услуги.** В ЕСС се разграничават следните основни категории операции с продукти: Продукция, Междинно потребление, Разходи за крайно потребление, Фактическо крайно потребление, Бруто образуване на основен капитал, Износ на стоки и услуги, Внос на стоки и услуги. Операциите се отчитат в съответните сметки. Когато към ресурса, оценен по базисни цени, добавим данъците минус субсидиите върху продуктите, получаваме оценката му по

цени на производител. Използването се оценява по цени на купувач, като цените на купувач са равни на цените на производител плюс търговската и транспортната надбавка.

- **Таблиците „Ресурс - Използване“** показват цялата икономика по отрасли и по продукти, а така също и връзките между компонентите на брутната добавена стойност, вложените ресурси и продукцията на отрасъла и предлагането и търсенето на продукти. Таблиците „Ресурс - Използване“ свързват различните институционални сектори на икономиката, като са предоставени данни за вноса и износа на стоки и услуги, разходите на държавното управление, разходите на домакинствата и на нетърговските организации и за капиталобразуването.

Изготвянето на таблиците „Ресурс - Използване“ позволява анализ на съпоставимостта и последователността на елементите от национални сметки в единна детайлна рамка и чрез обединяване на компонентите на трите метода за измерване на брутния вътрешен продукт (т.е. производство, доходи и разходи) - сметки „Стоки и услуги“, „Производствена сметка“ и „Формиране на дохода“, прави възможно извършването на единна оценка на БВП.

Упражненията, свързани с тази тема, имаха за цел изясняване и разрешаване на някои проблеми, възникващи в процеса на съставянето на таблиците; методи и начини за тяхното балансиране.

- **Сметки за доходите** - от сметка „Формиране на дохода“ до сметка „Използване на дохода“.

Формиране на дохода - отразява доходите като елемент на добавената стойност на етапа на нейното създаване. Разисквани бяха възнагражденията в натура и първичното разпределение на дохода, отразяващо движението на доходи от секторите, в които са създадени, към секторите, които ги получават, като резултат от участието им в производствения процес.

Вторично разпределение на дохода - отразява преразпределението на доходите чрез системите на социалното осигуряване и застраховането.

Преразпределение на дохода в натура - отразява преразпределението на социалните трансфери в натура - не се включват възнагражденията в натура.

Използване на располагаемия доход - отразява разходите на домакинствата, на държавното управление и на нетърговските организации, обслужващи домакинствата, за крайно потребление (индивидуално и колективно) и се балансира със спестяването. В сметка „Използване на дохода“ е въведена

коригиращата позиция „корекция за изменение на нето активите на домакинствата в пенсионните фондове”, обусловена, от една страна, от третирането на вноските и изплащането на пенсии от пенсионните фондове в сметка „Вторично разпределение на дохода” като социални трансфери, а от друга - поради третирането на домакинствата като собственици на резервите на пенсионните фондове във финансовата сметка.

- **Трансакции с продукти**

Разгледани бяха основните методологически принципи и дефиниции, залегнали в ЕСС 2010, за основните категории на тези трансакции: граници на производство, класификации на продукцията/продуктите, измерване и оценка на продукцията, междинно потребление, време за отчитане и остойностяване, крайно потребление и категории на крайното потребление, остойностяване на вноса и износа на стоки и услуги.

- **Производство - разгледани бяха следните три типа:**

- Пазарна (критерий - 50%) - оценяването ѝ се осъществява по базисни цени. Основен критерий за разграничаване е т.нар. 50% критерий, съгласно който пазарна е продукцията на тези институционални единици, която се продава по икономически значими цени и приходите от продажби превишават 50% от производствените разходи. Приходите от продажбите не включват плащанията за покриване на общия дефицит, но включват субсидиите, свързани с продукцията. Разходите, направени за собствено капиталобразуване, се изключват.

- Продукция за собствено крайно потребление - оценява се по базисни цени на сходни стоки, продавани на пазара.

- Друга непазарна продукция - оценява се по себестойност, т.е. по елементи на разходите като сума от вложеното производствено потребление на стоки и услуги, възнаграждения за труд, потребление на основен капитал.

- **Междинно потребление** - включва суровини, материали и други малощенни и малотрайни предмети, както и услуги, закупени от производителите и вложени в процеса на производството. Оценява се по покупни цени, т.е. по пазарни цени към момента и мястото на доставката до купувача.

- **Крайно потребление** - крайни потребителски разходи (разходи, направени от резидентните единици за непосредствено задоволяване на индивидуалните и колективните потребности), фактическо крайно потребление (стоки и услуги, придобити от резидентните единици). Вносът и износа се

оценяват по цени FOB. В таблиците „Ресурс - Използване” вносът по продукти е по цени CIF и това е причината да се въведе корекция CIF/FOB (в колоната на общия внос).

Крайните потребителски разходи включват: крайни потребителски разходи на домакинствата, крайни потребителски разходи на правителството, крайни потребителски разходи на нетърговските организации, обслужващи домакинствата.

- **Тримесечни национални сметки.** Беше подчертано, че тримесечните национални сметки представят състоянието и тенденциите в развитието на икономиката в краткосрочен план и са основен индикатор за определяне на икономическата политика на макроравнище в рамките на годината. Тяхната цел е да покажат изменението на основните показатели за кратък период, основавайки се на по-ограничената по обем информация, налична по тримесечия.

Годишните секторни сметки на Нидерландия се разработват на три етапа - експресни оценки, предварителни оценки и окончателни данни. От експресните оценки до предварителните оценки не настъпват съществени промени, тъй като времето между тях е кратко. Смята се, че използваните източници за съставянето на тези два типа данни не са достатъчно достоверни и затова съществува разлика в сравнение с окончателните секторни сметки, където всички източници са проверени обстойно. На всеки пет години се прави обща ревизия на данните.

Основните източници на информация, използвани за съставяне на сметките за отделните институционални сектори, са:

- **Финансов сектор** - данните се получават от Националната централна банка, монетарните финансови институции, взаимоспомагателните фондове, застрахователните предприятия и пенсионните фондове. Информацията за застрахователните предприятия и пенсионните фондове е само годишна и недостатъчно детайлизирана, поради което често произтичат проблеми, свързани с нейното балансиране.

Държавно управление - основният източник на данни е държавният бюджет и съответно приходите и разходите на министерствата, социалноосигурителните фондове и данъчните институции. Съществуват някои специфични проблеми, свързани с годишните отчети и функционалната класификация COFOG.

- **Нефинансов сектор** - данните се получават от годишните отчети и баланси. Големите предприятия попълват и допълнителен въпросник за печалбата и

загубата. Съществува специализирано звено, което следи отчитането на големите корпорации.

Сектор „Домакинства” - основен източник на информация са данъчните декларации за доходите, изследването на домакинските бюджети и изследването на заетостта на домакинствата.

Основните проблеми са свързани със скритата икономика, границите на статистическите изследвания и крайното използване на домакинствата. Източниците на информация за НТООД и сектор „Останал свят” имат аналогични проблеми както при останалите институционални сектори, т.е. изчерпателното и достоверно отчитане на данните, като при НТООД се наблюдава липса на информация. Основни източници на данни за НТООД са наблюденията на благотворителни институции, спортни клубове; като второстепенни източници се използват и медиите.

За сектор „Останал свят” се използва платежният баланс, разработван от Централната банка, която събира и поддържа информация за всички плащания и за тяхното отчитане.

Всяка лекция беше последвана от практически упражнения и дискусии. Упражненията имаха за цел да покажат практическото разработване на цялостната система на националните сметки.

**ИНФОРМАЦИЯ ЗА УЧАСТИЕ В ОБУЧИТЕЛЕН КУРС
„НАЦИОНАЛНИТЕ СМЕТКИ В ПРАКТИКАТА” -
ХАГА, НИДЕРЛАНДИЯ**

*Юлия Панайотова**

РЕЗЮМЕ На проведения от 16 до 27 ноември 2014 г. обучителен курс в Хага, Нидерландия, организиран от Статистическата служба на Нидерландия и Евростат, участваха представители на 18 статистически служби, Националната банка на Белгия и Европейската централна банка. Лекторите бяха предимно от Статистическата служба на Нидерландия.

Целта на срещата беше придобиване на теоретически и практически познания в областта на тримесечните и годишните национални сметки.

Разгледани бяха следните основни теми:

- Общ преглед на Европейската система от сметки (ЕСС 2010)
- Потоци, наличности и правила за отразяване в Системата на националните сметки
- Операции със стоки и услуги
- Таблици „Ресурс - Използване“
- Сметки за доходите - от сметка „Формиране на дохода“ до сметка „Използване на дохода“
- Трансакции с продукти
- Междинно потребление
- Крайно потребление
- Продукция
- Тримесечни национални сметки.

Всяка лекция беше последвана от практически упражнения и дискусии. Упражненията имаха за цел да покажат практическото разработване на цялостната система на националните сметки.

* Главен експерт в отдел „Нефинансови национални сметки”, дирекция „Макроикономическа статистика”, НСИ; e-mail: YPanayotova@nsi.bg.

ИНФОРМАЦИЯ ОБ УЧАСТИИ В УЧЕБНОМ КУРСЕ ПО ТЕМЕ „НАЦИОНАЛЬНЫЕ СЧЕТА В ПРАКТИКЕ” - Гаага, Нидерланды

*Юлия Панайотова**

РЕЗЮМЕ В ходе проведенного с 16 по 27 ноября 2014 года учебного курса в Гааге, Нидерланды, организованного Статистическим бюро Нидерландов и Евростатом, приняли участие представители 18 статистических управлений, Национального банка Бельгии и Европейского центрального банка. Лекторы были в основном из Статистического бюро Нидерландов.

Целью курса было приобретение теоретических и практических знаний в области квартальных и годовых национальных счетов.

Были рассмотрены следующие основные темы:

- Общий обзор Европейской системы счетов (ESA 2010).
- Потоки, наличности и правила отражения в Системе Национальных Счетов
- Операции с товарами и услугами.
- Таблицы „Ресурс – Использование”.
- Счета о доходах – начиная со счета „Формирование доходов” и заканчивая счетом „Использование доходов”.
- Продуктовые трансакции.
- Промежуточное потребление.
- Конечное потребление.
- Продукция.
- Квартальные национальные счета..

За каждой лекцией следовали практические занятия и дискуссии. Упражнения были направлены на то, чтобы продемонстрировать практическую разработку общей системы национальных счетов

* Главный эксперт в отделе Нефинансовых национальных счетов, дирекция „Макроэкономическая статистика”, НСИ; электронная почта: YPanayotova@nsi.bg.

**INFORMATION FOR PARTICIPATION IN
'NATIONAL ACCOUNTS IN PRACTICE' TRAINING COURSE -
THE HAGUE, NETHERLANDS**

*Yulya Panayotova**

SUMMARY The training course held 16 - 27 November 2014 in The Hague, Netherlands, organized by the Statistical Office of the Netherlands and Eurostat, was attended by representatives of 18 statistical offices, the National Bank of Belgium and the European Central Bank. Lecturers were mainly from the Statistical Office of the Netherlands.

The purpose of the meeting was the acquisition of theoretical and practical knowledge in the field of quarterly and annual national accounts.

Discussed were the following topics:

- General Review of the European System of Accounts (ESS 2010)
- Streams, availability and terms of coverage in the System of National Accounts
- Transactions in goods and services
- 'Resource - Use' Tables
- Income Accounts - from 'Generation of income' account to 'use of income' account
- Transactions in products
- Intermediate consumption
- Final consumption
- Production
- Quarterly national accounts.

Each lecture was followed by practical exercises and discussions. The exercises aimed to demonstrate the practical development of the overall system of national accounts.

* Chief Expert in 'Non-financial national accounts' Department, 'Macroeconomic statistics' Directorate, NSI; e-mail: YPanayotova@nsi.bg.

НА ВНИМАНИЕТО НА АВТОРИТЕ

Статиите, предложени на редакцията на сп. „Статистика”, трябва да бъдат оригинални, непубликувани в други издания.

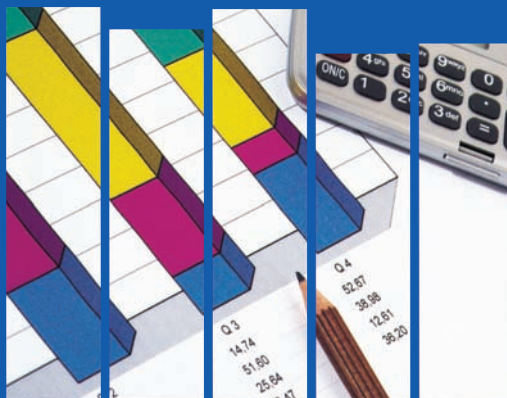
По решение на Редколегията на авторите се предоставя възможност статиите им да бъдат публикувани или на български, или на английски език. За целта е необходимо авторът, който желае статията му да бъде публикувана на английски език, да представи в редакцията ръкописи и съответни файлове и на български, 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 кратко резюме на български и на английски език и номерата на научната област от JEL класификацията, се представят в редакцията на сп. „Статистика”. Текстът трябва да бъде на Word, а графиките - Excel, със задължително приложени данни. 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 различни 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 всяка инициативност по теми и проблеми на науката и практиката на статистическите изследвания от сферата на българската и европейската статистика.

Редакция на списание „Статистика”



СТАТИСТИКА STATISTICS

1/2015

www.nsi.bg