

Д-р Стоян Танчев*

ПОТРЕБИТЕЛСКАТА ДАНЪЧНА СИСТЕМА НА БЪЛГАРИЯ В УСЛОВИЯ НА ИКОНОМИЧЕСКИ РАСТЕЖ И КРИЗА

Анализирани са данъчните приходи на Република България в условия на потребителска данъчна система. Обхванати са два подпериода - при икономически растеж и при криза. Резултатите свидетелстват, че в първия случай приходите от косвени и преки данъци формират необходимите за бюджета средства, а във втория те са недостатъчни. Налице са предпоставки за повишаване на държавния дълг като резултат от по-ниските данъчни приходи по време на криза.

JEL: H 24; H25; H63

Видовете данъци и произлизащата от тях данъчна система винаги са били в центъра на дискусиите относно формирането на държавната икономическа политика. Пред съвременните деформиращи данъци (Стиглиц, 1996, с. 540) стои нелесната задача как да се подходи, за да се събират фискални приходи в условия на икономически цикъл. Икономическите теории засега не дават еднозначен отговор кое облагане е за предпочитане. Някои залагат на по-високи данъци, облагащи дохода, докато при други с предимство са данъците върху потреблението. Разглеждайки съотношението като избор между преки и косвени данъци, много държави прилагат подоходна данъчна система (САЩ, Япония, Дания), други разчитат предимно на хибридна (Франция, Германия), а трети се придържат към данъчна система от потребителски вид (Италия, Португалия, Гърция). През годините на прехода към пазарна икономика в България се оформя данъчна система изцяло от потребителски вид. По презумпция се разчита главно на данъци, облагащи потреблението, като ДДС, акцизи и мита. Отчитайки, че светът се намира в период на глобална финансова и икономическа криза, се поражда въпросът за актуалността и спецификата на потребителската данъчна система.

Преглед на литературата

Държавният бюджет е финансова сметка, която показва приходите и разходите на държавата. По презумпция в условията на балансиран бюджет се приема, че съвкупните бюджетни разходи (GS) и съвкупните бюджетни приходи (GR) са равни.

$$(1) \quad GS = GR.$$

* ЮЗУ „Неофит Рилски“, Стопански факултет, stoyan_tanchev@yahoo.com

В една отворена икономика това равенство невинаги е валидно. В условията на цикличност при регистриран висок икономически растеж съвкупните бюджетни приходи са в състояние да изпреварят темпа на съвкупните държавни разходи, при което е налице бюджетен излишък.

$$(2) \quad GS < GR.$$

При икономическа криза бюджетните приходи могат да се окажат и недостатъчни, при което се регистрира обратна зависимост и е налице бюджетен дефицит.

$$(3) \quad GS > GR.$$

Изборът на данъчна система в този случай е от изключително голямо значение. При тези условия съществуват две възможности. Едната е държавата да съкрати разходите си заради по-ниските данъчни приходи. Втората се позовава на т. нар. широкобалансиран бюджет, т.е. равновесието в икономиката да се запази с цената на дефицитни разходи.

Следователно съвкупните бюджетни приходи (GR) са произведение от данъчните приходи (T), квазиданъчните приходи (Q) и неданъчните приходи (N).

$$(4) \quad GR = T + Q + N.$$

Основни приноси в областта на косвеното облагане имат трудовете на Ф. Рамзи (Ramsey, 1927). Той допуска, че ако еластичността на предлагането е безкрайна, стоките с висока ценова еластичност на търсенето трябва да се облагат с по-ниски данъци, а тези с ниска ценова еластичност - съответно с високи. Рамзи доказва, че за да се намали деформацията на търсенето при налагане на косвени данъци, ставките трябва да бъдат обратнопропорционални на еластичността на търсенето към цената.

Ауербах установява, че облагането на потреблението се влияе от данъците върху инвестициите (Auerbach, 2006). Необходимо е първоначално да се обложи това, което влиза в икономиката, т.е. доходите, капиталът и доходите от инвестиции, при което е налице следното равенство:

$$(5) \quad C = W + R - I - G - X + M, \text{ където:}$$

C е потребление; I - инвестиции; G - държавни разходи; X - износ; M - внос; W - доход от работна заплата; R - доход на капитала от вътрешни инвестиции.

Оттук следва, че облагането на потреблението допуска облагане на нетните доходи от работна заплата и на тази част от печалбата, която не се инвестира. Логиката е, че формално облагането на потреблението зависи от парадокса за спестяванията, формирани от работите заплати и печалбата на капитала. Смята се, че ако се облагат инвестициите, това ще доведе до по-високо бъдещо облагане на потреблението. По презумпция инвестициите не са нищо друго освен отложена форма на потребление и ако не се облагат, данъците върху потреблението би трябвало да са по-ниски. Основен акцент е

т. нар. разделно облагане на капитала. Изводите сочат, че косвените данъци, трябва да са с по-малки размери от тези, облагащи дохода.

По отношение на данъците върху дохода Е. Шешински доказва, че облагането с линейни (пропорционални) данъци отговаря на изискванията за оптимално подоходно облагане (Sheshinski, 1972).

$$(6) \quad t(y) = -\alpha + (1 - \beta)y, \text{ където:}$$

y е доходът преди облагане, $t(y)$ - самото линейно облагане (бюджетните приходи след отрицателните трансфери); α изразява еднократно облагане и показва наличието на отрицателни данъци (т. нар. отрицателни поголовни еднократни данъци - lump-sum tax) към индивидите с ниски доходи.¹ Връзката $(1 - \beta)$ е пределната пропорционална ставка с наличието на необлагаем минимум, известна още като прогресия на Бентън (има се предвид, че събираемостта се повишава, без да се засяга социалната справедливост).

Противоречие във тези възгледи вижда Д. Мирлийз, според когото с нарастването на дохода е необходимо доходите от работна заплата да се облагат с прогресивен подоходен данък (Mirrlees, 1971, p. 208). При такъв тип облагане е възможно да се постигне оптималност, тъй като се трансферират доходи от високо- към нискодоходни групи. Смята се също, че прогресивното облагане притежава „автоматични стабилизатори“, което при равни други условия е удобен антикризисен механизъм.

При облагането на капитала се разглежда връзката между три основни фактора - размера на корпоративното облагане, привличането на инвестициите и растежа. Основополагащ тук е принципът на Д. Йоргенсен относно т. нар. стойност на капитала на потребителя (Jorgensen, 1963). Той доказва, че стойността на капитала зависи от данъчните размери, цените, величината на финансирането и амортизацията, т.е. печалбата p , която единица инвестиран капитал трябва да носи за покриване на разходите, е произведение от:

$$(7) \quad p = \frac{q(1-tz)(r-\pi+\delta)}{(1-t)}, \text{ където:}$$

q е капиталовата стока, изразена посредством нейната единична цена; t - данъчният размер; z - настоящата стойност на всички бъдещи амортизационни отчисления на единица привлечен капитал; r - цената на финансирането; π - темпът на инфлация на капиталовото имущество; δ - нормата на амортизация.

Йоргенсен допуска, че облагането с данък води до понижаване на минималната изискуема ефективност. Същевременно обаче всяка единица инвестиран капитал трябва да формира допълнителна норма на печалба, за да може да се достигне до необходимото равнище на ефективност, изразена чрез зависимостта $1/(1 - t)$. „От друга страна, ако фирмите имат възможността да

¹ В България доходите се облагат с пропорционален подоходен данък без необлагаем минимум. Всички доходи независимо от величината понасят равномерно облагане с един и същ данъчен размер. Следователно не съществува отрицателен поголовен данък за ниските доходи.

извадят веднага всички бъдещи ефективни амортизационни плащания от печалбата, следователно, ако $z = 1$, се допуска, че ефективната норма на облагане от страна на инвестициите в основен капитал е нула“ (Ганчев, 2010, с. 160). Този аргумент позволява предположения за изваждане на инвестициите от облагаемата печалба (сходни аргументи привежда и Ауербах за облагане на потреблението). Очевидно е, че теорията отчита облагането само на инвестиционната дейност. Основният извод на Йоргенсен формира принципи за неутралност в облагането на капитала.² Сьоренсен обаче смята, че независимо от тези изводи има обективни основания за прилагане на прогресивни ставки (Sørensen, 2006).

Емпирични резултати от проведени изследвания

Б. О'Конър изследва данъчната система на Ирландия и фискалните приходи (O'Connell, 2103) и публикува резултати от симулативен модел. Той установява, че ако се повиши данъчната тежест върху потреблението и се понижат данъците, облагащи дохода, ще се увеличат приходите в бюджета. Като резултат реформата ще осигури по-висока заетост и по-ниска безработицата в страната.

В изследване за страните от Латинска Америка Г. Бакареца, Х. Васкес и В. Вулович анализират влиянието на преките и косвените данъци и връзката им с икономическия растеж (Bacarreza, Vazquez and Vulovic, 2013). Те прилагат векторен авторегресионен модел (VAR) и обобщен метод на моментите (GMM) в панелни данни за 19 страни за периода 1990-2009 г. и установяват, че във всички държави преките данъци, облагащи дохода, имат положително влияние върху събираемостта и растежа. За Аржентина, Мексико и Чили приходите от корпоративно облагане са ненадежден фискален фактор. Негативните тенденции са в резултат от по-високи данъчни размери. Авторите правят извода, че облагането на потреблението е основен източник на фискални приходи и икономически растеж за страните от Латинска Америка.

Д. Стоилова и Н. Патонов публикуват резултати от регресионен анализ на панелни данни за държавите-членки на Европейския съюз (Stoilova & Patonov, 2013). Те изследват отражението на структурата на данъчните приходи върху икономическия растеж в избраната съвкупност от страни. Прилагайки метода на най-малките квадрати, авторите достигат до извода, че данъчна система, в която преобладават приходи в бюджета, акумулирани чрез преки данъци, е по-ефективна и съвместима с икономическия растеж, отколкото такава, основана на приходи от данъци върху потреблението.

К. Батараи изследва емпирично връзката между събираемостта и данъчните размери от преките и косвените данъци за периода 1991-2006 г. при

² В повечето страни, както и в България, преобладава пропорционално облагане на печалбата от използването на капитала, което е в противоречие с представената теория.

държавите от ОИСР с линейна регресия (Bhattarai, 2010). Той установява, че страните с по-малки размери на преките и косвените данъци формират по-висока събираемост и по-бърз растеж. При държавите с по-високи данъци върху дохода и потреблението се регистрира обратнопропорционална връзка с приходите и икономическият растеж се забавя. Батараи допуска, че отрицателните ефекти от високите данъци често са компенсирани с положителни ефекти от предоставянето на обществени блага. По-голямото преразпределение води до развитие на човешкия капитал и до повишаване на растежа в дългосрочен аспект.

Емпиричен анализ и резултати от изследването

В това изследване са включени променливи, регистрирани чрез дялове на: *данъчни приходи, държавни разходи, държавен дълг, приходи от ДДС, приходи от акцизи, приходи от мита, приходи от труд, приходи от капитал, приходи от дивиденди (тези променливи формират най-голям дял в приходната част на бюджета)*. За изчисление на параметрите е използван иконометричен инструментариум, базиран върху многофакторна линейна регресия, известна като *метод на най-малките квадрати (МНМК/OLS)*, и последващата му модификация - *метод на най-малките квадрати с включена фиктивна променлива (МНМКФП/OLS with Dummy Variable)*. Изследването обхваща два етапа:

Първият етап анализира приходите по време на икономически растеж и криза с включени наблюдения на месечни времеви редове от данни, както следва: за период I (2003-2007 г.) при икономически растеж; за период II (2008-2013 г.) при икономическа криза. Използвани са месечни данни за 2003-2013 г., включващи 132 наблюдения, съответно за период I - 60 и за период II - 72. Заложената фиктивна променлива (*dummy variable*) заема стойност 1.0 при икономически растеж и 0.0 по време на икономическа криза. Използвани са променливите на *данъчни приходи* и *дял на приходи от: ДДС, акцизи, мита, трудови доходи, капитал и дивиденди*.

Вторият етап на изследването разглежда връзка между динамиката на държавния дълг и съвкупните данъчни приходи като фактори, обуславящи разходната политика. Използвани са месечни времеви редове от данни за периода 2010-2013 г. Броят на регистрираните наблюдения е 48. Изследванията, използващи месечни или тримесечни данни, много често се сблъскват с т. нар. сезонни колебания. За премахването на тренда и изглаждането на редовете е приложена процедура *Seasonal adjustment (Census X12)*.

Анализирането на статистическите данни с линеен метод изисква използването на процедура за наличие на единичен корен във времевите редове. Последните са стационарни, когато средните аритметични, дисперсията и автоковариацията на представяните явления и процеси са независими във времето (Аркадиев, 2005). Следователно, за да бъде определен като стацио-

нарен (стохастичен) процес, един времеви ред Y_t трябва да отговаря на следните изисквания (вж. Hendry, 1995):

$$(8) \quad E(Y_t) = \mu$$

$$(9) \quad D(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$$

$$(10) \quad cov(Y_t, Y_{t+k}) = E(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu) = \gamma_k$$

Уравнения (8) и (9) показват, че средната аритметична и дисперсията трябва да са постоянни във времето, а уравнение (10) изисква ковариацията между две от стойностите на променливата да зависи само от временния интервал между тях, а не от разположението им във времето. Ако тези процеси са спазени, то с това се изпълнява изискването за независимост във времето - този процес е известен като *бял шум* (вж. Hendry, 1995).

Проверката за стационарност във времеви редове на променливите се базира върху разширения тест на Дики и Фулър при предварително заложено ниво за вероятност на грешка от 5% (Augmented Dickey-Fuller Test) (вж. Dickey, Fuller, 1979). Тестът се позовава на предположението, че времеви ред се характеризира като авторегресионен процес от ред p . Нулевата хипотеза на теста установява, че времеви ред има наличие на единичен корен или той е нестационарен, когато $\delta = 0$, т.е. $H_0: \delta = 0$, а алтернативната хипотеза е $H_1: \delta \leq 0$.

Резултатите от теста на Дики-Фулър за периода 2003-2013 г. са представени в Приложение 1. Тествани са променливи на данъчни приходи, държавни разходи, ДДС, акцизи, мита, труд, капитал и дивиденди. Установява се наличие на единичен корен в променливите на дивиденди, мита и данъчни приходи.

За разглеждания период са тествани променливите на данъчни приходи, държавни разходи и държавен дълг, при което не се отчита наличие на единичен корен в тях (вж. Приложение 2).

В икономическия анализ много често се случва променливите да регистрират нестационарни процеси. Наличието на коинтеграционна зависимост установява дългосрочна или равновесна връзка между две променливи. Тук тестът на Йохансен (Johansen, 1991) за коинтеграция е приложен само за онези променливи, които са нестационарни и са интегрирани от един и същи ред (вж. Приложение 1). Резултатите от теста са поместени в Приложения 3 и 4.

В Приложение 5 са представени коефициентите на корелация на отделните двойки променливи, включени в регресионните уравнения за периода 2003-2013 г. Корелационните коефициенти заемат стойности от $-1 \dots +1$. Високите стойности на коефициентите показват наличие на този процес, а резултат със стойност нула свидетелства, че не съществува подобна зависимост между изследваните променливи. Установява се, че всички коефициенти на променливите са с положителни стойности. Трябва се да отбележи, че това е очаквано, понеже данъчните приходи се формират до голяма степен от дяловете на използваните данъци. Най-силна корелация е отчетена между

дела на приходите от ДДС и данъчните приходи. Сравнително висока е и корелацията между данъчните приходи и приходите от акцизи, корпоративно облагане и мита. Най-нисък корелационен коефициент е регистриран при приходите от подоходно облагане.

Резултатите за периода 2010-2013 г. от Приложение 6 също показват наличие на корелационни зависимости. Налице е отрицателна корелационна връзка между държавните разходи и държавния дълг и положителна корелация между съвкупните данъчни приходи и държавните разходи. Този резултат е нормален, тъй като държавните разходи, данъчните приходи и държавният дълг са двете страни на бюджета. Корелационните зависимости са в основата на мултиколинеарни процеси. Съгласно литературата наличието на такива процеси не понижава достоверността на изчислителната процедура и по този начин не въздейства сериозно върху резултатите от изследването (вж. Ramanathan, 1995). Тъй като има доказателства за тези процеси, ще се въздържим от по-обхватен коментар.

В Приложения 7 и 8 са представени резултати за наличие на хетероскедастичност, като е използван тестът на Уайт. И за двата изследвани периода се отчита отсъствие на този процес (остатъците не оказват влияние върху регресионните коефициенти), което предполага използването на стандартна линейна регресия.

Достоверността на резултатите и изводите се контролира допълнително и от спецификата на други тестове, включени в анализа.

Анализ на приходите от преки и косвени данъци в държавния бюджет за периода 2003-2013 г.

След премахването на единичния корен и интегрирането на променливите от първи порядък е приложена многофакторната линейна регресия със следния стандартен вид:

$$(11) \quad Y_t = C + X_{it} + \varepsilon_t, \text{ където:}$$

Y_t е дял на приходите от данъци в бюджета; X_{it} - дял на приходи от преки и косвени данъци (*ДДС, акцизи, мита, труд, капитал и дивиденди*); ε_t - вектор на остатъци.

Изчисленията в двата подпериода (при растеж и при криза) са направени с включена фиктивна променлива със следната стандартна форма:

$$(12) \quad Y_t = C + X_{it} + EXPT(0,0/1,0) + \varepsilon_t, \text{ където:}$$

Y_t е дял на приходи от данъци в бюджета; X_{it} - дял на приходи от преки и косвени данъци (*ДДС, акцизи, мита, труд, капитал и дивиденди*); *EXPT* - включена фиктивна променлива; ε_t - вектор на остатъци.

В табл. 1 са представени означенията на използваните променливи, включени в различните модификации на приложените регресионни уравнения.

Таблица 1

№	Означение	Използвана променлива
1.	ДП	Данъчни приходи
2.	ДДС	Дял на приходите от ДДС
3.	МИТА	Дял на приходите от мита
4.	АКЦИЗИ	Дял на приходите от акцизи
5.	ДДФЛ	Дял на приходите от труд
6.	КД	Дял на приходите от капитал
7.	ПД	Дял на приходите от дивиденди
8.	ε_t	Остатъци

Анализирането на коефициентите на преките и косвените данъци върху динамиката на данъчните приходи установява наличието на правопрпорционални и обратнопропорционални връзки. В регресионното уравнение зависимата променлива е динамиката на данъчните приходи, а независимите са приходите от преки и косвени данъци. Линейната регресия има следния вид:

$$(13) \quad y_t \text{ДП} = c + \beta_1 \text{ДДС}_t + \beta_2 \text{АК}_t + \beta_3 \text{М} + \beta_4 \text{КД} + \beta_5 \text{ДДФЛ}_t + \beta_6 \text{ПД}_t + \varepsilon_t$$

Изводите относно получените резултати свидетелстват, че включените в модела променливи до голяма степен обясняват изследвания процес, което се установява от високия резултат на R^2 (табл. 2) - 97% от факторите (независимите променливи) обясняват динамиката на резултата (зависимата променлива) в изследвания процес.

Таблица 2

Зависима променлива: приходи от данъци

Променлива	Коефициент	Стандартна грешка	t - статистика	Вероятност
Константа	4.753572	1.520730	3.125849	0.0022
ДДС	0.484664	0.018965	25.55507	0.0000
Акцизи	0.207900	0.021638	9.608055	0.0000
Мита	0.030831	0.008839	3.487858	0.0007
КД	0.102206	0.010927	9.353283	0.0000
ДДФЛ	0.119502	0.021769	2.733296	0.0072
ПД	0.022952	0.005023	4.569488	0.0000
R-squared	0.970277	Mean dependent var	53.55025	
Adjusted R-squared	0.968850	S.D. dependent var	5.227492	
S.E. of regression	0.922622	Akaike info criterion	2.728379	
Sum squared resid	106.4040	Schwarz criterion	2.881254	
Log likelihood	-173.0730	Hannan-Quinn criter.	2.790500	
F-statistic	680.0716	Durbin-Watson stat	1.601149	
Prob(F-statistic)	0.000000			

На базата на регистрираните стойности може да се направи изводът, че в условия на потребителска данъчна система най-голямо влияние върху данъчните приходи в бюджета имат данъците върху потреблението. Тази детерминираност е следствие от динамиката на приходите от ДДС с коефициент 0.484664 върху динамиката на данъчните приходи с регистриран коефициент 4.753572. Налице е правопрпорционална връзка, което показва, че ДДС заема основно място при формирането на данъчните приходи в бюджета на България. Висока степен на зависимост е отчетена и при втория по значимост коефициент - този на акцизите (0.207900). Връзката между динамиката на акцизите и на данъчните приходи е отново правопрпорционална. Това води до извода, че данъците, облагащи потреблението, имат първостепенно значение за приходите в бюджета. Коефициентът на приходите от мита е 0.030831 и акумулира по-малко от 1% от общите приходи. Следователно при единица растеж на данъчните приходи 48% се дължат на приходите от ДДС и 20% - на тези от акцизи.

Коефициентите на преките данъци също регистрират статистически значими връзки, но с много по-ниски стойности. Приходите от облагането на капитала са с коефициент 0.102206, а на доходите от труд - с 0.119502. Дивидентите осигуряват в бюджета около 0.022952. При равни други условия при единица растеж на данъчните приходи приходите от капитал формират около 10%, а тези от труд - близо 12%. Приходите от данъците върху дивидентите се характеризират с много ниска събираемост - под 1%. Като се разграничи силата на регистрираните връзки, се откроява, че параметрите на изчислените коефициенти оформят и второстепенното място на преките данъци в приходната част на бюджета.

Регресионното уравнение не регистрира отрицателни връзки, от което следва, че всички приходи, включени в модела, водят до повишаване на константата C .

Достоверността на резултатите и адекватността на приложения линеен метод са проверени с теста на Рамзи (Ramsey reset test). По-висок R^2 означава, че резултатите са достоверни и МНК е приложим. Нулевата хипотеза H_0 потвърждава, че линейната форма на зависимост е правилна, а алтернативната H_1 - че е неправилна (вж. Кабаиванов, 2014, с. 65), при което:

$$(14) \quad \begin{aligned} H_0 &= \epsilon \sim N(0, \sigma^2 I) \\ H_1 &= \epsilon \sim N(\mu, \sigma^2 I) \quad \mu \neq 0 \end{aligned}$$

Тук резултатите на R^2 установяват по-високи показатели, при което може да се приеме нулевата хипотеза (вж. табл. 3). Оформилите се вследствие на това изводи дават обобщена представа за спецификата на изследваните данъчни приходи, но не отговарят на въпроса как те реагират в условия на икономическа криза и на растеж.

Таблица 3

Зависима променлива: приходи от данъци

Променлива	Коефициент	Стандартна грешка	t - статистика	Вероятност
Константа	-4.762504	5.910561	-0.805762	0.4219
ДДС	0.720668	0.142966	5.040826	0.0000
Акцизи	0.306814	0.063164	4.857402	0.0000
Мита	0.044381	0.011969	3.708051	0.0003
КД	0.148147	0.029645	4.997388	0.0000
ДДФЛ	0.082454	0.025637	3.216255	0.0017
ПД	0.038208	0.010431	3.662911	0.0004
FITTED^2	-0.004748	0.002851	-1.665278	0.0984
R-squared	0.970927	Mean dependent var		53.55025
Adjusted R-squared	0.969285	S.D. dependent var		5.227492
S.E. of regression	0.916147	Akaike info criterion		2.721412
Sum squared resid	104.0764	Schwarz criterion		2.896128
Log likelihood	-171.6132	Hannan-Quinn criter.		2.792409
F-statistic	591.5835	Durbin-Watson stat		1.515668
Prob(F-statistic)	0.000000			

Към регресионното уравнение е добавена фиктивна променлива (dummy variable), за да установи силата на връзките по време на икономически растеж и на криза. Приета е стойност 1 при икономически растеж за периода 2003-2007 г., и стойност 0 при икономическа криза за 2008-2013 г. Уравнението има следния вид:

$$(15) y_t \text{ДП} = c + \beta_1 \text{ДДС}_t + \beta_2 \text{АК}_t + \beta_3 \text{М} + \beta_4 \text{КД}_t + \beta_5 \text{ДДФЛ}_t + \beta_6 \text{ДД}_t + \beta_7 \text{ЕХРТ} \cdot 1.0 + \varepsilon_t$$

В табл. 4 са поместени резултатите по време на криза, а в табл. 5 - на икономически растеж.

Резултатите в табл. 4 свидетелстват, че в условия на криза приходите от анализирани данъци в бюджета се свиват. Това се потвърждава от отрицателния знак на ЕХРТ (0) и неговия коефициент (-1.487619). Съпоставяйки резултата на ЕХРТ (0) и този на константната C (данъчни приходи) с нейния коефициент (9.395383), се стига до извода, че при данъчна система от потребителски вид по време на икономическа криза приходите по-скоро се понижават. Особено важни са коефициентите на ДДС (0.469645) и на акцизи (0.208543). Отрицателният знак на ЕХРТ (0) води до спад на приходите и при другите данъци. Установява се, че при данъка върху капитала коефициентът е 0.096708, а при данъка от труд - 0.103568. Вижда се, че свиването на потреблението предизвиква намаляване на приходите в бюджета от косвени данъци.

Таблица 4

Зависима променлива: приходи от данъци

Променлива	Коефициент	Стандартна грешка	t - статистика	Вероятност
Константа	9.395383	1.843368	5.096858	0.0000
ДДС	0.469645	0.018298	25.66655	0.0000
Акцизи	0.208543	0.020437	10.20431	0.0000
Мита	0.024152	0.008512	2.837279	0.0053
КД	0.096708	0.010411	9.289398	0.0000
ДДФЛ	0.103568	0.020939	2.080684	0.0395
ПД	0.000568	0.007318	0.077561	0.9383
EXPT=0	-1.487619	0.370319	-4.017131	0.0001
R-squared	0.973699	Mean dependent var	53.55025	
Adjusted R-squared	0.972215	S.D. dependent var	5.227492	
S.E. of regression	0.871369	Akaike info criterion	2.621189	
Sum squared resid	94.15114	Schwarz criterion	2.795904	
Log likelihood	-164.9984	Hannan-Quinn criter.	2.692185	
F-statistic	655.8145	Durbin-Watson stat	1.575282	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Приходите от мита са със статистически значим коефициент (0.024152). Регистрираният отрицателен знак на EXPT (0) е основание да се смята, че в условия на икономическа криза приходите от всички данъци се свиват. При съпоставяне на резултатите с тези от табл. 2 може да се направи изводът, че при криза приходите намаляват и събираемостта се понижава. Следователно да се разчита предимно на данъци, облагащи потреблението, не е възможно най-добрият избор.

По време на растеж данъците, облагащи потреблението, са в състояние да генерират необходимите фискални приходи. Резултатите от табл. 5 свидетелстват, че между EXPT (1) и константата C е регистрирана право пропорционална връзка. Коефициентът на EXPT (1) е 1.487619, а този на данъчните приходи - 7.907764. Положителният знак на EXPT (1) води до повишаване на константата C и е основание да се смята, че заложените приходи в бюджета са изпълними. Това обаче е валидно при две условия - ако потребителското търсене на стоки и услуги се запази или нараства и ако размерите на косвените данъци не се променят, т.е. не се деформира данъчната система. Данъците с най-голямо значение за фискалните приходи в държавния бюджет, изразени посредством техните коефициенти, са: ДДС (0.469645), акцизи (0.208543), мита (0.024152), данък върху труда (0.103568) и данък върху капитала (0.096708).

Таблица 5

Зависима променлива: приходи от данъци

Променлива	Коефициент	Стандартна грешка	t - статистика	Вероятност
Константа	7.907764	1.636866	4.831039	0.0000
ДДС	0.208543	0.020437	10.20431	0.0000
Акцизи	0.469645	0.018298	25.66655	0.0000
Мита	0.024152	0.008512	2.837279	0.0053
КД	0.096708	0.010411	9.289398	0.0000
ДДФЛ	0.103568	0.020939	2.080684	0.0395
ПД	0.000568	0.007318	0.077561	0.9383
ЕХРТ=1	1.487619	0.370319	4.017131	0.0001
R-squared	0.973699	Mean dependent var	53.55025	
Adjusted R-squared	0.972215	S.D. dependent var	5.227492	
S.E. of regression	0.871369	Akaike info criterion	2.621189	
Sum squared resid	94.15114	Schwarz criterion	2.795904	
Log likelihood	-164.9984	Hannan-Quinn criter.	2.692185	
F-statistic	655.8145	Durbin-Watson stat	1.575282	
Prob(F-statistic)	0.000000			

По време на икономическа криза са налице по-ниски приходи, а при растеж тенденцията е обратна. Следователно при равни други условия заложените бюджетни приходи са изпълними. Приема се, че при икономически растеж обществото е склонно към по-високо потребление, вследствие на което се стимулира вътрешното търсене и се формират по-големи приходи. Този извод се потвърждава от коефициента на ЕХРТ (1). В условия на криза, когато доверието в икономиката се понижава, потреблението намалява и обществото предпочита да спестява с оглед на несигурността. Свитото потребление води и до спад на приходите от косвени данъци. Ако изводите на представителите на либералната икономика, че потреблението само си създава търсене и икономиката може сама да се регулира в условия на криза, са верни, то не би трябвало да има съществено отклонение от равновесието в икономиката.

Различни са възгледите на Кейнс, който твърди, че „ако доходите нарастват, хората ще купуват все повече стоки, следователно, ако доходите се свиват, те ще купуват по-малко“ (Кейнс, 1936). Той приема, че при икономическа криза доходите се понижават поради свитото потребление. В този смисъл Кейнс допуска, че „когато един субект, какъвто и да е той, ограничи разходите си, това рефлектира неблагоприятно върху всички обвързани с него субекти, защото техните доходи намаляват. Всеки един от тези субекти ограничава разходите си поради намалелите доходи и така процесът продължава безкрайно“ (пак там). Следователно, ако в условия на криза обществото не е склонно към потребление, а е по-склонно да спестява (парадокс на спестяването, описан също от Кейнс), то приходите имат склонност да намаляват.

След като приходите от косвени данъци се свиват, възниква въпросът дали е необходимо да се разчита предимно на данъци, облагащи потреблението. Тази специфика донякъде е резултат от тенденцията към понижаване на размерите на преките данъци и на дела им в икономиката. Приемането на пропорционален подоходен данък през 2008 г. в т.нар. чист вид е мотив, върху който може да се помисли относно по-ниските приходи от косвени данъци. Във връзка с това усилията трябва да се насочат към повишаване на размерите на преките данъци, вземайки предвид автоматичните стабилизатори, които имат. При тези условия, ако се търси постигане на баланс между приходите и разходите по време на криза при преобладаващи косвени данъци, е необходимо или да се ограничат държавните разходи, или да се стимулира търсенето с по-високи дефицитни разходи и последващо увеличение на държавния дълг.

Следователно се повдига въпросът каква е връзката между съвкупните бюджетни приходи и държавните разходи, представени като дял от БВП, по време на растеж и на криза. Променливата на съвкупните бюджетни приходи отчита всички видове приходи, включени в бюджета - данъчни, неданъчни и квазиданъчни (табл. 6).

Таблица 6

1.	БП	Бюджетни приходи
2.	ДР	Държавни разходи като дял от БВП
3.	ЕХРТ 1	Фиктивна променлива включена във време на растеж
4.	ЕХРТ 0	Фиктивна променлива включена във време на криза

Уравнението има следния вид:

$$(16) \quad y_t \text{ДР} = c + \beta_1 \text{БП} + \text{ЕХРТ}1.0 + \varepsilon_t$$

Резултатите са представени в табл. 7.

Таблица 7

Зависима променлива: държавни разходи

Променлива	Коефициент	Стандартна грешка	t - статистика	Вероятност
Константа	33.56504	5.148224	6.519732	0.0000
БП	0.232717	0.101612	2.290248	0.0236
ЕХРТ=1	2.336111	1.062720	2.198237	0.0297
R-squared	0.188859	Mean dependent var	47.08894	
Adjusted R-squared	0.176283	S.D. dependent var	5.005254	
S.E. of regression	4.542710	Akaike info criterion	5.887390	
Sum squared resid	2662.072	Schwarz criterion	5.952908	
Log likelihood	-385.5677	Hannan-Quinn criter.	5.914013	
F-statistic	15.01764	Durbin-Watson stat	0.363096	
Prob(F-statistic)	0.000001			

В условия на икономически растеж между динамиката на бюджетните приходи и държавните разходи се регистрира положителен резултат. Следователно данъчните, неданъчните и квазиданъчните приходи са в състояние да акумулират необходимите фискални средства за бюджета. Това се установява от положителния знак на ЕХРТ (1) с коефициент 2.336111. Наличието на правопрпорционална връзка между константата C и нейния коефициент 33.56504 показва, че в условия на растеж при потребителска данъчна система заложените в бюджета приходи са изпълними с оглед на предприетите разходи.

Таблица 8

Зависима променлива: държавни разходи

Променлива	Коефициент	Стандартна грешка	t - статистика	Вероятност
Константа	35.90115	5.856026	6.130634	0.0000
БП	0.232717	0.101612	2.290248	0.0236
ЕХРТ=1	-2.336111	1.062720	-2.198237	0.0297
R-squared	0.188859	Mean dependent var	47.08894	
Adjusted R-squared	0.176283	S.D. dependent var	5.005254	
S.E. of regression	4.542710	Akaike info criterion	5.887390	
Sum squared resid	2662.072	Schwarz criterion	5.952908	
Log likelihood	-385.5677	Hannan-Quinn criter.	5.914013	
F-statistic	15.01764	Durbin-Watson stat	0.363096	
Prob(F-statistic)	0.000001			

От данните в табл. 8 се установява, че при икономическа криза регистрираните връзки са обратнопропорционални. Фиктивната променлива ЕХРТ (0) е с отрицателен знак на коефициента (-2.336111) спрямо константната C и нейния коефициент (35.90115). При това условие се формира и наличие на бюджетен дефицит. Динамиката на съвкупните бюджетни приходи предполага свиване на държавните разходи.

Разчитайки предимно на приходи върху потреблението, по време на криза се формират два възможни изхода – да се съкратят държавните разходи или дефицитът да се финансира, като се увеличи държавният дълг. Според Кейнс в условия на криза може да се постигне равновесие. Следователно държавата трябва да се намеси и с цената на повишаване на дълга да се стимулира потребителското търсене. При по-ниска събираемост при преобладаващи данъци върху потреблението се формира извод, който налага изследване на държавния дълг като детерминанта на държавните разходи.

Анализ на държавните приходи и държавния дълг върху динамиката на държавните разходи по време на криза за периода 2010-2013 г.

Резултатите дотук показват, че разчитайки предимно на данъци върху потреблението, в условия на икономическа криза приходите не са достатъчни

и е налице бюджетен дефицит. Основен икономически инструмент за финансиране на бюджетния дефицит е държавният дълг. Тук изследваме влиянието на съвкупните бюджетни приходи и финансирането на дефицита посредством увеличение на държавния дълг като детерминанти на държавната разходна политика.

Уравнението придобива следният вид:

$$(17) \quad y_t \text{ДР} = c + \beta_1 \text{БП} + \beta_2 \text{ДД} \text{дълг} + \varepsilon_t$$

Резултатите се представени в табл. 9.

Таблица 9

Зависима променлива: държавни разходи

Променлива	Коефициент	Стандартна грешка	t - статистика	Вероятност
Константа	54.82418	1.888072	29.03712	0.0000
БП	-0.907397	0.221690	-4.093082	0.0002
ДД	0.020505	0.009216	2.224925	0.0311
R-squared	0.330772	Mean dependent var	47.97459	
Adjusted R-squared	0.301029	S.D. dependent var	1.905805	
S.E. of regression	1.593338	Akaike info criterion	3.830001	
Sum squared resid	114.2427	Schwarz criterion	3.946951	
Log likelihood	-88.92003	Hannan-Quinn criter.	3.874197	
F-statistic	11.12084	Durbin-Watson stat	1.258220	
Prob(F-statistic)	0.000119			

Установява се, че при икономическа криза динамиката на съвкупните бюджетни приходи води до понижаване на предприетите държавни разходи, представени като дял от БВП. Този резултат се формира от отрицателния коефициент на приходите (-0.907397) спрямо динамиката на държавните разходи с коефициент 54.82418. Компенсиращ ефект оказва динамиката на държавния дълг, което се доказва от правопрпорционалната връзка между дълга и държавните разходи. При равни други условия се оформя заключение, че коефициентът на държавния дълг (0.020505) води до запазване на държавните разходи, чийто коефициент е 54.82418. Следователно при потребителска данъчна система през период на криза съвкупните бюджетни приходи понижават динамиката на държавните разходи с около 9%. Увеличаването на държавния дълг води до общото повишаване на държавните разходи с около 2%.

В Приложение 9 са поместени резултати от теста на Грейнджър за наличие на двупосочни каузални връзки (вж. Granger, 1969). Изследването на причинността между две променливи спомага да се провери дали измененията в едната от тях пораждат промени и в другата, и обратно. Тестът оценява следните две уравнения за две променливи на x на y :

$$(18) \quad y_t = D_t^y + \sum_{i=1}^n \alpha_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i y_{t-i} + u_t^y$$

$$(19) \quad y_t = D_t^y + \sum_{i=1}^n \lambda_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^n \delta_i y_{t-i} + u_t^x$$

Нулевата хипотеза гласи, че не е налице причинност, а алтернативната установява обратното.

Изводите са, че при два лага се регистрира причинност между динамиката на дълга и тази на държавните разходи. В краткосрочен период в условия на криза се установява, че държавният дълг влияе върху динамиката на държавните разходи. Съществува минимален период, при който дългът оказва въздействие върху динамиката на държавните разходи.

При четири лага се получават интересни резултати. Приходите определят динамиката на държавните разходи. Следователно по-ниските приходи водят до съкращаване на държавните разходи, които от своя страна влияят върху динамиката на държавния дълг. Това означава, че при запазване на размера на държавните разходи следва увеличаване на размера на дълга. Държавният дълг детерминира динамиката на приходите.

При шест лага резултатите свидетелстват, че динамиката на държавните разходи определя динамиката на приходите и на държавния дълг. Логично е потвърждението и при тези резултати. Един от възможните варианти е разходите да не се съкращават вследствие на по-ниските приходи. При това условие е налице детерминираност от страна на държавните разходи спрямо променливите на приходите и дълга.

Приходите, които държавата преразпределя, от една страна, трябва да гарантират нейната разходна политика, но от друга, служат и за погасяване на дълга. От гледна точка на икономическата ефективност е необходимо да се провери как бюджетните приходи влияят върху динамиката на дълга. Линеиното уравнение представлява еднофакторна регресия със следния вид:

$$(20) \quad y_{tДД} = c + \beta_1 \text{БП} + \varepsilon_t$$

Резултатите са представени в табл. 10.

Таблица 10

Зависима променлива: държавен дълг

Променлива	Коефициент	Стандартна грешка	t - статистика	Вероятност
Константа	208.9472	59.85007	3.491178	0.0011
БП	-3.431519	1.167095	-2.940223	0.0051
R-squared	0.158202	Mean dependent var		33.25505
Adjusted R-squared	0.139902	S.D. dependent var		25.22826
S.E. of regression	23.39707	Akaike info criterion		9.183872
Sum squared resid	25181.45	Schwarz criterion		9.261839
Log likelihood	-218.4129	Hannan-Quinn criter.		9.213336
F-statistic	8.644911	Durbin-Watson stat		0.977718
Prob(F-statistic)	0.005117			

Установява се, че държавният дълг се влияе от променливата на приходите. Регистрирана е обратнопропорционална връзка. Коефициентът на

приходите е с отрицателна стойност (-3.431519), а този на държавния дълг е 208.9472. Изводът е, че през изследвания период при единица растеж на фискалните приходи дългът се понижава с около 3%.

За да се спазва икономическата коректност и обосноваване, трябва да се посочи, че заложените променливи и резултатите от изследването не претендират за крайна изчерпателност на темата за потребителската данъчна система на България. Не се приема безусловно и че изборът на иконометричен метод е възможно най-добрият, но с оглед на съпоставимостта на двата подпериода това е удобен механизъм за изчисление и интерпретация на резултатите.

*

От направения емпирично и статистически подкрепен опит за анализ на приходите от косвени и преки данъци в държавния бюджет на България в условия на потребителска данъчна система и въз основа на използваните иконометрични модели могат да се направят някои обобщения.

1. В условия на икономическа криза данъците, облагащи потреблението, не успяват да генерират необходимите приходи и се формира спад на събираемостта. Този резултат се потвърждава от отрицателния знак на ЕХРТ (0) и статистически значимия коефициент на константата C , който води до понижаване на динамиката на данъчните приходи. Следователно приходите от косвени данъци се свиват от несигурността в икономиката в резултат от намаленото потребление.

2. По време на икономически растеж данъците върху потреблението формират необходимите приходи. Това се потвърждава от положителния знак на ЕХРТ (1) спрямо динамиката на данъчните приходи. Регистрирана е право-пропорционална зависимост, чиято тенденция е основание да се смята, че растежът на икономиката води до увеличаване на потреблението и следователно до повишаване на приходите.

3. Изследвайки динамиката на съвкупните бюджетни приходи, се установява, че при икономическа криза данъчните, неданъчните и квазиданъчните приходи регистрират отрицателен резултат спрямо динамиката на държавните разходи. Следователно се допуска, че при равни други условия разходната политика не е гарантирана с фискални приходи и е налице бюджетен дефицит. При икономически растеж регистрираните връзки са право-пропорционални и се отчита положителна тенденция по отношение на събираемостта.

4. Регистрирана е право-пропорционална статистически значима връзка между динамиката на държавните разходи, съвкупните бюджетни приходи и динамиката на държавния дълг по време на криза. Резултатите свидетелстват, че държавният дълг води до запазване на държавната разходна политика като следствие от по-ниската събираемост в такива условия.

5. С оглед на изведените резултати се установява, че българската данъчна система не е добре структурирана и е неадекватна в условия на икономическа криза. Това поражда въпроса дали не трябва да се потърсят решения

за понижаване на косвените данъци и за повишаване на размерите на преките (както сочи теорията). Очевидно е, че да се разчита предимно на данъци, облагащи потреблението, не е възможно най-добрият избор. Необходимо е усилията да се насочат към увеличаване на преките данъци като фактор за осигуряване на по-високи приходи.

Използвана литература:

- Аркадиев, Д.* (2005). Иконометрия. Стара Загора.
- Ганчев, Г.* (2010). Европейска интеграция. Изд. „Бон“, Благоевград
- Кейнс, Дж. М.* (1936). Обща теория за заетостта лихвите и парите. С.: Издателска къща „Христо Ботев“.
- Кабаиванов, С.* (2014). Иконометрия за финансиста. С.: Изд. „Евдемония Продъкшън“.
- Стиглиц, Дж.* (1996). Икономика на държавния сектор. С.: УИ „Стопанство“.
- Auerbach, A.* (2006). The Choice between Income and Consumption Taxes: A Primer.
- Bacarreza, G., J. M. Vazquez and V. Vulovic* (2013). Taxation and Economic Growth in Latin America. IDB Working Paper Series, IDB-WP-431.
- Bhattarai, K.* (2010). Taxes, Public Spendings and Economic Growth in OECD countries. - Problems and Perspectives in Management, Vol. 8, Issue 1.
- Granger, C.* (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. - *Econometrica*, Vol. 37, N 3, p. 424-438.
- Dickey, D., W. Fuller* (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. - *Journal of the American Statistical Association*, Vol.74, N 366, p.427-431.
- Hendry, D.* (1995). Dynamic Econometrics: Advanced Texts in Econometrics. Oxford University Press.
- Johansen, S.* (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. - *Econometrica*, Vol. 59, N 6, p. 1551-1580.
- Jorgensen, D. W.* (1963). Capital Theory and Investment Behavior. - *American Economic Review*, 53(2), p.247-259.
- Mirrlees, J. A.* (1971). An Exploration in the Theory of Optimum Income Taxation. - *The Review of Economic Studies*, Vol. 38, N 2, April, p. 208.
- O'Connor, B.* (2103). The Structure of Ireland's Tax System and Options for Growth; Enhancing Reform. - *The Economic and Social Review*, Vol. 44, N 4, Winter, p. 511–540.
- Ramanathan, R.* (1995). *Introductory Econometrics with Applications*, Third Edition. San Diego: University of California.
- Ramsey, F.* (1927). A Contribution to the Theory of Taxation. - *Economic Journal*, p. 47-61
- Stoilova, D. & N. Patonov* (2013). An Empirical Evidence for the Impact of Taxation on Economy Growth in the European Union. - *Tourism and management studies*, Vol. 3, p. 1030–1039, <http://tmstudies.net/index.php/ectms/article/view/485>
- Sørensen, P. B.* (2006) The Theory of Optimal Taxation: What is The Policy relevance.
- Sheshinski, E.* (1972). The Optimal Linear Income-tax. - *The Review of Economic Studies*, Vol. 39, Issue 3, July, p. 297-302.

Приложение 1

Дики-Фулър тест за единичен корен (2003-2013 г.)

Критична стойност при 5%	Дики-Фулър статистика	t - статистика	Вероятност
<i>ДДС</i>	-3.424499	-2.883579	0.0118
<i>Акцизи</i>	-5.577059	-2.883579	0.0000
<i>Подоходен данък</i>	-3.178222	-2.883753	0.0235
<i>Корпоративен данък</i>	-3.006370	-2.883930	0.0369
<i>Държавни разходи</i>	-3.642156	-2.883579	0.0061
<i>Мита</i>	-2.547135	-2.883579	0.1069
<i>Мита (първи разлики)</i>	-13.62018	-2.883753	0.0000
<i>Дивиденди</i>	-1.686368	-2.883579	0.4358
<i>Дивиденди (първи разлики)</i>	-13.18191	-2.883753	0.0000
<i>Държавни приходи</i>	-2.204481	-2.883753	0.2058
<i>Държавни приходи (първи разлики)</i>	14.48884	-2.883753	0.0000

Приложение 2

Дики-Фулър тест за единичен корен (2010-2013 г.)

Критична стойност при 5%	Дики-Фулър статистика	t - статистика	Вероятност
<i>Държавни разходи</i>	-8.964533	-2.926622	0.0000
<i>Държавни приходи</i>	-2.941234	-2.925169	0.0482
<i>Държавен дълг</i>	-4.288374	-2.925169	0.0013

Приложение 3

Тест на Йохансен за коинтеграция
Променливи: държавни приходи, дивиденди

Хипотеза (предположение)	Стойност	Трейс статистика	0.05 критична стойност	Вероятност
Нито една	0.380383	12.54020	15.49471	0.1328
Най-много 1 *	0.341029	5.839050	3.841466	0.0157

Коинтеграционен тест за максимална собствена стойност

Хипотеза (предположение)	Стойност	Макс-Ейнген статистика	0.05 критична стойност	Вероятност
Нито една	0.380383	6.701148	14.26460	0.5251
Най-много 1 *	0.341029	5.839050	3.841466	0.0157

Приложение 4

Тест на Йохансен за коинтеграция
Променливи: държавни приходи, мита

Хипотеза (предположение)	Стойност	Трейс статистика	0.05 критична стойност	Вероятност
Нито една	0.390363	12.55020	15.51471	0.1399
Най-много 1*	0.351029	5.889050	3.861466	0.0169

Коинтеграционен тест за максимална собствена стойност

Хипотеза (предположение)	Стойност	Макс-Ейнген статистика	0.05 критична стойност	Вероятност
Нито една	0.390363	6.901148	14.27760	0.5358
Най-много 1*	0.351029	5.849062	3.842966	0.0178

Приложение 5

Корелационни зависимости (2003-2013 г.)

	Държавни приходи	ДДС	Акцизи	Мита	Корпоративен данък	Подоходен данък	Дивиденди
Държавни приходи	1.000000						
ДДС	0.916892	1.000000					
Акцизи	0.541614	0.428947	1.000000				
Мита	0.631701	0.710147	0.239678	1.000000			
Корпоративен данък	0.617114	0.366043	0.190489	0.121760	1.000000		
Подоходен данък	0.351677	0.178815	-0.251733	0.084783	0.649105	1.000000	
Дивиденди	0.492378	0.268475	0.175722	0.074949	0.589916	0.604130	1.000000

Приложение 6

Корелационни зависимости (2010-2013 г.)

	Държавни разходи	Държавни приходи	Държавен дълг
Държавни разходи	1.000000		
Държавни приходи	-0.507102	1.000000	
Държавен дълг	0.028569	-0,028547	1.000000

Приложение 7

Тест на Уайт за хетероскедастичност (2003-2013 г.)

F -статистика	8.711906	Вероятност F (27,104)	0.0000
Наблюдения*R- квадрат	91.53086	Вероятност Chi -квадрат (27)	0.0000

Приложение 8

Тест на Уайт за хетероскедастичност (2010-2013 г.)

F - статистика	7.711906	Вероятност F (27,104)	0.0021
Наблюдения*R- квадрат	19.53086	Вероятност Chi -квадрат (27)	0.0421

Приложение 9

Тест за причинност по Грейнджър

Нулева хипотеза:	Лаг	Наблюдения	F-статистика	Вероятност
<i>ДП няма причинност по Грейнджър ДР</i>	2	46	2.94337	0.0639
<i>ДР няма причинност по Грейнджър ДП</i>			1.33236	0.2750
<i>ДД няма причинност по Грейнджър ДП</i>	2	46	0.12822	0.8800
<i>ДР няма причинност по Грейнджър ДД</i>			2.55723	0.0898
<i>ДД няма причинност по Грейнджър ДП</i>	2	46	6.39223	0.0038
<i>ДП няма причинност по Грейнджър ДД</i>			0.73782	0.4844
<i>ДП няма причинност по Грейнджър ДР</i>	4	44	3.39847	0.0189
<i>ДР няма причинност по Грейнджър ДП</i>			2.45789	0.0636
<i>ДД няма причинност по Грейнджър ДР</i>	4	44	0.68399	0.6078
<i>ДР няма причинност по Грейнджър ДД</i>			5.31134	0.0019
<i>ДД няма причинност по Грейнджър ДП</i>	4	44	4.15849	0.0074
<i>ДП няма причинност по Грейнджър ДД</i>			1.04984	0.3957
<i>ДП няма причинност по Грейнджър ДР</i>	6	42	1.62521	0.1759
<i>ДР няма причинност по Грейнджър ДП</i>			2.88700	0.0249
<i>ДД няма причинност по Грейнджър ДР</i>	6	42	0.88460	0.5187
<i>ДР няма причинност по Грейнджър ДД</i>			4.21330	0.0036
<i>ДД няма причинност по Грейнджър ДП</i>	6	42	1.82062	0.1298
<i>ДП няма причинност по Грейнджър ДД</i>			0.96401	0.4665

25.1.2016 г.