



Монте Карло симулация на промените в държавния дълг за периода 2017 – 2019 г.

доц. д-р Николай Атанасов

Въведение

Нарастването на дълговото бреме на националното стопанство през последните няколко години поставя някои актуални за разрешаване въпроса. Един от тях несъмнено е степента на риск от непогасяване в съответните срокове на настъпващите плащания по вече сключените държавни заеми. От тази гледна точка опитите за оценка на риска в бъдещото управление на дълга представляват определен интерес като едновременно с това имат висока полезност.

Целта на настоящото изследване е да се измери количествено степента на риск при управлението на държавния дълг на Република България. За постигане на поставената цел първата задача е избора на променлива, чиито колебания най-бързо да се отразят негативно върху равнището на държавния дълг, т.е. да доведат до ново нарастване на дълговото бреме, като с това да повишат риска от бъдещо непогасяване в срок. В рамките на изследването тази променлива се нарича „променлива с най-голямо рисково тегло”. Втората задача е построяване на аналитичен модел на държавния дълг с използване като независима променлива тази с най-голямо рисково тегло. Третата задача е провеждане на симулацията по метода „Монте Карло” и получаване на рисковите характеристики на държавния дълг.

Материал и методи.

Събраният емпиричен материал се отнася до две променливи с ясно изразен финансов характер, каквито са брутният държавен дълг и данъчните приходи в държавния бюджет на Република България. Източникът на данни са официалните бюлетини за дълга, както и статистически бази на Министерство на финансите на Република България^{1,2,3,4,5}. Динамичните редове, които представляват входящи за проведения анализ променливи могат да бъдат видени в табл. 1.

Табл. 1. Изходни динамични редове за моделиране на държавния дълг.

/млн.лв./

Година	Държавен дълг (GD)	Данъчни приходи (TR)
1998	18 653,0	4 172,0
1999	18 868,6	4 264,5
2000	19 686,7	4 899,3
2001	19 652,7	5 185,3
2002	17 156,4	5 438,2
2003	15 871,4	6 527,2
2004	14 690,6	8 473,6
2005	12 380,9	9 828,8
2006	11 041,9	11 652,3
2007	10 097,6	13 920,8
2008	9 469,3	16 125,9
2009	9 443,7	14 359,1
2010	10 532,1	13 501,2
2011	11 629,1	14 468,1
2012	13 673,6	15 290,6
2013	14 118,5	15 622,1
2014	22 102,3	15 860,3
2015	22 714,1	17 151,5
2016*	24 501,7	18 065,5

* 2016 г. стойността на дълга е определена от автора като към сумата на дълга от предходната година е добавена със знак плюс абсолютната стойност на нетното финансиране на бюджетния дефицит, определено с годишния закон за държавния бюджет. Данните за данъчните приходи за 2016 г. са планираните чрез годишния закон за държавния бюджет.

¹ Government Debt Review 2014. Ministry of Finance, 2015, p. 27.

² Government Debt Review 2002. Ministry of Finance, 2003, p. 68.

³ <http://www.minfin.bg/bg/statistics/13>.

⁴ <http://www.minfin.bg/bg/statistics/18#2015>.

⁵ Държавен дълг – месечен бюлетин, МФ, декември 2015 г., с. 1.



Използваните методи на анализ са количествени – Монте Карло симулация, регресионен анализ, дескриптивен и честотен анализи. За провеждане на изследването е следвана следната емпирична стратегия:

- построяване на регресионен модел на държавния дълг с независима променлива данъчните приходи;
- определяне на темп на растеж на приходите от данъци за прогнозен период от три години (2017–2019 г.);
- определяне на характеристиките - средна и стандартно отклонение на темпа на растеж на данъчните приходи;
- провеждане на Монте Карло симулация за всяка от годините от прогнозния период;
- обобщаване, анализ и интерпретация на получените резултати.

Монте Карло симулацията е реализирана изцяло чрез създаване на компютърен файл с работни таблици чрез Microsoft Excel. Регресионният анализ, тестовете за нормалност, серийна автокорелация и дескриптивната статистика са направени чрез SPSS 17.0.

Резултати и дискусия

1. Избор на период на анализ и на независима променлива.

Преди да бъде пристъпено към изложение на резултатите и тяхното обсъждане е необходимо първо да бъдат обосновани два избора – периода на анализ (след 1998 г.) и независимата променлива – в случая данъчните приходи. По отношение на периода на анализ е нужно да бъдат взети под внимание преди всичко особеностите в развитието на националното стопанство през последното десетилетие на 20-ти век. То се отличаваше с поставяне на началото на прехода към пазарно стопанство, т.е. със съществени структурни промени във всички области на социално-икономическия живот на страната. Преходът бе осъществяван, или поне първите години от него, в условията на дълбока икономическа криза – рязък спад на БВП, нарастване на безработицата, множество фалити, галопираща и хипер инфлация, девалвация на националната валута. Негативните процеси бяха постепенно овладени едва в края на века и самото началото на новото хилядолетие. Така периодът след

въвеждане на паричния съвет и година по-късно последвалата го деноминация, както и относително продължителният период на придържане към по-консервативна фискална и дългова политики са основа за получаване на по-надеждни и устойчиви резултати. Смесването на периоди, в които едни процеси и явления са със много силно действие, а после затихват чувствително и се появяват нови, създава условия за значителни статистически грешки и генерирането на ненадеждни аналитични резултати [1].

В по-новата литература се предлагат подходи за разрешаване на този проблем като се използват т.нар. помощни променливи при създаването на регресионни модели. Чрез тях се отчита влиянието на специфични времеви или пространствени фактори [2,3].

Вторият въпрос, относно изборът на независима рискова променлива, се базира на проведено литературно проучване, относно източниците на погасяване на дълга. Като такива се открояват основно редовните данъчни приходи в централния бюджет [4]. Недостигът от данъчни приходи води до дефицит, а основният начин за неговото финансиране остават държавните заеми. На тази основа бюджетният дефицит и новите заеми оказват пряко въздействие към нарастване на сумата на дълга и на дълговото бреме, при равни други условия. Такава теза може да бъде открита и при други източници. Нещо повече формулира се и връзката между дълговото и данъчното бреме – като нарастването на дълга се отразява на бъдещото дългово бреме. В крайна сметка се формира извода, че основният източник на погасяване на дълга са редовните данъчни приходи. От друга страна пък недостигът от данъчни приходи може да бъде главната причина за формиране на дефицит и нарастване на дълга [4,5,6,7]. Бихме могли да приемем, че редовните данъчни приходи са една от рисковите променливи с най-голямо рисково тегло по отношение вземането на нови заеми или безпроблемното погасяване на стари.

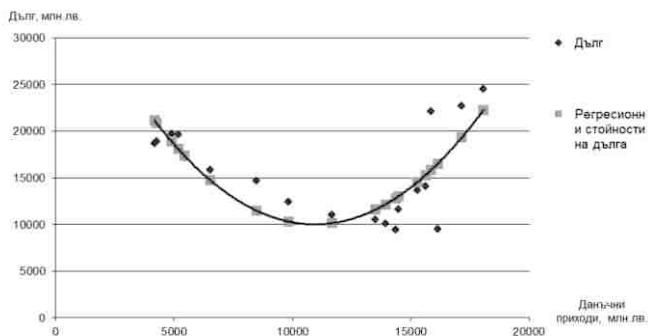
2. Регресионни модели на държавния дълг.

За да бъде осъществена Монте Карло симулацията е необходимо първо да бъде изведена зависимостта на дълга по отношение



на данъчните приходи. На фиг. 1 е представена диаграмата на разсейване на размера на дълга в рамките на периода 1998 – 2016 г..

Фиг. 1. Диаграма на разсейване на стойностите на дълга и регресионна линия.



Зависимостта между стойностите на дълга и на данъчните приходи може да бъде описана най-достовърно с помощта на полином от втора степен. На табл. 2 са представени данните на регресионния модел на дълга с независима променлива данъчните приходи.

Табл. 2. Статистически оценки на регресионния модел на държавния дълг с независима променлива данъчните приходи.

	Стойност	Равнище на значимост
Данни за модела		
Коефициент на корелация на Пирсън	0,789	0,000
Коефициент на детерминация	0,623	0,000
Стандартна грешка	3119,09	
F Статистика	13,218	0,000
Оценки на регресионните коефициенти и на свободния член		
β_0	39096,731	0,000
β_1	-5,3127	0,000
β_2	0,00024	0,000

Според данните от таблица 2 регресионната зависимост между дълга и данъчните приходи добива вида:

$$GD = 39096,73 - 5,31 \cdot TR + 0,00024 \cdot TR^2 \quad (1)$$

Регресионният модел, представен чрез полином от втора степен е статистически

достоверен с високи коефициенти на корелация и детерминация. Оценките на свободният член и на регресионните коефициенти са също така статистически достовърни. Стандартното отклонение на остатъците обаче е високо 29 407,1 млн.лв.. Този факт със сигурност се дължи на по-нестабилните стойности на дълга през последните три години. Тези години се отличават и с екстремно най-големите размери да държавния дълг в рамките на наблюдавания период, като те стоят доста над регресионната линия (фиг. 1). Екстремно ниските стойности на дълга са за 2007 – 2009 г.. Фактическите стойности на дълга показват високи показатели за разсейване около средната. На таблица 3 могат да бъдат сравнени резултатите от дескриптивната статистика на дълга и на данъчните приходи.

Табл. 3. Дескриптивна статистика на дълга и на данъчните приходи за периода 1998 – 2016 г.

Показател	Държавен дълг	Данъчни приходи
Брой наблюдения	19	19
Средна аритметична	15593,91	11305,59
Медиана	14690,60	13501,25
Стандартно отклонение	4789,12	4921,02
Минимална стойност	9443,70	4172,00
Максимална стойност	24501,70	18065,50
Размах	15058,00	13893,50
Интерквартилно разстояние	8610,80	10183,90

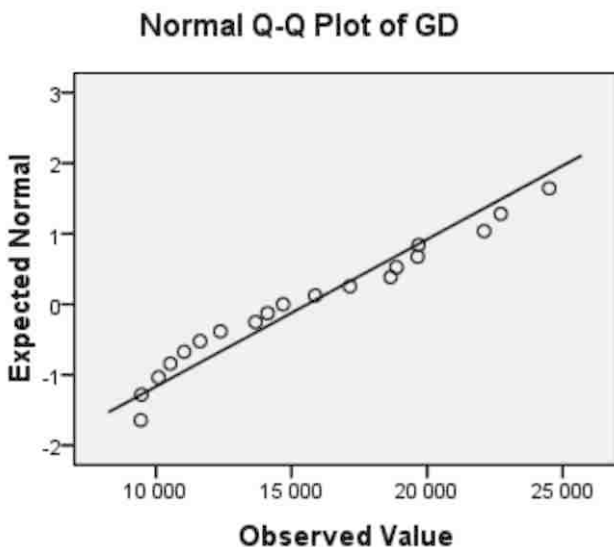
Разсейването на данъчните приходи е относително по-голямо в сравнение с това на дълга – коефициентите на стандартно отклонение към средната са съответно равни на 0,31 на дълга и 0,4 на данъчните приходи. Наблюдаваме също така и доста по-висока разлика между значенията на трети и първи квартали при данъчните приходи. Интересен е и друг факт, който би следвало да бъде взет под внимание при възприемането на така изведения регресионен модел. Трите екстремно най-големи стойности на дълга са за последните три години, а най-малките му значения наблюдаваме



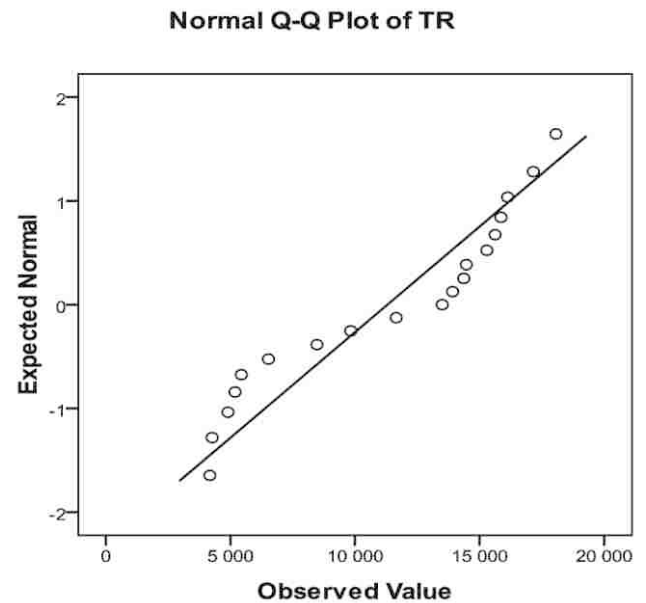
в средата на периода (2007 – 2010 г.). При данъчните приходи откриваме друга времева зависимост – максималните значения са също така през последните години, но най-ниските биват реализирани в началото на периода след въвеждане на паричния съвет. Обяснението за тези различия в екстремно високите и екстремно ниските стойности се дължи на следните фактори: първо – плавното нарастване на номиналния БВП, а с това и на данъчните приходи и второ – на необичайната ситуация, в която се озова финансовата система в кризисния и най-вече в пост кризисен период, породила нужда от дългово финансиране на част от бюджетните разходи.

Друг интересен момент от дескриптивният и честотен анализ е, че наблюдаваните стойности на дълга са близки до нормалното разпределение (Shapiro-Wilk Sig. > 0,05) за разлика от тези на данъчните приходи (Shapiro-Wilk Sig. < 0,05). На фигури 2 и 3 могат да бъдат видени Q-Q графиките за анализирания променливи, които потвърждават резултатите от теста за нормалност.

Фиг. 2. Q-Q графика на държавния дълг.

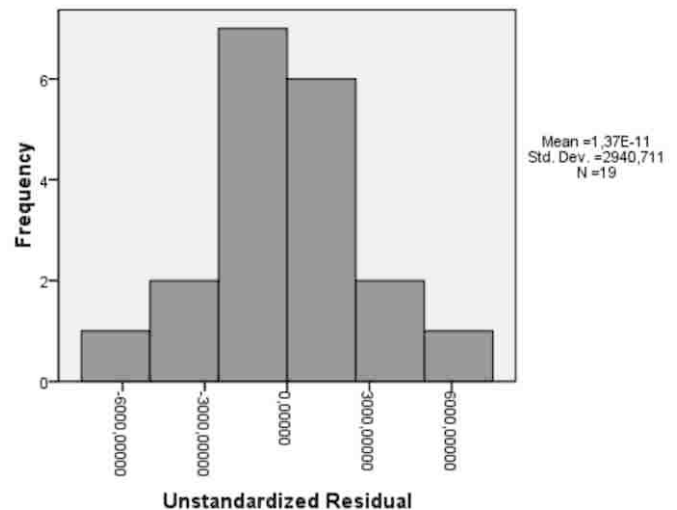


Фиг. 3. Q-Q графика на данъчните приходи.



Остатъците на регресионния модел са със средна близка до нула и са нормално разпределени, което отговаря на условията за прилагане на метода на най-малките квадрати и е от полза за възприемането на така изведения регресионен модел. Това може да бъде видяно на фиг. 4.

Фиг. 4. Честотно разпределение на остатъците на модела.



Тестовата статистика (Shapiro-Wilk Sig. > 0,05) потвърждава графичния анализ, като се приема нулевата хипотеза, че остатъците са с разпределение близко до нормалното. Недостатъкът обаче е в другото изискване за надеждност на оценките, получени чрез МНК –



остатъците да са независими. В случая е налице серийна автокорелация. Този извод се потвърждава от Дърбин-Уотсън статистиката ($DW = 0,887$). За първите два лага се получават високи статистически значими коефициенти на автокорелация ($\text{Box-Ljung Sig.} < 0,05$).

Ако трансформираме изходните променливи с разлики от първи порядък ще получим статистически незначим регресионен модел ($R^2 = 0,238$, $\text{Sig. F} > 0,05$). Остатъците вече не са изложени на автокорелация ($\text{Box-Ljung Sig.} > 0,05$ за всичките 16 лага, а $DW=2,223$), но като цяло обясняващата сила на модела силно намалява. Само 23,8% от разсейването на ΔGD могат да бъдат обяснени с вариацията на ΔTR . Останалите 76,2% от дисперсията в промените на дълга се дължат на други фактори.

Резултатите от регресионния анализ не са така еднозначни, но дават повече основания да бъде продължено чрез Монте Карло симулацията на базата на първата регресионна зависимост. Причините са, че тя има значително по-голяма обясняваща сила. Разбира се към резултатите е необходимо да се отнасяме и с определени резерви, тъй като е открита серийна автокорелация, а разпределението на данъчните приходи се различава съществено от нормалното.

3. Монте Карло симулация на стойностите на дълга.

За да бъде реализирана Монте Карло симулацията на дълга са необходими някои изходни допускания. В основата на стои допускането за нормално разпределение на наблюдаваните променливи. В нашия случай, наблюдаваните стойности на дълга са нормално разпределени, това е в сила и за остатъците на неговия регресионен модел. Второто условие се изразява в определянето на средноочакван темп на нарастване на данъчните приходи (Gr). Този темп може да бъде установен на базата на наблюдаваните данъчни приходи за периода след 1998 г. В случая може да получим неговото средно значение и стандартно отклонение ($\mu = 8,92\%$ и $\sigma = 10,04\%$). Другият подход е да бъдат приети като основа на симулацията, съответно, средната и стандартното отклонение на посочените в средносрочната актуализирана бюджетна прогноза данъчни и осигурителни приходи [8]. Те са представени на таблица 4.

Табл. 4. Прогнозни данъчни и осигурителни приходи за периода 2017-2019 г.

Година	Данъчни и осигурителни приходи	Темп на растеж
2016*	25992,2	
2017	27252,7	4,85%
2018	28451,7	4,40%
2019	29503,5	3,70%

*Според средносрочната бюджетна прогноза посочените данни за 2016 г. са реално очакваните за събиране.

Прогнозата дава възможност за определяне на средноочакваният темп на растеж и на неговото стандартно отклонение. Те са доста по-ниски, което е лесно обясним факт предвид краткия прогнозен период, като приемат следните значения: $\mu = 4,32\%$ и $\sigma = 0,58\%$.

На тази основа метода „Монте Карло“ се реализира чрез генериране на случайни годишни стойности на темпове на растеж (за всяка отделна година от прогнозния период) и, на тази основа, на прогнозни данъчни приходи, като за базова година се използват данъчните приходи за 2016 г. (вж. табл. 1). Самото генериране на случайния годишен темп на растеж става с използване на функцията $\text{NORMINV}(\text{RAND}(); 4,32\%; 0,58\%)$. В случая аргументът „ $\text{RAND}()$ “, който също така е функция дава случайно число в интервала $[0;1)$. На практика това изпълнява ролята на случайна вероятност, която заедно със зададените средна 4,32% и стандартно отклонение от 0,58% дават за отговор процент на темпа на растеж, който би бил възможно най-висок, при зададената случайна вероятност и при допускане за нормално разпределение. Excel дава възможност за провеждане на една Монте Карло симулация при всяко натискане на бутон „F9“. Настоящото изследване е базирано на 1000 опита или с други думи една симулация с едно натискане на въпросния бутон дава за резултат 1000 случайни значения на темпове на растеж, на сумата на данъчните приходи и съответно на дълга във всяка една от годините в рамките на прогнозния период. Всяка една случайна величина на дълга е генерирана чрез следната зависимост:



$$Gd_{2017} = 39096,73 - 5,31 \cdot TR_{2016} \cdot (1 + Gr_{2017}) + 0,00024 \cdot [TR_{2016} \cdot (1 + Gr_{2017})]^2 \quad (2)$$

$$GD_{2018} = 39096,73 - 5,31 \cdot TR_{2016} \cdot (1 + Gr_{2017}) \cdot (1 + Gr_{2018}) + 0,00024 \cdot [TR_{2016} \cdot (1 + Gr_{2017}) \cdot (1 + Gr_{2018})]^2 \quad (3)$$

$$Gd_{2019} = 39096,73 - 5,31 \cdot TR_{2016} \cdot (1 + Gr_{2017}) \cdot (1 + Gr_{2018}) \cdot (1 + Gr_{2019}) + 0,00024 \cdot [TR_{2016} \cdot (1 + Gr_{2017}) \cdot (1 + Gr_{2018}) \cdot (1 + Gr_{2019})]^2 \quad (4)$$

След като разполагаме със случайните величини на дълга резултатите от симулацията могат да бъдат обобщени чрез съответната дескриптивна статистика, т.е. с помощта на средноочакваните годишни стойности и на показателите им за разсейване. Резултатите от една Монте Карло симулация, включваща 1000 опита осигурява данните за средна и разсейване на дълга по години, както е в таблица 5.

Табл. 5. Данни от Монте Карло симулацията при темп на нарастване на данъчните приходи с $\mu = 4,32\%$ и $\sigma = 0,58\%$.

	2017 г.	2018 г.	2019 г.
Брой опити	1000	1000	1000
Максимална стойност	25324,6	29094,7	33802,4
Минимална стойност	22836,4	25469,2	28580,7
Средна аритметична	24203,2	27374,4	31054,0
Размах	2488,2	3625,5	5221,8
Стандартно отклонение	402,1	624,6	875,2
Коефициент на вариация	0,017	0,023	0,028
Интервал на централните 68,3% от случаите	[23801; 24605]	[26750; 27999]	[30179; 31929]

От таблица 5 може да бъде направено сравнение на степента на колебание на оценката на дълга по години. С нарастване на колебанието и непостоянството, измервано с показателите за разсейване, като стандартното отклонение, може да се правят изводи за равнището на риск от нарастване на дълга, дължащо се в главна степен на данъчните приходи. Налице е ясно

изразена тенденция на нарастване на волатилността на оценката на дълга с отдалечаване от настоящия момент. През всяка следваща година стойностите на размаха, стандартното отклонение и на коефициента на вариация растат чувствително. Стойностите на дълга за трите години, резултат от симулацията са нормално разпределени (Shapiro-Wilk Sig. > 0,05). От свойствата на нормалното разпределение следва изводът, че централните 683 случая попадат в интервала $\mu \pm \sigma$ (вж. на табл. 5).

Друг интересен факт е, че ако проведем симулациите, но при по-високи стойности на средна и стандартно отклонение на данъчните приходи, например при установените за периода след 1998 г. ($\mu = 8,92\%$ и $\sigma = 10,04\%$) бихме регистрирали много по-голямо колебание на оценките на дълга по години, което свидетелства за по-високо равнище на риск от неблагоприятно нарастване, особено в края на прогнозния период. В този случай регистрираме следните резултати от симулацията (Табл. 6).

Табл. 6. Данни от Монте Карло симулацията при темп на нарастване на данъчните приходи с $\mu = 8,92\%$ и $\sigma = 10,04\%$.

	2017 г.	2018 г.	2019 г.
Брой опити	1000	1000	1000
Максимална стойност	56096,5	95558,4	186993,2
Минимална стойност	12186,4	10992,2	10030,0
Средна аритметична	29963,4	40289,6	53047,7
Размах	43910,1	84566,1	176963,2
Стандартно отклонение	8123,0	16047,2	25619,3
Коефициент на вариация	0,271	0,398	0,483

Изводи

Приложението на метода „Монте Карло“ с цел симулиране на стойности на държавния дълг осигурява интересни и дискуссионни резултати. Първо, чрез метода се очертава равнището на колебание, като измерител на риска, предопределено от динамиката на данъчните приходи. В тази връзка се разкриват



следните тенденции:

- средното равнище на дълга е много вероятно да нараства в рамките на прогнозния период 2017-2019 г.;

- с изтичането на периода нараства неизвестността, пораждана от колебанията на дълга, т.е. расте равнището на риск от неблагоприятното му нарастване.

Могат да бъдат направени и други два извода, които касаят главно надеждността на метода и приложимостта му в управлението на държавния дълг. В актуализираната средносрочна бюджетна прогноза се посочва, че към края на 2019 г. съотношението на държавния дълг към прогнозния БВП няма да надвишава 30% [9]. При прогноза на БВП за 2019 г. от 99 729,7 млн. лв. това дава най-вероятен размер на дълга 29 918,9 млн.лв.. В друг документ на МФ, относно параметрите на бюджет 2016 г., откриваме прогноза за съотношението „дълг/БВП“ за 2018 не по-голямо от 28,9%. При прогноза за БВП за същата година от 95 979,3 млн.лв. очакваната сума на държавния дълг би била 27 738,02 млн.лв. [10]. Прогнозите на МФ за 2018 г. и 2019 г. попадат в интервала на централните 683 случая. Този факт говори, че получените резултати са с висока надеждност.

Крайният извод е, че методът „Монте Карло“ може да намери място в анализа на риска от неблагоприятни промени в равнището на държавния дълг. От своя страна данъчните приходи, наред с други променливи, като бюджетното салдо, БВП, бюджетните разходи и др., могат да бъдат използвани успешно за прогнозиране нивата на държавен дълг в периода след въвеждане на паричния съвет.

Използвана литература:

1. Velichkova N. Statisticheski metodi za izuchavane i prognoziranje razvitiето na socialno-ikonomicnaskite iavlenia. Nauka i izkustvo, 1981.
2. Dougherty C. Introduction to econometrics. Oxford University Press, 2002, p. 190–200 [in Russian].
3. Baltagi BH. Econometrics, Fifth Edition, Springer, 2011, p. 194.
4. Stoyanov, V. Teoretichni i publichni finansii. Galic, 2009., s. 417-426.
5. Brown CV, Jackson PM, Public Sector Economics, PSSA, 1998, p. 557-567 [in Bulgarian]
6. Stiglitz, J, Economics of the Public Sector, 1988, p. 790 [in Bulgarian].
7. Greiner A, Fincke B, Public Debt Stability and Economic Growth: Theory and Empirics, Springer, 2015, p. 5-10.
8. Srednosrochna budgetna prognoza za 2017-2019. Reshenie №289 na MS ot 20.04.2016, s. 25.
9. Srednosrochna budgetna prognoza za 2017-2019. Reshenie №289 na MS ot 20.04.2016, s.77.
10. Budjetat na cratko, MF, 2016, s. 10.