

Доц. д-р Иван Тодоров*, доц. д-р Мариана Ушева**,
гл. ас. д-р Стоян Танчев***, Петър Юруков****

ДИСКРЕЦИЯ ИЛИ АВТОМАТИЧЕН МЕХАНИЗЪМ ОПРЕДЕЛЯ МОНЕТАРНИТЕ УСЛОВИЯ В БЪЛГАРИЯ?

Целта на изследването е да се установи какво определя монетарните условия в България при паричен съвет – автоматичният механизъм, характерен за ортодоксалните валутни бордове, или умишлено въздействие от страна на правителството и централната банка. Чрез векторна авторегресия на времеви редове за периода 1998-2018 г. е изследвано влиянието на депозита на правителството в управление „Емисионно“ на Българската народна банка и на процента на задължителните минимални резерви на търговските банки върху паричната база, лихвения процент на между-банковия пазар, паричното предлагане и месечната норма на инфлация. Резултатите от емпиричния анализ показват, че автоматичният механизъм не функционира при българския паричен съвет, а правителството и централната банка въздействат дискреционно върху монетарните условия в страната.¹

JEL: E42; E52

Ключови думи: България; монетарни условия; паричен съвет; автоматичен механизъм; дискреция; векторна авторегресия

Автоматичният механизъм за възстановяване на икономическото равновесие в условията на паричен съвет (ПС) може да се дефинира като „процедура, при която за определен период от време динамиката на паричната база следва динамиката на платежния баланс и всяко отклонение от това успоредно и синхронно движение е сравнително бързо и автоматично коригирано, за да се

* ЮЗУ „Неофит Рилски“, Стопански факултет, ivank.todorov@swu.bg

** ЮЗУ „Неофит Рилски“, Стопански факултет, m.usheva@swu.bg

*** ЮЗУ „Неофит Рилски“, Стопански факултет, stoyan_tanchev@swu.bg

**** Докторант в ЮЗУ „Неофит Рилски“, Стопански факултет, petaryurukovofficial@gmail.com

¹ Assoc. Prof. Ivan Todorov, PhD, Assoc. Prof. Mariana Usheva, PhD, Chief Assistant Prof. Stoyan Tanchev, PhD, Petar Yurukov. DOES A DISCRETIONARY POLICY OR AN AUTOMATIC ADJUSTMENT MECHANISM DETERMINE MONETARY CONDITIONS IN BULGARIA? *Summary:* The goal of this research is to find out what determines monetary conditions in Bulgaria under a currency board arrangement – the automatic adjustment mechanism of the orthodox currency boards or discretionary policies of the government and the central bank. A time series vector autoregression for the period 1998-2018 is employed in order to investigate the impact of the fiscal reserve and the minimum required reserves of the commercial banks on the monetary base, the interbank interest rate, the money supply and the inflation rate. The empirical results indicate that the automatic adjustment mechanism does not function under the Bulgarian currency board but the policies of the government and the central bank have a discretionary effect on monetary conditions in the country. *Keywords:* Bulgaria; monetary conditions; currency board arrangement; automatic adjustment mechanism; discretionary policy; vector autoregression

възстанови функционирането на механизма”. От иконометрична гледна точка това означава, че между двата времеви реда трябва да съществува коинтеграционна връзка (Nenovsky and Hristov, 2002).

Miller (1999) открива значителни отклонения от автоматизма при функционирането на българския паричен съвет. Той отбелязва, че дефицитът в платежния баланс не причинява автоматично свиване на паричната база. Това отклонение от принципите на твърдия паричен съвет се дължи на специфичния дизайн на българския ПС.

Твърдият паричен съвет изключва паричната политика и представлява специфична форма на монетарна конституция. Тъй като активите в баланса на управление „Емисионно” на БНБ са само международни, но не и вътрешни, динамиката на паричната база зависи единствено от промените в международните валутни резерви, които произтичат от позицията на платежния баланс. Както е добре известно от опита със стабилизационни програми, базирани на фиксирани валутни курсове, отговорността за макроикономическото управление пада изцяло върху фискалната политика. Дизайнът на българския паричен съвет включва, умишлено или не, възможността правителството да извършва парична политика чрез своя депозит в пасивите на управление „Емисионно”. Може определено да се твърди, че съществува специфичен трансмисионен механизъм, чрез който фискалната политика влияе директно върху паричната база и индиректно върху лихвените проценти. Въздействие на фискалната политика върху ликвидността при паричен съвет откриват Nenovsky et al. (2001).

Опростено балансът на управление „Емисионно” може да се представи по следния начин: Активите се състоят от чуждестранните валутни резерви FER , а пасивите – от банкнотите и монетите в обръщение C , общите резерви на търговските банки R , правителствения депозит GD и депозита на управление „Банково” BD . Общите резерви на търговските банки са сума от техните задължителни минимални резерви и свръхрезерви, а депозитът на управление „Банково” е чистата стойност на паричния съвет. Ако MB е паричната база, тогава:

$$(1) \quad MB \equiv C + R \equiv FER - GD - BD.$$

Правителственият депозит показва бюджетните приходи и разходи на правителството, както и неговите заеми. Ако T са данъчните приходи, E – текущите и инвестиционните разходи на правителството, P – приходите от приватизация, dBn – нетната стойност на финансирането с ценни книжа и dl – стойността на трансшовете от МВФ, то тогава правителственият депозит е равен на:

$$(2) \quad GD = T - E + (-P - dBn - dl).$$

Така паричното предлагане добива класическата форма:

$$(3) \quad MS = mMB = m[FER - (T - E - P - dBn - dl) - B],$$

където m е паричният мултипликатор ($m > 0$).

Дискреция или автоматичен механизъм определя монетарните условия в България?

Или

$$(4) \quad MS = mMB = m[FER - T + E + P + dBn + dl - B].$$

Динамиката на приходите и разходите въздейства директно върху паричната база и индиректно върху паричното предлагане. Спадът на данъчните приходи причинява автоматична парична експанзия и обратно – нарастването им води до парична контракция. Увеличаването на правителствените разходи разширява паричната база и обратно – тяхното ограничаване води до свиване на паричното предлагане. Вероятността частната производна на приходите от приватизация да бъде и положителна, и отрицателна произтича от факта, че приватизацията се състои от два финансови компонента – вътрешни фондове и чуждестранен капитал. В първия случай се получава свиване на паричната база и нарастване на фискалните резерви, което води до негативна частна производна. Във втория случай приватизацията чрез чуждестранен капитал се отразява върху финансовата сметка на платежния баланс и може да предизвика нарастване на паричното предлагане. В общия случай динамиката на правителствения депозит синтезира не само фискалната, но и паричната политика. В известен смисъл може да се заключи, че двете политики са съчетани в едно синкретично цяло. Тази синкретична политика може да има силна дискреционна природа и да замести дискрецията на класическата централна банка (ЦБ) (Nenovsky and Hristov, 2002).

Основната разлика между централната банка и паричния съвет е наличието при последния на автоматичен механизъм за относително бързо коригиране на възникналите икономически неравновесия. Въпреки сходствата си автоматичните механизми на златния стандарт и на паричния съвет не са идентични по няколко причини. Първо, златният стандарт е международен паричен режим и автоматичният му механизъм за приспособяване действа едновременно във всички страни, докато при ПС той функционира само в отделни държави. Второ, при златния стандарт парите имат стокова котва във всички страни, докато в днешно време са напълно фидуциарни. Трето, при златния стандарт за разлика от ПС паричното предлагане и паричната база са близки по размер (Desquilbet and Nenovsky, 2004).

В нашето изследване се предполага следната верига от причинно-следствени връзки: дефицит в платежния баланс → свиване на паричните агрегати → спад на банковото кредитиране → нарастване на лихвените проценти → понижаване на съвкупния доход → намаляване на общото ценово равнище и промяна в структурата на относителните цени → обезценка на реалния валутен курс → възстановяване на равновесието в платежния баланс.

Съществуват два възможни теоретични подхода за проверка на функционирането на автоматичния механизъм на паричния съвет: първо, агрегирано (обобщено) тестване на целия механизъм и второ, подробно тестване на всяка единица в причинно-следствената верига. Вторият подход е сложен, изисква

детайлно проучване на всяка единица и изграждане на структурен модел, който описва действието на автоматичния механизъм на паричния съвет. Първият подход е по-подходящ за целите на представеното изследване. Той приема целия автоматичен механизъм за „черна кутия“ – промените във входните данни (салдото по платежния баланс), измененията в изходящата информация (паричната база или паричното предлагане) и принципа за обратна връзка. Принципът за обратна връзка може да бъде автоматичен, т.е. в рамките на автоматичния механизъм, или дискреционен – извън автоматичния механизъм. Тук се прави емпирична проверка на функционирането на автоматичния механизъм, без да е необходимо да се описват подробно всички вериги, и априори се приема причинно-следствена връзка от платежния баланс към паричната база/паричното предлагане.

Изследването на връзката между платежния баланс и паричната база се нарича „слаб“ тест за наличието на автоматичен механизъм, а проучването на зависимостта между платежния баланс и паричното предлагане – „силен“ тест (Nenovsky, Hristov and Mihaylov, 2001). Тъй като връзката „платежен баланс – парична база“ се смята за по-силна от връзката „платежен баланс – парично предлагане“, потвърждаването на първата връзка се приема за „слабо“, а потвърждаването на втората за „силно“ доказателство за наличието на автоматичен механизъм. Тази терминология отразява факта, че зависимостта между паричната база и паричното предлагане не е автоматична и линейна, а представлява набор от поведенчески (най-често нелинейни) функции. При златния стандарт паричната база е най-големият компонент на паричното предлагане. В съвременния свят на фидуциарни пари паричната база е малка част от цялото предлагане на пари. В днешно време депозитите, различните парични и финансови инструменти са по-важни за цялостната динамика на паричното предлагане от паричната база. Затова е препоръчително връзката „платежен баланс – парично предлагане“ да се изследва чрез най-обобщения тест за функциониране на автоматичния механизъм на паричния съвет. В този случай „черната кутия“ на автоматичния механизъм съдържа в себе си поведението на финансовите посредници, домакинствата и фирмите. За да функционира автоматичният механизъм, трябва да бъдат изпълнени две важни условия: пълна либерализация на икономиката и политическа и социална стабилност (Nenovsky and Hristov, 2002).

По-нататък в изследването са представени „слабият“ тест (анализът на връзката „платежен баланс – парична база“) и „силният“ тест (изследване на зависимостта „платежен баланс – парично предлагане“). Автоматичният механизъм на паричния съвет (в неговата „силна“ форма) е ефективен само ако за определен период динамиката на паричното предлагане следва тази на платежния баланс, като всяко отклонение от това успоредно и синхронно движение се коригира сравнително бързо и автоматично (без дискреционната намеса на централната банка). От иконометрична гледна точка това означава, че двата времеви реда трябва да бъдат коинтегрирани и да съществува механизъм за

Дискреция или автоматичен механизъм определя монетарните условия в България?

корекция на грешката (за възстановяване на отклоненията от дългосрочното равновесие).

Важно е да се уточни, че за автоматичен механизъм може да се говори само ако има връзка между платежния баланс и паричната база/паричното предлагане без присъствието на дискреционни променливи в модела. Ако между платежния баланс и паричната база/паричното предлагане съществува връзка и в модела присъстват дискреционни променливи, не може да се говори за чисто функциониране на автоматичния механизъм, а по-скоро за приспособяване чрез дискреция (или комбинирано приспособяване чрез автоматизъм и дискреция) (Nenovsky, Hristov and Mihaylov, 2001).

Автоматичният механизъм и паричната база

Методология и данни, използвани при емпиричния анализ

Представеният емпиричен анализ има две цели. Първо, да се провери дали автоматичната връзка между динамиката на платежния баланс и динамиката на паричната база, типична за „твърдите“ парични съвети от първо поколение, съществува и при „мекия“ български паричен съвет от второ поколение. Второ, да се установи как включването на правителствения депозит в пасивите на управление „Емисионно“ на БНБ въздейства върху динамиката на паричната база.

При първото поколение „твърди“ парични съвети динамиката на паричната база се определя изцяло от динамиката на платежния баланс. Ако няма възможност да се променя нивото на покритие на паричната база с международни резерви или нивото на задължителните минимални резерви (ЗМР) на търговските банки, тогава не съществуват фактори, причиняващи отклонения от дългосрочното равновесие между платежния баланс и паричната база. За да има дългосрочна равновесна връзка (коинтеграция) между платежния баланс и паричната база, двата времеви реда трябва да бъдат интегрирани от първи ред $I(1)$ и между базовите им стойности да съществува стационарна линейна комбинация.

Факторите, които могат да причинят отклонения от дългосрочното равновесие между платежния баланс и паричната база, са пет: запазването на функцията „кредитор от последна инстанция“ (КПИ), промяната на задължителните минимални резерви, методологията на отчитане на тези резерви, включването на правителствен депозит в пасивите на управление „Емисионно“ и неотразяването на финансирането от Международния валутен фонд (МВФ) и други международни финансови източници във финансовата сметка на платежния баланс. За целия период на съществуване на паричния съвет в България (1997-2018 г.) БНБ не е действала като кредитор от последна инстанция, променяла е размера на задължителните минимални резерви само три пъти (през юли 2000, септември 2007 и декември 2008 г.) и от 2007 г. не ползва финансиране от МВФ. Може

да се приеме, че основният причинител на отклонения от дългосрочното равновесие между паричната база и платежния баланс при българския паричен съвет е фискалният резерв (депозитът на правителството в пасивите на баланса на управление „Емисионно“ на БНБ).

Коинтеграцията и моделите с корекция на грешката са широко използвани подходи в изследвания за наличие на дългосрочна равновесна връзка между променливи (Nenovsky and Hristov, 1998; Nenovsky, Hristov, and Mihaylov, 2001; Nenovsky and Hristov, 2002; Petrov, 2000 и др.). Главна черта на коинтегрираните променливи е, че тяхната динамика зависи от размера на всяко отклонение от дългосрочното равновесие. За да може системата да се връща към дългосрочното си равновесно състояние, движението на някои от нейните променливи трябва да реагира на величината на неравновесието. Съгласно възприетото тук определение на Nenovsky и Hristov (2002) за автоматичния механизъм за възстановяване на равновесието при паричен съвет, съществуването на коинтеграция между платежния баланс и паричната база е доказателство за гладкото функциониране на този механизъм. Отсъствието на коинтеграция е сигнал за недобро функциониране на автоматичния механизъм и за наличие на дискреция. Променливите, отразяващи възможностите за дискреционна политика, са фискалният депозит на правителството в БНБ и размерът на ЗМР на търговските банки.

В нашето изследване е приложен методът векторна авторегресия (VAR). Използвани са месечни данни на БНБ и на Европейската централна банка (ЕЦБ) за периода януари 1998 - декември 2018 г. Всички показатели са изчислени като процентни темпове на изменение спрямо предходния месец с изключение на ЗМР, които са дадени като процент от депозитите, и на основния лихвен процент в Еврозоната.

Всички променливи са тествани за стационарност. Ако се установи, че те са интегрирани от първи ред, са направени тестове за оптимален брой на лаговете и за коинтеграция на Йохансен. Оптималният брой лагове се използва при теста на Йохансен и по-късно при конструиране на векторната авторегресия. Ако тестът на Йохансен покаже наличие на коинтеграционна връзка между променливите, е приложена ограничена векторна авторегресия (restricted VAR), известна още като векторна корекция на грешката (Vector Error Correction – VEC). В противен случай се използва неограничена векторна авторегресия (unrestricted VAR).

При подбора на обяснителните променливи, които участват във векторната авторегресия, са отчетени общите характеристики на паричните съвети и спецификите на българския.

Резултати от емпиричния анализ

Детерминантите на паричната база в България при паричен съвет са идентифицирани чрез векторна авторегресия, в която участват следните променливи:

Дискреция или автоматичен механизъм определя монетарните условия в България?

MB – парична база; *BP* – салдо по платежния баланс; *GD* – депозит на правителството в баланса на управление „Емисионно“ на Българска народна банка, *MRR* – процент на задължителните минимални резерви на търговските банки; *INTR_EA* – лихвен процент по основните операции по рефинансиране на Европейската централна банка. Целевата променлива е *MB*. Всички показатели са изчислени като процентни темпове на изменение спрямо предходния месец с изключение на *MRR*, които са дадени като процент от депозитите на търговските банки, и на *INTR_EA*.

Таблица 1

Групов тест за стационарност на *MB* и *BP*

Метод	Статистика	Вероятност	Кроссекции	Наблюдения
Нулева хипотеза: Има единичен корен (допуска наличието на общи процеси на единичен корен)				
Левин, Лин и Шу t^*	-4.70754	0.0000	2	394

Източник. Собствени изчисления.

Груповият тест за единичен корен на *MB* и *BP* (табл. 1) показва, че променливите са стационарни като група (интегрирани от ред нула). Това означава, че не съществува дългосрочно равновесие между динамиката на паричната база и салдото по платежния баланс и че автоматичният механизъм за възстановяване на икономическото равновесие при българския паричен съвет не работи в чист вид (като коинтеграция между *MB* и *BP*).

Таблица 2

Групови тестове за стационарност на *MB*, *BP*, *GD*, *MRR* и *INTR_EA*

Метод	Статистика	Вероятност	Кроссекции	Наблюдения
Нулева хипотеза: Има единичен корен (допуска наличието на общи процеси на единичен корен)				
Левин, Лин и Шу t^*	-2.13989	0.0162	5	988

Източник. Собствени изчисления.

Груповият тест за единичен корен на *MB*, *BP*, *GD*, *MRR* и *INTR_EA* (табл. 2) сочи, че променливите са стационарни като група (интегрирани от ред нула). Това предполага, че няма дългосрочно равновесие между изменението на паричната база и салдото по платежния баланс дори при наличието на дискреционни променливи в модела и че автоматичният механизъм за възстановяване на икономическото равновесие при българския паричен съвет не функционира дори с елементи на дискреция. Стационарността на променливите като група изисква връзката между тях да се моделира чрез неограничена векторна авторегресия, а не чрез векторна корекция на грешката.

Тестът за оптималния брой на лаговете във векторната авторегресия показва, че според критериите на Шварц и Ханан-Куин този брой е два лага (вж. табл. 3). Векторната авторегресия е оценена с два лага.

Таблица 3

Определяне на броя на лаговете във векторната авторегресия

Брой лагове	Критерий на Филипс-Перон	Критерий на Акайке	Критерий на Шварц	Критерий на Ханан-Куин
0	535.1346	20.47190	20.55553	20.50576
1	0.518998	13.53343	14.03519	13.73657
2	0.305374	13.00258	13.92245*	13.37499*
3	0.314694	13.03141	14.36942	13.57310
4	0.278049	12.90530	14.66143	13.61627
5	0.310617	13.01233	15.18659	13.89257
6	0.189469*	12.51247*	15.10485	13.56199
7	0.211926	12.61679	15.62730	13.83559
8	0.236177	12.71488	16.14352	14.10295

* Показва оптималния брой лагове според дадения критерий.

Източник. Собствени изчисления.

Уравнението за целевата променлива във VAR модела MB след постъпково отстраняване на статистически незначимите променливи има вида:

$$(5) \quad MB = 0.07 - 0.44*MB(-1) - 0.21*MB(-2) - 0.01*MRR(-2) + 0.06*INTR_EA(-1) - 0.05*INTR_EA(-2)$$

Резултатите от оценката на уравнение (5) са показани в табл. 4.

Таблица 4

Резултати от иконометричната оценка на уравнение (5)

Променлива	Коефициент	Стандартна грешка	t-Отношение	Вероятност
C	0.069837	0.023621	2.956535	0.0035
MB(-1)	-0.438917	0.068517	-6.405986	0.0000
MB(-2)	-0.205053	0.069680	-2.942789	0.0036
MRR(-2)	-0.005738	0.002389	-2.401551	0.0173
INTR_EA(-1)	0.055258	0.019295	2.863777	0.0046
INTR_EA(-2)	-0.052941	0.019314	-2.741134	0.0067

Източник. Собствени изчисления.

Върху процентния темп на изменение на паричната база въздействие оказват лаговите стойности на същия показател, на задължителните минимални резерви и на лихвения процент по основните операции по рефинансиране на Европейската централна банка. Единствената статистически значима променлива, даваща възможност за дискреционна парична политика, е процентът на ЗМР.

Стойността на коефициента на детерминация (R-squared = 0.20) показва, че 20% от изменението на темпа на изменение на паричната база на България могат да се обяснят чрез промени в участващите в уравнение (5) независими променливи. Вероятността на F-отношението (Probability F-statistic = 0.00) показ-

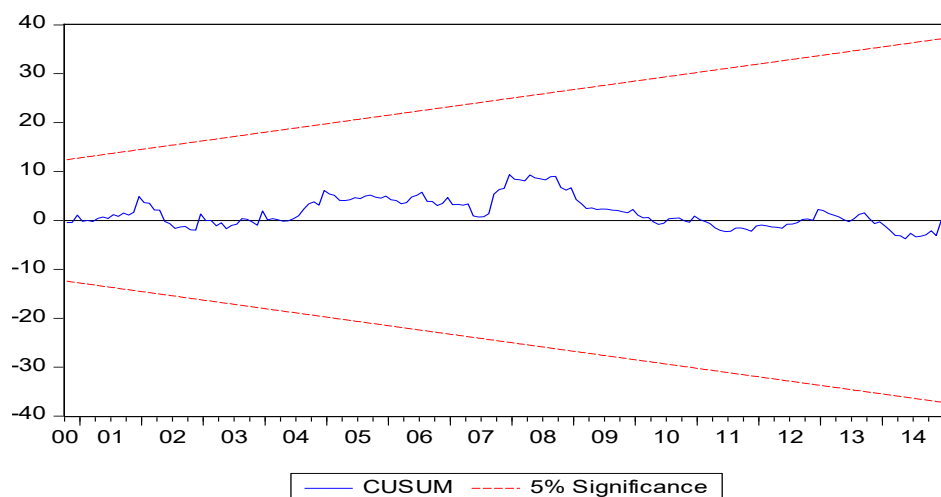
Дискреция или автоматичен механизъм определя монетарните условия в България?

ва, че се потвърждава алтернативната хипотеза за адекватност на използвания модел. Задължително обаче трябва да се направи уточнението, че това не означава, че моделът е най-добрият възможен, а просто, че отразява адекватно връзката между зависимата и независимите променливи.

Резултатите от теста CUSUM сочат, че уравнение (5) е динамично стабилно (фиг. 1), тъй като действителните стойности на CUSUM са в рамките на доверителния интервал при 5% равнище на значимост. Резултатите от теста на Рамзи (вероятност на F-отношението 0.1612) дават основание да се приеме нулевата хипотеза за отсъствие на грешки в спецификацията на уравнение (5).

Фигура 1

Тест CUSUM за динамична стабилност на уравнение (5)



Източник. Собствени изчисления.

Изводи от емпиричния анализ

Емпиричните резултати от изследването показват, че автоматичният механизъм за възстановяване на икономическото равновесие при българския паричен съвет не функционира нито в чист вид (като коинтеграция между *MB* и *BP*), нито с елементи на дискреция (като коинтеграция между *MB*, *BP*, *GD*, *MRR* и *INTR_EA*). Въздействие върху паричната база оказват стойностите в предходни периоди на същия показател, на размера на ЗМР и на основния лихвен процент в Еврозоната. Възможностите за дискреционно влияние върху паричната база в условията на българския паричен съвет са свързани с промяна на процента на ЗМР. Не са открити доказателства за статистически значим ефект на депозита на правителството в пасивите на паричния съвет върху паричната база.

Дискреционно въздействие върху паричния пазар

Ликвидният ефект (ЛЕ) е важна част от механизма за монетарна трансмисия и неговото съществуване създава условия за влияние на паричните върху реалните макроикономически променливи. Ако е налице ЛЕ, за кратък период от време парите не са неутрални. Ликвидният ефект може да се дефинира като спад на номиналните лихвени проценти в резултат от екзогенен позитивен шок върху паричната база (Chobanov and Nenovsky, 2004). Тъй като в кратък срок цените са негъвкави, нарастването на паричната база понижава и реалните лихвени проценти, което води до реструктуриране на портфейлите на стопанските агенти и до засилване на икономическата активност.

Анализът в тази част се ограничава до описание на възможните източници на екзогенни шокове върху паричната база и измерване на ликвидния ефект в условията на „мекия“ български вариант на паричен съвет. Основният източник на екзогенни шокове върху паричната база у нас са промените в правителствения депозит в управление „Емисионно“ на БНБ. Ликвидният ефект при паричен съвет може да се раздели на два вида – международен и национален. Първият се предизвиква от паричната политика на централната банка, чиято валута се използва като резервна, а вторият се свързва с възможността за въздействие върху паричната база от страна на националните фискални и монетарни власти. Това разделение е до голяма степен условно, тъй като приходите от приватизация на държавна собственост и заемите от МВФ, които са част от платежния баланс, могат да се смятат едновременно и за международни, и за национални източници на шокове върху паричната база (Petrov, 2000).

Присъствието на правителствен депозит в баланса на паричния съвет дава на българското правителство възможност за провеждане на дискреционна парична политика с фискални средства. Промените в правителствения депозит влияят пряко върху паричната база и ликвидността в икономиката и непряко върху лихвените проценти. Nenovsky и Hristov (1998) не откриват емпирични доказателства за въздействие на правителствения депозит върху лихвените проценти на междубанковия пазар, най-вероятно заради твърде краткия период на анализа. Petrov (2000) обаче стига до заключението, че правителственият депозит генерира асиметрични ликвидни шокове, които централната банка не може да компенсира, и че колебанията в този депозит са главната причина за колебанията на лихвените проценти на междубанковия пазар.

Тук е възприета дефиницията за ЛЕ на Nenovsky, Hristov и Mihaylov (2001): „намаляване на номиналните лихвени проценти в резултат от позитивен шок (нарастване) на фискалните резерви на правителството“. Приложена е методологията „векторна авторегресия“ за установяване на въздействието на правителствения депозит GD , задължителните минимални резерви MRR и основния лихвен процент на ЕЦБ $INTR_EA$ върху лихвения процент на междубанковия пазар $INTR_BG$. Използвани са месечни данни за периода януари 1998 - декември 2018 г. Правителственият депозит (фискалният резерв) е изчислен като

Дискреция или автоматичен механизъм определя монетарните условия в България?

процентен темп на изменение спрямо предходния месец, а ЗМР са дадени като процент от депозитите.

Тестовите за единичен корен (вж. табл. 5 и 6) показват, че базовите стойности на променливите не са стационарни като група, но първите им разлики са.

Таблица 5

Групов тест за стационарност на базовите стойности на *GD, MRR INTR_EA* и *INTR_BG*

Метод	Статистика	Вероятност	Кроссекции	Наблюдения
Нулева хипотеза: Има единичен корен (допуска наличието на общи процеси на единичен корен)				
Левин, Лин и Шу t*	-0.01668	0.4933	4	582

Таблица 6

Групов тестове за стационарност на първите разлики на *GD, MRR INTR_EA* и *INTR_BG*

Метод	Статистика	Вероятност	Кроссекции	Наблюдения
Нулева хипотеза: Има единичен корен (допуска наличието на общи процеси на единичен корен)				
Левин, Лин и Шу t*	-5.27746	0.0000	3	433

Източник. Собствени изчисления.

Тестът за оптималния брой на лаговете във векторната авторегресия показва, че според критериите на Филипс-Перон, Акайке и Ханан-Куин този брой е три лага (табл. 7).

Таблица 7

Определяне на броя на лаговете във векторната авторегресия

Брой лагове	Критерий на Филипс-Перон	Критерий на Акайке	Критерий на Шварц	Критерий на Ханан-Куин
0	0.234193	9.899897	9.983160	9.933732
1	4.44e-06	-0.972790	-0.556477	-0.803617
2	2.72e-06	-1.465606	-0.716241*	-1.161095
3	2.07e-06*	-1.738720*	-0.656305	-1.298871*
4	2.33e-06	-1.622065	-0.206598	-1.046877
5	2.27e-06	-1.654099	0.094418	-0.943572
6	2.47e-06	-1.576228	0.505340	-0.730363
7	2.83e-06	-1.448346	0.966274	-0.467142
8	2.93e-06	-1.422969	1.324701	-0.306428

* Показва оптималния брой лагове според дадения критерий.

Източник. Собствени изчисления.

Тестът за коинтеграция на Йохансен показва, че *GD, MRR, INTR_EA* и *INTR_BG* са коинтегрирани с едно коинтеграционно уравнение и според двата критерия – Trace и Max-eigenvalue. Затова е конструирана векторна корекция на грешката (VEC) с три лага и едно коинтеграционно уравнение.

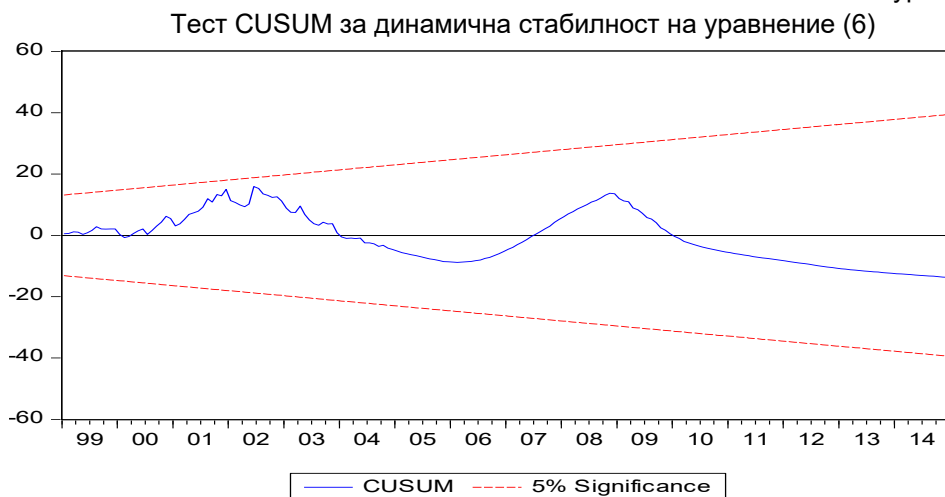
Уравнението за целевата променлива във VEC модела $INTR_BG$ след постъпково отстраняване на статистически незначимите променливи има вида:

$$(6) \quad D(INTR_BG) = -0.0044*(INTR_BG(-1) + 33.1970*GD(-1) + 0.8836*MRR(-1) - 1.4455*INTR_EA(-1) - 10.9046) + 0.1412*D(INTR_BG(-1)) + 0.1755*D(INTR_BG(-3)) + 0.4059*D(GD(-1)) + 0.2593*D(GD(-2)) + 0.1526*D(MRR(-2)) + 0.3708*D(INTR_EA(-1)) - 0.0062.$$

Всички променливи в уравнение (6) са статистически значими при критично равнище на значимост 10%. Първият член на уравнението се нарича „член на корекция на грешката“ и индикира наличие на дългосрочна връзка между променливите $D(INTR_BG)$, $INTR_BG(-1)$, $GD(-1)$, $MRR(-1)$ и $INTR_EA(-1)$. Знакът му (отрицателен) показва, че тази връзка е равновесна, а абсолютната му стойност (0.0044) сочи скоростта на коригиране на отклоненията от дългосрочното равновесие – 0.44% на период/месец. Последният член на уравнение (6) е константа (свободен член), а останалите членове показват краткосрочни връзки между зависимата и независимите променливи. Знаците на регресионните коефициенти пред правителствения депозит и ЗМР са положителни и отговарят на теоретичните очаквания.

Стойността на коефициента на детерминация ($R\text{-squared} = 0.47$) показва, че 47% от изменението на лихвения процент на междубанковия пазар в България могат да се обяснят чрез промените на участващите в уравнение (6) независими променливи. Вероятността на F-отношението ($\text{Probability F-statistic} = 0.00$) показва, че се потвърждава алтернативната хипотеза за адекватност на използвания модел. Задължително обаче трябва да се направи уточнението, че това не означава, че моделът е най-добрият възможен, а просто, че отразява адекватно връзката между зависимата и независимите променливи.

Фигура 2



Източник. Собствени изчисления.

Дискреция или автоматичен механизъм определя монетарните условия в България?

Резултатите от теста CUSUM сочат, че уравнение (6) е динамично стабилно (вж. фиг. 2), тъй като действителните стойности на CUSUM са в рамките на доверителния интервал при 5% равнище на значимост.

Статистическата значимост на регресионните коефициенти пред правителствения депозит и задължителните минимални резерви свидетелства за наличие на дискреционно въздействие върху лихвените проценти на паричния пазар с фискални и монетарни средства. Емпиричните резултати от изследването потвърждават хипотезата за съществуване на ликвиден ефект в условията на българския паричен съвет.

Автоматичният механизъм и паричното предлагане

Методология и данни, използвани при емпиричния анализ

В представеното изследване е приложен методът векторна авторегресия (VAR). Използвани са месечни данни на БНБ и ЕЦБ за периода януари 1998 - декември 2018 г. Всички показатели са изчислени като процентни темпове на изменение спрямо предходния месец с изключение на ЗМР, които са дадени като процент от депозитите, и основния лихвен процент в Еврозоната.

Всички променливи са тествани за стационарност. Ако се установи, че те са интегрирани от първи ред, са направени тестове за оптимален брой на лаговете и за коинтеграция на Йохансен. Оптималният брой лагове се използва при теста на Йохансен и по-късно при конструиране на векторната авторегресия. Ако тестът на Йохансен покаже наличие на коинтеграционна връзка между променливите, е приложена ограничена векторна авторегресия (restricted VAR), известна още като векторна корекция на грешката (Vector Error Correction – VEC). В противен случай се използва неограничена векторна авторегресия (unrestricted VAR).

При подбора на обяснителните променливи, които участват във векторната авторегресия, са отчетени общите характеристики на паричните съвети и спецификите на българския ПС.

Резултати от емпиричния анализ

Детерминантите на паричното предлагане в България при паричен съвет са идентифицирани чрез векторна авторегресия, в която участват следните променливи: *M3* – парично предлагане; *BP* – салдо по платежния баланс; *GD* – депозит на правителството в баланса на управление „Емисионно“ на БНБ; *MRR* – процент на задължителните минимални резерви на търговските банки; *INTR_EA* – лихвен процент по основните операции по рефинансиране на Европейската централна банка. Целевата променлива е *M3*. Всички показатели (без *INTR_EA* и *MRR*) са изчислени като процентни темпове на изменение спрямо предходния месец.

Таблица 8

Групов тест за стационарност на $M3$ и BP

Метод	Статистика	Вероятност	Кроссекции	Наблюдения
Нулева хипотеза: Има единичен корен (допуска наличието на общи процеси на единичен корен)				
Левин, Лин и Шу t^*	-24.8959	0.0000	2	405

Таблица 9

Групови тестове за стационарност на $M3$, BP , GD , MRR и $INTR_EA$

Метод	Статистика	Вероятност	Кроссекции	Наблюдения
Нулева хипотеза: Има единичен корен (допуска наличието на общи процеси на единичен корен)				
Левин, Лин и Шу t^*	-2.58536	0.0049	5	999

Източник. Собствени изчисления.

Тестовите за единичен корен (вж. табл. 8 и 9) на две групи променливи (първа група $M3$ и BP ; втора група $M3$, BP , GD , MRR и $INTR_EA$) показват, че променливите са стационарни (интегрирани от ред нула), от което могат да се направят следните изводи:

- Не съществува дългосрочно равновесие нито между първата, нито между втората група променливи. Това означава, че автоматичният механизъм за възстановяване на икономическото равновесие при българския паричен съвет не работи нито в чист вид (като коинтеграция между $M3$ и BP), нито с елементи на дискреция (като коинтеграция между $M3$, BP , GD , MRR и $INTR_EA$).
- За моделиране на връзката между $M3$, BP , GD , MRR и $INTR_EA$ трябва да се приложи неограничена векторна авторегресия, а не векторна корекция на грешката.

Таблица 10

Определяне на броя на лаговете във векторната авторегресия

Брой лагове	Критерий на Филипс-Перон	Критерий на Акайке	Критерий на Шварц	Критерий на Ханан-Куин
0	1047993.	28.05177	28.13540	28.08563
1	1054.799	21.15039	21.65215	21.35353
2	657.7841	20.67767	21.59755*	21.05008*
3	652.9010	20.66899	22.00700	21.21068
4	638.2561	20.64400	22.40013	21.35496
5	684.9147	20.71082	22.88508	21.59106
6	416.5536*	20.20801*	22.80040	21.25753
7	472.1661	20.32563	23.33615	21.54443
8	557.7694	20.48199	23.91063	21.87007

* Показва оптималния брой лагове според дадения критерий.

Източник. Собствени изчисления.

Дискреция или автоматичен механизъм определя монетарните условия в България?

Тестът за оптималния брой на лаговете във векторната авторегресия показва, че според критериите на Шварц и Ханан-Куин този брой е два лага (вж. табл. 10). Векторната авторегресия е оценена с два лага.

Уравнението за целевата променлива във VAR модела $M3$ след постъпково отстраняване на статистически незначимите променливи има вида:

$$(7) \quad M3 = 3.19 + 0.18*M3(-1) - 0.04*GD(-1) - 0.32*INTR_EA(-1) - 0.26*MRR(-1).$$

Резултатите от оценката на уравнение (7) са показани в табл.11.

Таблица 11

Резултати от иконометричната оценка
на уравнение (7)

Променлива	Коефициент	Стандартна грешка	t-Отношение	Вероятност
C	3.189584	1.156991	2.756793	0.0064
M3(-1)	0.177895	0.070042	-2.539837	0.0119
GD(-1)	-0.037540	0.013553	2.769821	0.0061
INTR_EA(-1)	-0.318928	0.101792	3.133129	0.0020
MRR(-1)	-0.261222	0.116617	-2.239997	0.0262

Източник. Собствени изчисления.

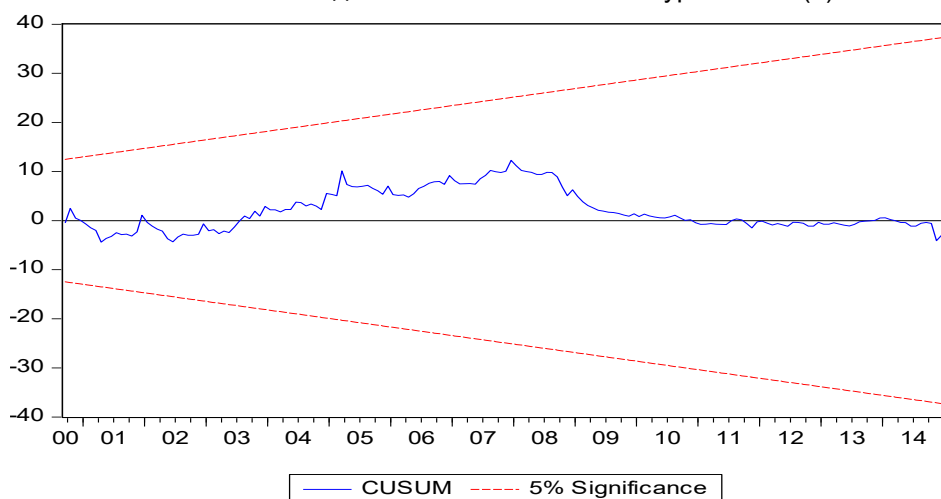
Върху процентния темп на изменение на паричното предлагане въздействия оказват лаговите стойности на паричното предлагане, правителствения депозит, основния лихвен процент на ЕЦБ и задължителните минимални резерви. Налице са статистически доказателства за дискреционно влияние върху паричното предлагане чрез депозита на правителството в баланса на управление „Емисионно“ на БНБ и чрез ЗМР.

Стойността на коефициента на детерминация (R -squared = 0.12) показва, че 12% от промяната на темпа на изменение на паричното предлагане в България могат да се обяснят чрез промени в участващите в уравнение (7) независими променливи. Вероятността на F -отношението (Probability F -statistic = 0.00) показва, че се потвърждава алтернативната хипотеза за адекватност на използвания модел. Задължително трябва обаче да се направи уточнението, че това не означава, че моделът е най-добрият възможен, а просто, че отразява адекватно връзката между зависимата и независимите променливи.

Резултатите от теста CUSUM сочат, че уравнение (7) е динамично стабилно (вж. фиг. 3), тъй като действителните стойности на CUSUM са в рамките на доверителния интервал при 5% равнище на значимост. Резултатите от теста на Рамзи (вероятност на F -отношението 0.1895) дават основание да се приеме нулевата хипотеза за отсъствие на грешки в спецификацията на уравнение (7).

Фигура 3

Тест CUSUM за динамична стабилност на уравнение (7)



Източник. Собствени изчисления.

Изводи от емпиричния анализ

Емпиричните резултати от изследването показват, че автоматичният механизъм за възстановяване на икономическото равновесие при българския паричен съвет не функционира нито в чист вид (като коинтеграция между $M3$ и BP), нито с елементи на дискреция (като коинтеграция между $M3$, BP , GD , MRR и $INTR_EA$). Въздействие върху паричното предлагане оказват стойностите в предходния период на същия показател, правителственият депозит, основният лихвен процент на ЕЦБ и задължителните минимални резерви. Възможностите за дискреционно влияние върху паричното предлагане в условията на българския паричен съвет са свързани с промяна на депозита на правителството в баланса на управление „Емисионно“ на БНБ и на процента на ЗМР.

Дискреционно влияние върху инфлацията

Целта на анализа тук е да се установят възможностите за фискално и монетарно въздействие върху нормата на инфлация в условията на българския паричен съвет. За изпълнение на тази цел е конструирана векторна авторегресия със следните променливи: $INFL_BG$ – процентен темп на изменение на хармонизирания индекс на потребителските цени в България спрямо предходния период (месец); GD – процентен темп на изменение на депозита на правителството в управление „Емисионно“ на БНБ спрямо предходния период (месец); MRR – процент на ЗМР; $INFL_EA$ – процентен темп на изменение на хармонизирания индекс на потребителските цени в Еврозоната спрямо пред-

Дискреция или автоматичен механизъм определя монетарните условия в България?

ходния период (месец). Целевата променлива е *INFL_BG*. *GD* и *MRR* са макроикономически инструменти, които изразяват възможностите за дискреционно въздействие на българските фискални и монетарни власти върху месечния темп на инфлация. *INFL_EA* показва инфлационната динамика в Еврозоната, която при фиксиран валутен курс на лева към еврото е основен двигател на инфлационните процеси в България. Използвани са месечни данни на БНБ и Евростат за периода 1998-2018 г.

Таблица 12

Групов тест за стационарност на *INFL_BG*, *GD*, *MRR* и *INFL_EA*

Метод	Статистика	Вероятност	Кроссекции	Наблюдения
Нулева хипотеза: Има единичен корен (допуска наличието на общи процеси на единичен корен)				
Левин, Лин и Шу t*	-4.35661	0.0000	4	786

Източник. Собствени изчисления.

Груповият тест за единичен корен на *INFL_BG*, *GD*, *MRR* и *INFL_EA* (табл. 12) показва, че променливите са стационарни като група (интегрирани от ред нула). Това означава, че за моделиране на връзката между тях трябва да се използва неограничена векторна авторегресия, а не векторна корекция на грешката.

Таблица 13

Определяне на броя на лаговете във векторната авторегресия

Брой лагове	Критерий на Филипс-Перон	Критерий на Акайке	Критерий на Шварц	Критерий на Ханан-Куин
0	25.73533	14.59937	14.66627	14.62646
1	1.985950	12.03756	12.37206*	12.17298*
2	2.024573	12.05661	12.65871	12.30037
3	2.071817	12.07915	12.94886	12.43125
4	1.997035	12.04142	13.17873	12.50186
5	2.170497	12.12316	13.52807	12.69194
6	1.631587	11.83547	13.50798	12.51258
7	1.324794*	11.62401*	13.56412	12.40946
8	1.404086	11.67795	13.88566	12.57173

* Показва оптималния брой лагове според дадения критерий.

Източник. Собствени изчисления.

Тестът за оптималния брой на лаговете във векторната авторегресия показва, че според критериите на Шварц и Ханан-Куин този брой е един лаг (вж. табл. 13). Векторната авторегресия е оценена с един лаг.

Уравнението за целевата променлива във VAR модела *INFL_BG* след постъпково отстраняване на статистически незначимите променливи има вида:

$$(8) \quad INFL_BG = 0.21 + 0.36*INFL_BG(-1) - 0.01*GD(-1).$$

Резултатите от оценката на уравнение (8) са представени в табл. 14.

Таблица 14

Резултати от иконометричната оценка на уравнение (8)

Променлива	Коефициент	Стандартна грешка	t-Отношение	Вероятност
C	0.213562	0.062687	3.406788	0.0008
INFL_BG(-1)	0.358798	0.065215	5.501748	0.0000
GD(-1)	-0.011472	0.005025	-2.282909	0.0235

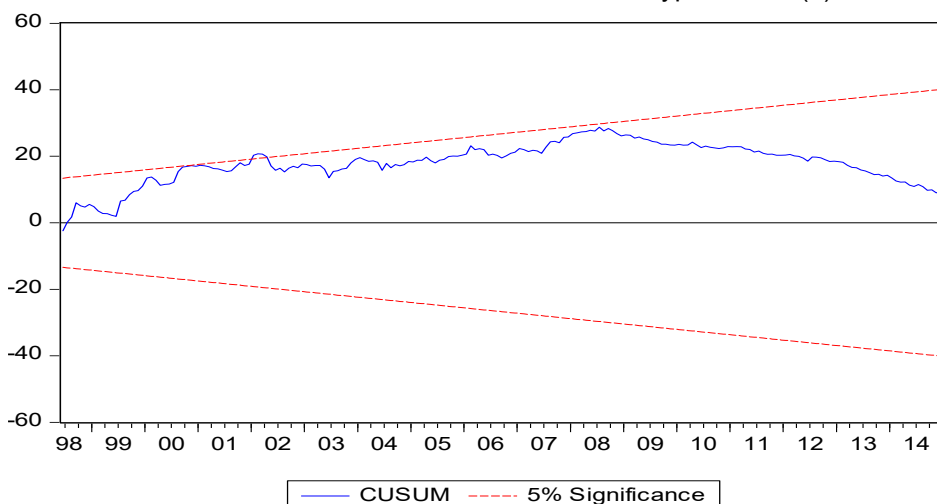
Източник. Собствени изчисления.

Върху месечната норма на инфлация в България въздействие оказват стойностите в предходния период на същия показател и на процентния темп на изменение на депозита на правителството в управление „Емисионно” на БНБ. Правителството има възможност дискреционно да влияе върху инфлацията с фискални средства, като 1% изменение във фискалните му резерви води по 0.01% промяна в месечната норма на инфлация в противоположната посока.

Стойността на коефициента на детерминация ($R\text{-squared} = 0.15$) показва, че 15% от месечната инфлация у нас могат да се обяснят чрез промени в участващите в уравнение (8) независими променливи. Вероятността на F-отношението ($\text{Probability F-statistic} = 0.00$) показва, че се потвърждава алтернативната хипотеза за адекватност на използвания модел. Задължително обаче трябва да се направи уточнението, че това не означава, че моделът е най-добрият възможен, а просто, че отразява адекватно връзката между зависимата и независимите променливи.

Фигура 4

Тест CUSUM за динамична стабилност на уравнение (8)



Източник. Собствени изчисления.

Дискреция или автоматичен механизъм определя монетарните условия в България?

Резултатите от теста CUSUM сочат, че уравнение (8) е динамично стабилно (вж. фиг. 4), тъй като действителните стойности на CUSUM са в рамките на доверителния интервал при 5% равнище на значимост. Резултатите от теста на Рамзи (вероятност на F-отношението 0.9473) дават основание да се приеме нулевата хипотеза за отсъствие на грешки в спецификацията на уравнение (8).

Емпиричният анализ в тази част предоставя доказателства за дискреционно въздействие на правителството с фискални средства върху инфлацията през изследвания период 1998-2018 г.

*

Представеният емпиричен анализ дава доказателства за дискреционно въздействие върху паричната база, паричното предлагане, лихвените проценти на междубанковия пазар и месечната норма на инфлация:

- Установено е съществуването на ликвиден ефект (влияние на промените в правителствения депозит и задължителните минимални резерви върху лихвените проценти на междубанковия пазар).

- През периода 1998-2018 г. промените в ЗМР са въздействали върху паричната база, паричното предлагане и лихвения процент на междубанковия пазар.

- През същия период измененията в правителствения депозит в управление „Емисионно“ са оказвали ефект върху паричното предлагане, лихвения процент на междубанковия пазар и месечния темп на инфлация.

Емпиричните резултати показват, че автоматичният механизъм за постигане на външно равновесие на икономиката, характерен за ортодоксалните парични съвети, не работи в български условия. При българския паричен съвет не съществува дългосрочна равновесна връзка между салдото по платежния баланс, паричната база и паричното предлагане нито в чист вид, нито с елементи на дискреция. Може да се заключи, че възможностите за монетарна дискреция при българския паричен съвет са нарушили функционирането на автоматичния приспособителен механизъм, който е типичен за класическите парични съвети.

Нарушеното функциониране на автоматичния механизъм за уравнивяване на платежния баланс се отразява върху валидността на хипотезата за двойния дефицит. Според тази хипотеза при паричен съвет и висока склонност към внос наличието на бюджетен дефицит увеличава паричното предлагане и вноса, като по такъв начин съдейства за формирането на дефицит по текущата сметка. Както обаче доказват редица изследвания (Ganchev, 2010; Ganchev et al., 2012 и др.), хипотезата за двойния дефицит не се потвърждава за България. Възможни причини за невалидността на тази хипотеза в български условия са нарушената работа на автоматичния приспособителен механизъм на българския паричен съвет и наличието на екстремно потребителска данъчна система в нашата страна (Тодоров, 2013).

Използвана литература:

Тодоров, И. (2013). Българският паричен съвет в контекста на бъдещото членство на България в еврозоната. *Икономически и социални алтернативи*, N 3, с. 112-124.

Chobanov, P. and N. Nenovsky (2004). *Money Market Liquidity under Currency Board – Empirical Investigations for Bulgaria*. William Davidson Institute Working Paper N 693, May.

Desquilbet, J. and N. Nenovsky (2004). *Credibility and Adjustment: Gold Standards Versus Currency Boards*. William Davidson Institute Working Paper N 692, May.

Ganchev, G. (2010). The twin deficit hypothesis: the case of Bulgaria. *Financial Theory and Practice* 34 (4), pp. 357-377.

Ganchev, G., E. Stavrova, and V. Tsenkov (2012). Testing the Twin Deficit Hypothesis: The Case of Central and Eastern European Countries. *International Journal of Contemporary Economics & Administrative Sciences* 2 (1), pp. 1-23.

Miller, J. (1999). *The Currency Board in Bulgaria: The First Two Years*. BNB Discussion Papers, DP/11/1999.

Nenovsky, N. and K. Hristov, (1998). *Financial Repression and Credit Rationing under Currency Board Arrangement for Bulgaria*. BNB Discussion Papers, DP/2/1998.

Nenovsky, N. and K. Hristov (2002). The new currency boards and discretion: empirical evidence from Bulgaria. *Economic Systems*, 26, pp. 55-72.

Nenovsky, N., K. Hristov, and M. Mihaylov (2001). A simple test of currency board automatic mechanism in Bulgaria, Estonia and Lithuania. *Journal des Economistes et des Etudes Humaines* XI (4), pp. 575-616.

Petrov, B. (2000). *Bank Reserves Dynamics under Currency Board in Bulgaria*. Bulgarian National Bank Discussion Paper, DP/15/00.

7.04. 2020 г.